



انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه ای

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران



دانشگاه بوعلی سینا

۵۴

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۸-۲۳۲۲

|| فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۴ || شماره ۵۴ || ۱۴۰۴ ||

- ۹-۳۴

◀ بررسی و تحلیل بزرگ‌ترین موانع تولید و سرمایه‌گذاری در ایران
سید محمد موسی مطلبی، زینب مرتضوی فر، علی رنجبرکی، احمد شکیب
- ۳۵-۶۳

◀ رابطه نااطمینانی اقتصادی جهانی و قیمت نفت خام: تحلیلی با مدل‌های ترکیبی VAR و MGARCH
ماندانا شیراوند، سجاد فرجی دیزجی، عباس عساری آرانی
- ۶۵-۱۰۲

◀ تحلیل اثرپذیری ثبات نظام بانکی از متغیرهای نهادی؛ شواهدی از اقتصاد ایران، رویکرد GMM-SYS
زهرا کرمی تکانلو، حسین اصغرپور، حمید نصیری
- ۱۰۳-۱۳۸

◀ تأثیر سیاست‌های حداقل پارکینگ بر قیمت مسکن (مطالعه موردی مناطق منتخب شهر تهران)
مجید افشاری‌راد، محسن ابراهیمی، سید پوریا موسوی
- ۱۳۹-۱۷۱

◀ بررسی عوامل مؤثر بر صادرات خرمای ایران با تأکید بر نقش ساختار بازار شرکای تجاری
محمد خداوردی‌زاده، اتابک کاظم پورکهریز، رضا شاگری بستان آباد
- ۱۷۳-۲۰۳

◀ مدل‌سازی رفتار پس‌انداز خانوارهای شهری ایران: شواهدی از رگرسیون چندکی
علی رضا جلیلی مرند

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

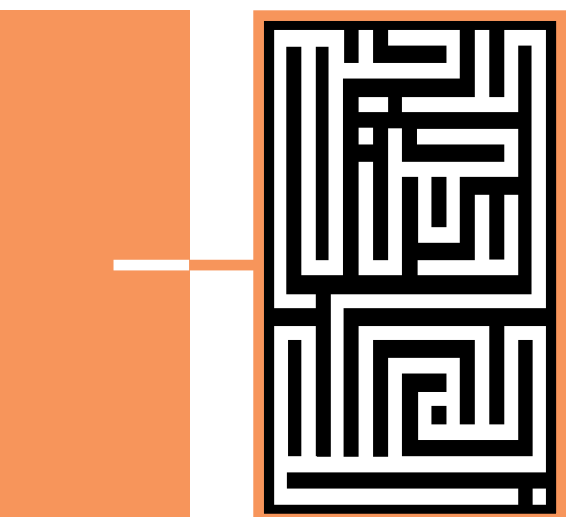
- مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحه A۴ باشد.
- مقاله تایپ شده با قلم B Mitra ۱۳ برنامه Word ۲۰۱۰ و مطابق با معیارهای مندرج در این راهنما ارسال شود.

۲- ساختار علمی مقاله

- ساختار مقاله به صورت زیر تنظیم شود:
- مقدمه: شامل تعریف موضوع طرح مسأله و بیان اهداف.
- بررسی پیشینه: موضوع و چارچوب نظری و طرح پرسش‌ها/ یا فرضیات تحقیق.
- روش‌شناسی تحقیق: روش تحقیق متغیرهای مورد بررسی و فنون گردآوری و تحلیل داده‌ها.
- ارائه یافته‌ها، تجزیه و تحلیل و تفسیر آن‌ها.
- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری.
- یادداشت‌ها و پیوست‌ها (در صورت لزوم).
- فهرست منابع فارسی و انگلیسی به روش APA.
- خلاصه‌ای از سوابق و علایق آموزشی و پژوهشی نویسنده/ نام دانشگاه یا مؤسسه وابسته/ نشانی الکترونیکی.
- چکیده انگلیسی همراه با کلیدواژه‌ها در پایان مقاله.

۲- شیوه ارجاع و استناد

- ارجاع در متن مقاله
- پس از مطلب اقتباس شده، مستقیم یا غیرمستقیم: (نام خانوادگی صاحب اثر، سال انتشار: شماره صفحه یا صفحات).
- در صورتی که اثر مورد استفاده به زبان فارسی ترجمه شده باشد، تاریخ انتشار اثر ترجمه شده و در غیر این صورت تاریخ انتشار متن به زبان اصلی ذکر شود.
- ارجاع در پایان مقاله (کتابنامه)
- فهرست منابع مورد استفاده در پایان مقاله به ترتیب الفبایی حرف اول نام خانوادگی نویسنده یا صاحب اثر به شرح زیر تنظیم گردد.



بسمه تعالی
گواهی رتبه علمی



جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم، تحقیقات و فناوری
معاونت پژوهش و فناوری
کمیسیون نشریات علمی

نشریه

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

با صاحب امتیازی دانشگاه بوعلی سینا بر اساس آیین نامه
نشریات علمی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ در ارزیابی سال
۱۳۹۹، موفق به کسب رتبه الف شده است.

بی تردید تلاش دست اندرکاران آن نشریه سهم بسزایی در
گسترش مرزهای دانش و ارتقای کیفی و کمی جایگاه علمی
کشور خواهد داشت.

محسن شریفی
مدیر کل دفتر سیاستگذاری و برنامه ریزی
امور پژوهشی و دبیر کمیسیون نشریات
علمی

رتبه علمی

الف

پروسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR



مدیریت پژوهش و فناوری ایران
سامانه یکپارچه مدیریت
اطلاعات پژوهشی و فناوری
MAPFA.MSRT.IR

فصلنامه علمی

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا

با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای

آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

شماره مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷

نشریه دارای درجه علمی از کمیسیون بررسی اعتبار نشریات علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری براساس رأی

جلسه مورخ ۱۳۹۰/۱۲/۲۴ به شماره ۲/۲۷۱۰۱۶ به فصلنامه علمی پژوهشی است.

ناشر: دانشگاه بوعلی سینا



© حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۴. ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.

Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

نشانی پایگاه نشریه: <https://aes.basu.ac.ir/>

فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران	
شماره ۵۴، سال ۱۴، زمستان ۱۳۹۴	
۹-۲۴	➤ بررسی و تحلیل مرگ‌ومیر موالید و سربازان کشته شده در ایران سید محمد موسی عطایی، زینب مرادپوری، علی تاجزهی، احمد شکیبا
۲۵-۴۲	➤ رابطه تأثیرات اقتصادی موالید و نسبت نفیست نظامی و امنیتی ایران MOARCHY و VAR مهدی دادا شهباز، سعید احمدی، عباس حدادی، علی حدادی
۴۵-۱۰۲	➤ تحلیل رایجی ذات نظام بانکی از منظرهای نهادی، شواهدی از اقتصاد ایران، رویکرد ODM-SYS رضا کریمی، کاظم حسینی، امیرحسین حسینی، سعید احمدی
۱۰۳-۱۲۸	➤ تأثیر سیاست‌های هدف و تکنیک بر قیمت‌گذاری نظامی موالید، مطالعه موردی مناطق منتخب کشور ایران مهدی حدادی، زکریا حدادی، سعید احمدی
۱۲۹-۱۷۱	➤ بررسی عوامل مؤثر بر مشارکت عمومی ایران و تأثیر آن بر نقش مشاوران و کارکنان اجرایی محمد حدادی، زکریا حدادی، زکریا حدادی، زکریا حدادی
۱۷۲-۲۰۳	➤ مدل‌سازی و اعتبار سنجش مدل‌های شواهدی ایران، شواهدی از کشورهای چنگی علی حدادی، زکریا حدادی، زکریا حدادی، زکریا حدادی

فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال ۱۴، شماره ۵۴، ۱۴۰۴

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲

صاحب امتیاز: دانشگاه بوعلی سینا

با همکاری: انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای

مدیر مسئول: سعید عیسی‌زاده

سرمدیر: محمد حسن فطرس

مدیر اجرایی: اسماعیل ترکمنی

مدیر داخلی و کارشناس: خلیل‌الله بیگ محمدی

ویراستار انگلیسی: آذر سرمدی‌جو

طراح لوگو: حمیدرضا چتربحر

هیأت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

محسن بهمنی اسکویی (استاد گروه اقتصاد دانشگاه ویسکانسین آمریکا)

محمد هاشم پسران (استاد گروه اقتصاد دانشگاه کمبریج انگلستان)

محمد رضا فرزنانگان (استاد گروه اقتصاد دانشگاه فیلپس ماربورگ آلمان)

امیر کیا (استاد گروه اقتصاد دانشگاه یوتای آمریکا)

اسفندیار معصومی (استاد گروه اقتصاد کالج اموری، آمریکا)

عبدالکریم ذولکفلی (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه ملی مالزی)

سید عزیز آرمین (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران)

مصیب پهلوانی (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصادی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران)

سعید راسخی (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران)

محمد علیزاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران)

سعید عیسی‌زاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران)

علی حسین صمدی (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران)

محمد حسن فطرس (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران)

محمد قربانی (استاد گروه کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)

محمد رضا لطفعلی پور (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)

محمد علی متفکر آزاد (استاد گروه توسعه اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران)

نادر مهرگان (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران)

محمود هوشمند (استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)

پست الکترونیکی نشریه: Email: aesi@basu.ac.ir

وبسایت: <https://aes.basu.ac.ir/>

آدرس نشریه: همدان، چهارباغ شهید احمدی روشن، دانشگاه بوعلی سینا، ساختمان مرکزی، معاونت

پژوهشی، دفتر نشریات علمی دانشگاه.

تلفن: ۰۸۱-۳۱۴۰۱۴۵۵

- ۹-۳۴ بررسی و تحلیل بزرگ‌ترین موانع تولید و سرمایه‌گذاری در ایران
سید محمد موسی مطلبی، زینب مرتضوی فر، علی رنجبرکی، احمد شکیبا
- ۳۵-۶۳ رابطه نااطمینانی اقتصادی جهانی و قیمت نفت خام: تحلیلی با مدل‌های ترکیبی VAR و MGARCH
ماندانا شیراوند، سجاد فرجی دیزجی، عباس عساری‌آرانی
- ۶۵-۱۰۲ تحلیل اثرپذیری ثبات نظام بانکی از متغیرهای نهادی؛ شواهدی از اقتصاد ایران، رویکرد GMM-SYS
زهرا کریمی تکانلو، حسین اصغرپور، حمید نصیری
- ۱۰۳-۱۳۸ تأثیر سیاست‌های حداقل پارکینگ بر قیمت مسکن (مطالعه موردی مناطق منتخب شهر تهران)
مجید افشاری‌راد، محسن ابراهیمی، سید پوریا موسوی
- ۱۳۹-۱۷۱ بررسی عوامل مؤثر بر صادرات خرمای ایران با تأکید بر نقش ساختار بازار شرکای تجاری
محمد خداوردی‌زاده، اتابک کاظم پورکهریز، رضا شاکری بستان‌آباد
- ۱۷۳-۲۰۳ مدل‌سازی رفتار پس‌انداز خانوارهای شهری ایران: شواهدی از رگرسیون چندکی
علی‌رضا جلیلی‌مرند

دکتر ابوالفضل شاه آبادی
دکتر اسماعیل ترکمنی
دکتر پریسا مهاجری
دکتر جلال منتظری شورکچالی
دکتر جواد طاهرپور
دکتر حمید آسایش
دکتر داریوش وافی نجار
دکتر زینب دره نظری
دکتر سید احسان حسینی دوست
دکتر علی امامی میبدی
دکتر علی اکبر قلی زاده
دکتر مانی موتمنی
دکتر محبوبه دلفان
دکتر محمد صیادی
دکتر محمد حسن فطرس
دکتر محمدرضا منجذب
دکتر مسعود نیکو قدم
دکتر مصطفی بنی اسدی
دکتر هانیه صداقت
دکتر بیونس نادمی

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2025 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

Analysis of the Biggest Obstacles to Business and Investment in Iran

Seyed Mohammad Mousa Motalebi¹ , Zeinab Mortazavifar² ,
Ali Ranjbaraki³ , Ahmad Shakiba⁴ 

Type of Article: Research

 <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30611.3773>

Received: 2025/02/28; Revised: 2025/04/26; Accepted: 2024/06/04

Pp: 9-34

Abstract

Despite the abundant savings in the country, the failure to convert them into economically productive capital and the continuous growth is one of the structural problems of the country. Issues such as underemployment of production factors, low productivity, poverty, and the like have arisen for this reason. Understanding the country's investment climate, which is the goal of this study, can be effective in planning for converting savings into capital. In this article, using the World Bank's "Enterprise Survey" method and its questionnaire, the investment climate issues from the perspective of economic enterprises in the country have been identified, categorized, and compared with the average of the countries under study and the average of the region. In this survey, dimensions such as regulations and taxes, corruption, financing, infrastructure, innovation and technology, trade, labor, crime, the informal sector, gender, enterprise characteristics and enterprise performance have been examined. the most important question of questionnaire is the biggest obstacle from the perspective of the enterprise. The results of this survey indicate that: In most components of the estimated indicators, Iran's situation is more unfavorable compared to the average of the world and the MENA region. The findings also indicate that nearly 44% of the firms considered financing, 15% political instability and 7% tax rate as the biggest obstacle which together constitute nearly 65% of the investment obstacles. Therefore, it is necessary to address these three important obstacles in economic policy-making, especially in the areas of investment and business.

Keywords: Investment Climate, Business Environment, Survey of Economic Enterprises, Business Obstacles, Investment Obstacles.

JEL Classification: R58, D23.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Institute of Humanities and Social Studies of Acecr, Tehran, Iran (Corresponding Author). **Email:** motalebi@acecr.ir

2. Instructor, Business Department, Institute of Development Studies of Acecr, Tehran, Iran.

3. Assistant Professor, Department of Economics, Institute of Humanities and Social Studies of Acecr, Tehran, Iran.

4. Instructor, Department of Economics, Institute of Humanities and Social Studies of Acecr, Tehran, Iran.

1. Introduction

One of the characteristics of successful developed and developing countries is the appropriate state of the investment. Currently, economic enterprises in the country are facing various issues, the main of which is financing and instability. These restrictions act as barriers to business and increase production costs, especially transaction costs. In the last few decades, due to various institutional-historical reasons, capital accumulation, and economically productive investment have been very low. This has led to a gradual decline in productive investment and ultimately a decline in national output and economic growth in the country. The growth of the total net capital stock at constant prices in 2016 has been on a downward trend from 4.5 percent in 2012 and has not grown at all in 2019. Improving the investment climate can help change the current trend of capital formation and accumulation. The fundamental question in examining the investment climate in the economy is why the private sector does not make enough productive investment? And what is the biggest obstacle to investment and production?

2. Materials and Methods

The basis of the present study to answer the above question is the World Bank's "Enterprise Survey". The enterprise survey is conducted by asking private sector activists about the factors affecting the business environment of the enterprises under their management. This index tries to provide an overall picture of the private sector of the economy (non-agricultural) in different regions. The statistical population of this survey is the manufacturing and production, services, transportation and construction sectors in all countries of the world. In the World Bank's approach to assessing the investment climate, the survey has been used as one of the effective methods. It seems that the research of [Dollar et al., \(2005\)](#) is the theoretical basis of the World Bank's investment climate survey. In these studies, the concept of investment climate with the concept of high-quality institutions in the macroeconomics, namely social infrastructure, property rights, non-discriminatory policies, transaction costs, government, tax regulations and quality, infrastructure and labor, are considered as key inputs to investment activities. In the design of this research, based on statistical data and World Bank standards, the sample population was determined from six provinces of the country and three sectors of industry, services and other non-agriculture, and then sampling was carried out. The number of statistical population and sample population, separated by sector and province, was 1100 firms selected from different provinces and sectors.

3. Data

Data collection is in the form of structured interviews. Excel, SPSS and Stata were used to collect and analyze data. The Enterprise Survey collects information from business owners and managers on a range of topics related to the business environment. One of the most important indicators is the question of the greatest business obstacle. The components related to this indicator briefly state what percentage of enterprises choose each obstacle as the greatest. These components can help policymakers set priorities when designing targeted programs and policies to improve the enabling business environment. The World Bank's Biggest Barriers to Doing Business survey measures 15 factors and indicates the percentage of firms that consider a given barrier to doing business as the biggest obstacle. These include: access to finance, access to land, business licenses, corruption, courts,

crime, customs and trade regulations, electricity, inadequate education of the workforce, labor regulations, political instability, informal sector performance, tax administration, tax rates, and transportation. The index is analyzed based on the estimated size of the index, which is compared to the average for the MENA region, and the world.

4. Discussion

Based on the findings of this study, the surveyed firms in the country have stated that financing is the biggest obstacle to their business, and 39.7% of firms have listed financing as the main obstacle to their activities. In other countries of the world, financing is also mentioned by firms with a share of 14.3%. In the MENA region, after political instability as the biggest obstacle or 19.1%

In Iran, 4.4% of firms have stated that access to land is their main problem, while this ratio is 1.3% in other countries of the world and 2.4% in the MENA region.

Also, 1.9% of the firms in the country have listed commercial licenses as the most important obstacle to their activities, which is lower compared to other countries of the world with 2.6% and countries in the MENA region with 3.7%.

Corruption is mentioned by 1.4% of the firms in the country as the most important obstacle to business. In other countries of the world, 6.8 percent and in the countries of the MENA region, 9 percent of the firms had this opinion, which is higher than in Iran.

A small percentage of the firms in the country have introduced courts as an obstacle. This ratio is also less than one percent in other countries of the world and the MENA region.

Crime and theft have been declared as a major obstacle by 1.4 percent of the firms in the country, and this figure was 2.8 percent in other countries of the world and 1.9 percent in the MENA region, which is a higher figure.

A small percentage of the firms in the country have declared customs and trade regulations as an obstacle to their business. In other countries of the world and the MENA region, this ratio includes about 3.5 percent of the firms, which is a higher figure than the firms in the country.

The percentage of firms in the country that have declared electricity as their biggest obstacle is 2.1%, which is much lower compared to other countries in the world with 8.9% of firms and the MENA region with 11.7%.

Regarding inadequate education, about 2.6% of firms in the country have stated it as the main obstacle to their activities, while this ratio is 9.5% in other countries in the world and 8.7% in the MENA region, which is a significant ratio.

Only 0.4% of firms in the country have considered labor regulations as the main obstacle to their activities. This ratio is 3.4% in other countries in the world and 2.7% in the MENA region.

Political instability has been declared as the biggest obstacle to business by 19.8% of firms in the country, 19.1% of firms in the MENA region and 11.6% in the rest of the world.

4.5% of the country's enterprises have considered the performance of the informal sector as an obstacle to their activities, while this ratio is 8.11% in other countries of the world and 7.7% in the MENA region.

1% of the country's enterprises have declared tax management as a major obstacle to their activities. This ratio is 6.2% in the MENA region and close to Iran, while the average for the world's countries is 4%.

The percentage of enterprises in the country that have considered tax rates as the biggest obstacle to their activities is about 4.6%, while the world's countries are 13.1% and the MENA countries are 11%.

Transportation has been declared as the main obstacle to their activities by 2.1% of the country's enterprises. This percentage is 4% and 7.3% for the world's countries and the MENA region, respectively.

5. Conclusion

Business owners are always faced with various obstacles and problems in their activities, obstacles that are sometimes imposed on them by the business environment and disrupt their activities. This report examines a number of issues and problems that businesses face, and asks businesses which of the environmental obstacles they consider to be the biggest obstacle to their business activities. The results of the study show that businesses in the country have identified financing as the most important obstacle to business activities, with political instability being the next biggest obstacle to business after financing. Therefore, nearly 65 percent of businesses in the country have identified financing and political instability as the biggest obstacles to their activities, which indicates the importance of these two issues and the need for more attention and planning by officials in the methods of financing businesses and providing political stability. Transportation, corruption, and access to land are in the next ranks. The informal sector, courts, crime and theft, and customs regulations are barriers that are of much less relative importance to businesses than other barriers.

Acknowledgements

Finally, the authors would like to express their gratitude to the anonymous referees of the journal for their valuable input and contribution to the improvement and depth of the article.

Observation Contribution

This article is derived from a research project led by Seyed Mohamad Mousa Motlabi, and the other authors were his colleagues.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 شاپای چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۸-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۴ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).



بررسی و تحلیل بزرگ‌ترین موانع تولید و سرمایه‌گذاری در ایران*

سید محمد موسی مطلبی^۱، زینب مرتضوی فر^۲، علی رنجبرکی^۳، احمد شکبیا^۴

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30611.3773>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۱۰، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۲/۰۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۵

صص: ۳۴-۹

چکیده

با وجود پس‌انداز فراوان در کشور، عدم تبدیل آن به سرمایه مولد اقتصادی و افزایش مستمر تولید ملی یکی از مشکلات ساختاری کشور است. مسائلی هم‌چون اشتغال ناقص و بیکاری عوامل تولید، بهره‌وری اندک، فقر و مانند آن، به همین دلیل ایجاد شده است. شناخت فضای سرمایه‌گذاری کشور که هدف این مطالعه است، می‌تواند به برنامه‌ریزی برای تبدیل پس‌انداز به سرمایه مؤثر باشد. در این پژوهش با استفاده از روش «پیمایش بنگاه» بانک جهانی و با استفاده از پرسش‌نامه آن، مسائل فضای سرمایه‌گذاری از نگاه بنگاه‌های اقتصادی کشور شناسایی، دسته‌بندی و با متوسط کشورهای تحت بررسی و متوسط منطقه، مقایسه شده‌اند. در این پیمایش ابعادی چون: مقررات و مالیات، فساد، تأمین مالی، زیرساخت‌ها، نوآوری و فناوری، تجارت، نیروی کار، جرم، بخش غیررسمی، جنسیت، ویژگی‌های بنگاه، پرسش از بزرگ‌ترین مانع از نظر بنگاه و عملکرد بنگاه، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این پیمایش گویای آن است که: در بیشتر مؤلفه‌های شاخص‌های برآوردشده وضعیت ایران در مقایسه نامناسب‌تر است؛ هم‌چنین نزدیک به ۴۴٪ بنگاه‌ها مهم‌ترین مانع را تأمین مالی، ۱۵٪ بی‌ثباتی سیاسی و ۷٪ آن را نرخ مالیات دانسته‌اند که جمعاً نزدیک به ۶۵٪ موانع سرمایه‌گذاری را تشکیل می‌دهد و ضرورت تمرکز سیاست‌ها بر آن را تأکید می‌کند.

کلیدواژگان: فضای سرمایه‌گذاری، محیط کسب‌وکار، پیمایش بنگاه‌های اقتصادی، موانع کسب‌وکار.
طبقه‌بندی JEL: R58, D23.

*. این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول است.

۱. استادیار گروه اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات اجتماعی جهاد دانشگاهی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

Email: motalebi@acecr.ac.ir

۲. مربی گروه کسب‌وکار، پژوهشکده مطالعات توسعه جهاد دانشگاهی، تهران، ایران.

Email: z.mortazavi@acecr.ac.ir

۳. استادیار گروه اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات اجتماعی جهاد دانشگاهی، تهران، ایران.

Email: ranjbaraki@acecr.ac.ir

۴. مربی گروه اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات اجتماعی جهاد دانشگاهی، تهران، ایران.

Email: shakiba@acecr.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از مشخصات کشورهای موفق توسعه یافته و در حال توسعه وضعیت مناسب فضای سرمایه گذاری و محیط کسب و کار است. در حال حاضر بنگاه های اقتصادی در کشور با مسائل گوناگونی مواجه است که اصلی ترین آن بی ثباتی ها و محدودیت های دیگری است که بیشتر از محیط بیرونی بر آن تحمیل می شود. این محدودیت ها به عنوان موانع تولید عمل می کند و هزینه های تولید به ویژه هزینه های مبادلاتی تولید را افزایش می دهد. از جمله مشکلاتی که در حال حاضر اقتصاد ایران با آن مواجه است مسئله تورم است که موجب بی ثباتی شده و شرایط را برای تصمیم گیری های تولیدی از جمله سرمایه گذاری ابتدایی و نیز سرمایه گذاری مجدد با چالش هایی روبرو کرده است. مسائل دیگری چون قوانین و مقررات در حوزه مالیات، تأمین اجتماعی، قوانین کار و قوانین تجاری و مانند آن نیز از مسائل فضای سرمایه گذاری است.

هم چنین مجموعه شرایط کشور مانند (تحریم، پر هزینه بودن فضای کسب و کار، جذابیت بالای بازارهای غیرمولد، نوسانات ارزی بسیار و ...) فضای اقتصادی کشور و به تبع آن متغیرهای کلان، از جمله سرمایه گذاری (سرمایه گذاری خصوصی و دولتی) را با نااطمینانی هایی روبرو کرده است (رهنمون و همکاران، ۱۴۰۲: ۶۶).

به طور کلی افزایش تولید ملی و دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی نیازمند توجه به عوامل مؤثر و شکل دهنده آن است. طبق بررسی های نظری و تجربی صورت گرفته مهم ترین عامل شکل گیری و افزایش تولید ملی، سرمایه گذاری مولد اقتصادی و انباشت سرمایه است. منظور از سرمایه هرگونه ارزش اقتصادی انباشته شده (همانند مواد اولیه، ماشین آلات، نیروی انسانی متخصص، منابع فرهنگی و اجتماعی، منابع مالی و اعتباری و ...) است که در فرآیند تولید به کار گرفته می شود. سرمایه توان زایش ارزش اقتصادی را دارد و یکی از نهاده های اصلی تولید در اقتصاد است. سرمایه گذاری زمانی در اقتصاد صورت می گیرد که موجودی واقعی کالاها و خدمات مولد تولیدی افزایش و در نهایت تولید و ثروت واقعی کشور افزایش یابد.

در چند دهه اخیر به دلایل مختلف نهادی- تاریخی سرمایه، انباشت سرمایه و سرمایه گذاری مولد اقتصادی بسیار کم بوده است. این موضوع سبب کاهش تدریجی سرمایه گذاری مولد اقتصادی و در نهایت کاهش تولید ملی و رشد اقتصادی در کشور شده است. همان طور که در جدول ۱ مشاهده می شود رشد موجودی سرمایه خالص کل به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ هـ.ش از ۴/۵ درصد سال ۱۳۹۱ هـ.ش، روندی نزولی داشته و در سال ۱۳۹۸ هـ.ش هیچ رشدی نداشته است و این به آن معناست که سرمایه گذاری در این سال تنها توانسته است هلاک سرمایه را پوشش دهد. این روند در سال های بعد کمی افزایش می یابد و در سال ۱۴۰۱ هـ.ش به ۰/۴ درصد می رسد که کمتر از یک دهم آن مربوط به سال ۱۳۹۱ هـ.ش است. کاهش سرمایه گذاری و به تعبیر دیگر عدم سرمایه گذاری زمینه ها و موانعی را در پی دارد که از سطح فراکلان و فرهنگی تا رویه های اجرایی و خرد را در بر می گیرد. توجه جدی به سرمایه گذاری و انباشت سرمایه در اقتصاد ایران به عنوان عاملی راهبردی در سیاست گذاری و برنامه ریزی اقتصادی می تواند زمینه رفع بسیاری از مشکلات و نواقص در اقتصاد ایران گردد. بهبود فضای سرمایه گذاری در اقتصاد ایران می تواند به تغییر روند فعلی تشکیل و انباشت سرمایه کمک کند. برای بهبود فضای سرمایه گذاری لازم است نسبت به مسائل و موانع شناسایی و برای رفع آن ها برنامه ریزی شود. سؤال اساسی در بررسی فضای سرمایه گذاری در اقتصاد ایران این است که چرا بخش خصوصی به اندازه کافی سرمایه گذاری مولد اقتصادی انجام نمی دهد؟ و بزرگ ترین مانع سرمایه گذاری و تولید چیست؟

جدول ۱: نرخ رشد موجودی سرمایه خالص کل (به قیمت‌های ثابت ۱۳۹۵)
Tab. 1: Growth rate of total net capital stock (at constant prices of 2016)

سال	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	۱۴۰۱
رشد موجودی سرمایه خالص کل	۴/۵	۳/۱	۳/۳	۲	۱/۷	۱/۵	۰/۴	۰	۰/۱	۰/۱	۰/۴

(منبع: معاونت اقتصادی بانک مرکزی، موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۲).

۲. پیشینه پژوهش

«پاداش» و همکاران (۱۳۹۰)، به تبیین رشد اقتصادی ایران با رویکرد نهادی پرداختند. این تحقیق در پی جست‌وجو برای یافتن شواهدی در جهت آزمون پیوند میان نهادها و رشد اقتصادی در ایران، به ارزیابی محیط نهادی در ایران از منظر شاخص‌های بانک جهانی و «بنیاد هریتیج» پرداخته است. جهت مشاهده آثار محیط نهادی نامساعد در اقتصاد ایران از منظر اقتصادسنجی، با اتکای به مطالعه «گلیسر»^۱ و همکاران (۲۰۰۴)، چند مدل رگرسیونی مبتنی بر داده‌های مقطعی برآورد گردیده است؛ نتایج رگرسیون‌های برآوردشده، حاکی از آن است که نهادها در رشد اقتصادی ایران موضوعیت دارند. هنگامی که نقش عامل سرمایه انسانی را در کنار نقش نهادها آزمون می‌کنیم به این یافته مهم دست می‌یابیم که سرمایه انسانی هم بر رشد اقتصادی ایران اثر معناداری دارند.

از جنبه اهمیت امنیت برای سرمایه‌گذاری نیز «سعادت‌مهر» (۱۳۹۰) با تمرکز بر دوره زمانی ۸۷-۱۳۶۳ ه‍.ش به کمک مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی^۲ اثر امنیت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران را بررسی کرد و به این نتیجه رسید که امنیت سرمایه‌گذاری هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت بر سرمایه‌گذاری در ایران، تأثیر معناداری دارد. این تأثیر در بلندمدت، بیشتر از کوتاه‌مدت است به‌طوری که یک واحد افزایش در نرخ ریسک، به‌طور متوسط در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب باعث کاهش سرمایه‌گذاری به میزان ۰.۴۲ و ۱.۸۸ میلیارد ریال می‌شود. نتایج مدل تصحیح خطا نشان داد که ایجاد یک تغییر در متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری، بعد از گذشت یک سال و نیم به‌طور کامل اثر خود را بر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران نشان می‌دهد.

«مهرگان» و «سپهبان» (۱۳۹۱) با استفاده از روش الگوی پویای خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی و آزمون علیت گرنجری، اثرات مخارج مصرفی و عمرانی دولت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران در دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ ه‍.ش. را بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری از طرف رشد اقتصادی و افزایش اعطای اعتبارات و تسهیلات توسط شبکه بانکی به بخش خصوصی به سمت افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود دارد. همچنین در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری از طرف افزایش هزینه‌های عمرانی دولت و افزایش تورم به سمت کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود دارد و بالأخره در کوتاه‌مدت و بلندمدت هیچ رابطه علیتی از طرف افزایش هزینه‌های مصرفی بخش دولتی به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود ندارد.

«پایتختی» و همکاران (۱۳۹۱) مدیریت عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران از طریق تعیین عوامل تأثیرگذار بر رفتار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از بردار هم‌انباشستگی که از روش آزمون هم‌گرایی یوهانسن به‌دست آمد، بیان‌گر آن است که تغییرات نرخ واقعی ارز بر مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تأثیر مثبت دارد و سیاست‌های پولی (اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی) و

¹ Glaeser

² ARDL (Autoregressive Distributed Lag)

مالی (سرمایه‌گذاری دولتی) نقش مهم و اساسی در تعیین رفتار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران، ایفا می‌نماید.

«میدری» و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه خود به ارزیابی موانع کسب‌وکار در استان زنجان پرداخته‌اند. برای این منظور از سه روش مکمل استفاده شده است.

- استفاده از پرسش‌نامه «پیمایش بنگاه» به‌کار گرفته شده توسط بانک جهانی برای ارزیابی و پیمایش

فضای سرمایه‌گذاری از منظر صاحبان کسب‌وکار

- مطالعه شاخص‌های تحقق یافته در رابطه با محیط کسب‌وکار

- ارزیابی شکایات واصله به ستاد سرمایه‌گذاری استان.

- نتایج مطالعه حاکی از آن است که وجود زمین‌های دارای معارض، دشواری اخذ مجوز، موانع اخذ اعتبار، اختلافات کافرمايان با تأمین اجتماعی و واردات نامنظم کالاهای چینی از مهم‌ترین موانع کسب‌وکار در استان زنجان است. آن‌ها در این مطالعه پیشنهاد داده‌اند که تهیه نقشه جامع سرمایه‌گذاری، صدور مجوز منحصربه‌فرد در استان، تأسیس بانک توسعه منطقه‌ای و تشکیل شورای حل اختلاف سازمان تأمین اجتماعی و کارفرمایان می‌تواند برخی موانع را برطرف کند.

به‌طور کلی می‌توان مطالعات تجربی درباره تحلیل نهادی-تاریخی سرمایه‌گذاری را در گروه‌های مطالعات پیرامون ساختار انگیزشی، ریسک و نااطمینانی، امنیت، حقوق مالکیت، حکمرانی و هزینه مبادله طبقه‌بندی کرد. از نظر ریسک «گریف» و همکاران (۲۰۱۱) در مطالعه تجربی اثر نهادها بر سرمایه‌گذاری با اتکاء به یک مدل نسل‌های هم‌پوش^۱ سابقه دو کشور انگلستان و چین در گذار به اقتصاد مدرن را ارزیابی کرده‌اند. از دید آن‌ها اجرای کامل قراردادهای، تحدید ریسک‌های توسعه دانایی و رفع تهدیدات مربوط به واکنش زورگویانه گروه‌های متضرر از نوآوری، مبانی نهادی رشد سرمایه‌گذاری و به تبع آن رشد اقتصادی هستند. براساس مدل آن‌ها هر فرد بین سرمایه‌گذاری روی دو نوع فناوری سنتی با ریسک و بازدهی اندک و فناوری مدرن با ریسک و بازدهی بالا انتخاب می‌کند. نهادهای تسهیم ریسک روی این انتخاب کارگر می‌افتند و برای نمونه در انگلستان، سیستم نهادهای اجتماعی به‌صورت محوریت خانواده هسته‌ای و فردگرایانه بود که در انتخاب فناوری، امکان ریسک‌پذیری را می‌افزود اما در سیستم مبتنی بر تبار و طایفه، انتخاب‌های هر نسل مقید به تأیید نسل قبل بود که امکان ریسک‌پذیری را می‌کاست و بیشتر انتخاب‌ها به سمت فناوری سنتی بود.

در مطالعات جدیدتر، تمرکز موضوعی به سمت کیفیت نهادی و شاخص‌های بین‌المللی ساختار نهادی معطوف شده است اما مسئله ناامنی و نااطمینانی هم‌چنان در مصدر توجه پژوهش‌گران است. طبق مطالعه «حیدری» و «علی‌نژاد» (۱۳۹۳) کیفیت نهادها و زیرساخت‌های اجتماعی در کشورهای در حال توسعه از عوامل مهم تأثیرگذار بر رشد و توسعه اقتصادی به‌شمار می‌روند. بسیاری از تحلیل‌گران نیز بر این باورند که در بین عوامل نهادی، حاکمیت قانون یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های نظام مناسب برای سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی است. نویسندگان مقاله در این مطالعه در پی بررسی تأثیر متغیر نهادی حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی کشورهای D8 در طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۲م. بوده‌اند. آن‌ها برای دستیابی به هدف خود از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی^۲ استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل آن‌ها ضمن رد فرضیه خطی‌بودن، یک مدل دو رژیمی با حد آستانه‌یی ۵۱۱/۰- را برای شاخص حاکمیت قانون نشان می‌دهد. نتایج این پژوهش حاکی از

^۱ OLG(Overlapping Generation Model)

^۲ PSTR(Panel Smooth Transition Regression)

تأثیرگذاری مثبت شاخص حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی است که شدت آن در رژیم دوم بیشتر است. همچنین نتایج نشان داده است که متغیرهای مخارج تحصیل و صادرات مواد خام کشاورزی در رژیم اول تأثیر منفی و در رژیم دوم تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند. سایر نتایج نیز حاکی از معناداری ضریب تأثیرگذاری مثبت شاخص توسعه مالی و شاخص باز بودن اقتصاد و نیز تأثیرگذاری منفی نرخ تورم در هر دو رژیم می‌باشند.

«شاه‌آبادی» و همکاران (۱۳۹۵) بر این باورند که کشورهایی که امنیت سرمایه‌گذاری بالایی دارند، می‌توانند از مزایای تجهیز پس‌اندازها برای سرمایه‌گذاری در فعالیتهای تولیدی بیشتر بهره‌مند شوند. به دلیل این که بهبود امنیت سرمایه‌گذاری منجر به تمایل بیشتر پس‌اندازکنندگان برای مشارکت در بازار سهام می‌گردد. همچنین امنیت سرمایه‌گذاری نقش تعیین‌کننده‌ای در فرآیند تجهیز پس‌اندازها به سوی فعالیتهای تولیدی از طریق بازار سرمایه و به‌ویژه تحریک پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاری در بازار سهام دارد. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۲-۱۳۹۲ ه‍.ش، تأثیر امنیت سرمایه‌گذاری بر تجهیز منابع مالی بازار سرمایه ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد امنیت سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی در بازار سرمایه دارد. همچنین متغیرهای توسعه بازار سهام، اختلاف بازدهی بازار سهام نسبت به بازارهای رقیب و نرخ پس‌انداز تأثیر مثبت و معناداری بر تجهیز منابع مالی در بازار سرمایه دارند در حالی که توسعه بخش بانکی تأثیر منفی و معناداری بر تجهیز منابع مالی در بازار سرمایه دارند.

«محمدزاده» و همکاران (۱۳۹۷) با هدف بررسی تأثیر حفاظت از حقوق مالکیت و ریسک‌های سیاسی بر روی جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مطالعه‌ای را انجام دادند. در این مطالعه، ۲۲ کشور منتخب درحال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۰ م. و با استفاده از رهیافت تابلویی VAR مورد بررسی قرار گرفتند در این مطالعه از شاخص تعارض‌های داخلی ارائه‌شده توسط راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری به‌عنوان معیاری برای ریسک سیاسی استفاده‌شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در اثر یک شوک مثبت در شرایط سیاسی در کشورهای درحال توسعه، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌شدت واکنش مثبت نشان می‌دهد. واکنش مثبت FDI نسبت به شوک‌های ریسک سیاسی از سال دوم تا سال هفتم با شیب ملایمی روند کاهشی دارد و به‌معنای این است که تبعات وجود شرایط امن در کشورهای میزبان تا مدت‌ها می‌تواند منجر به افزایش سرمایه‌گذاری خارجی در این کشورها شود. همچنین، یک شوک مثبت در قوانین کشورهای در حال توسعه تا دو دوره می‌تواند منجر به افزایش سرمایه‌گذاری خارجی در آن کشورها شود. همچنین، نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در کشورهای درحال توسعه از میان متغیرهای انتخاب‌شده، تأثیر شوک‌های ریسک سیاسی و رشد تولید ناخالص داخلی بزرگتر از تأثیر دیگر متغیرها نظیر شوک‌های حقوق مالکیت و درجه باز بودن تجاری بر جذب سرمایه‌گذاری‌های خارجی است.

۳. مراکز و شاخص‌های مرتبط با فضای سرمایه‌گذاری

با توجه به اهمیت فضای سرمایه‌گذاری و محیط کسب‌وکار مراکز متعددی به معرفی شاخص در این زمینه پرداخته‌اند. در جدول ۲، شاخص‌های و مراکز رویکرد هر یک آورده‌شده است.

جدول ۲: شاخص‌های جهانی پایش فضای سرمایه‌گذاری و محیط کسب‌وکار

Tab. 2: Global indicators for monitoring the investment climate and business environment

ردیف	عنوان	مرکز	لایه‌های مورد بررسی	اهداف	تعداد شاخص‌ها	رویکرد
۱	سهولت کسب و کار ^۱	بانک جهانی ^۲	ملی	ارائه نسخه‌های بهبود محیط کسب‌وکار	۱۱	نئوکلاسیک و نهادگرایی
۲		سازمان توسعه صنعتی ملل متحد ^۳	ملی	ایجاد مزیت رقابتی دانش‌محور است و مواردی چون توسعه خوشه‌ها، ارتقای زنجیره ارزش، سیاست گذاری، انتقال فناوری و غیره		نئوکلاسیک نئوساختارگرایانه
۳		واحد ارتباطات و توسعه اقتصادی ^۴	ملی، منطقه‌ای و بخشی	کاهش هزینه‌ها، افزایش سودآوری و سهم بازار کاهش ریسک ناشی از تغییرات قوانین افزایش رقابت در جهت افزایش کارایی و نوآوری		نئوکلاسیک و نهادگرایی
۴	فضای سرمایه‌گذاری	دولت آمریکا	ملی	آگاهی بخشی به کارگزاران و سرمایه‌گذاران بخش خصوصی و دولتی آمریکایی نسبت به شرایط اقتصادی کشورهای مختلف	۱۵	
۵	فضای سرمایه‌گذاری	بانک جهانی	ملی، منطقه‌ای، بخشی	بهبود فضای سرمایه‌گذاری	۱۱	نئوکلاسیک و نهادگرایی

در داخل کشور نیز مراکز متعددی به پایش و فضای سرمایه‌گذاری و تولید پرداخته‌اند. اطلاعات این مراکز در جدول ۳، درج شده است.

جدول ۳: شاخص‌های داخلی پایش فضای سرمایه‌گذاری و محیط کسب‌وکار

Tab. 3: National indicators for monitoring the investment climate and business environment

ردیف	عنوان	مرکز	لایه‌های مورد بررسی	اهداف	تعداد شاخص‌ها	رویکرد
۱	سهولت کسب و کار بانک جهانی	سازمان سرمایه‌گذاری و کمک‌های اقتصادی و فنی ایران	ملی	پایش محیط کسب‌وکار	۱۰	بانک جهانی
۲	محیط کسب‌وکار	مرکز پژوهش‌های مجلس	ملی، استانی، بخشی	پایش محیط کسب‌وکار به منظور اشراف بیشتر قانون‌گذاران بر سنجش آثار	۲۳	الگوی کارآفرینی شین (محیط نهادی و اقتصادی)

¹ Doing business

² World bank

³ United Nation Industrial Development Organization (UNIDO)

⁴ Department of Community & Economic Development(DCED)

		تصمیمات و کمک به اتخاذ تصمیم‌های مؤثرتر و کاراتر				
الگوی کارآفرینی شین (محیط نهادی و اقتصادی)	۲۱	پایش محیط کسب‌وکار	ملی، استانی، بخشی، فعالیت‌های اقتصادی (ISIC)	مرکز تحقیقات و بررسی‌های اقتصادی اتاق بازرگانی ایران،	محیط کسب‌وکار	۳
	۱۰			شرکت نوسازی صنایع ایران	محیط کسب‌وکار	۴
بانک جهانی (نتوکلاسیک و نهادگرایی)	۱۱	پایش فضای سرمایه‌گذاری	ملی، منطقه‌ای، بخشی	پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات اجتماعی جهاد دانشگاهی	فضای* سرمایه‌گذاری بانک جهانی	۵

(منبع: * مطلبی، (۱۴۰۱)).

۴. محیط کسب‌وکار و فضای سرمایه‌گذاری

محیط کسب‌وکار به دلیل تأثیر بر هزینه‌های تولید و شرایط رقابت بنگاه از اهمیت زیادی برخوردار است. به‌طور کلی یک بنگاه اقتصادی دو نوع هزینه دارد یکی هزینه‌ای که برای تولید کالا می‌پردازد و هزینه تولید نام دارد. دیگری هزینه‌هایی است که از محیط به بنگاه تحمیل می‌شود و هزینه محیط نام دارد و از اختیار بنگاه خارج است. این هزینه‌ها شامل نوسانات قطع برق، میزان رشوه و مشکلات سیستم قضایی و مقررات ورود و خروج و کسب مجوز و مانند آن است. گاهی این قبیل هزینه‌ها به اندازه‌ای بالاست که صاحبان کسب‌وکار رغبتی به استفاده از فرصت‌های اقتصادی پیدا نمی‌کنند (مؤمنی، ۱۳۸۶) بنگاه‌هایی که از نظر هزینه‌های اول برابر ولی در هزینه‌های نوع دوم نابرابر باشند قدرت رقابت متفاوتی خواهند داشت و بنگاهی که در محیطی با هزینه کمتر فعالیت می‌کند توان رقابتی بالاتری را تجربه می‌کند.

هزینه‌های محیط کسب‌وکار آثار مختلف و گوناگونی بر فعالیت‌های اقتصادی به‌جای می‌گذارد؛ اولین اثر، افزایش هزینه بنگاه‌ها در مرحله تولید کالا و خدمات است و در مرحله بعد افزایش هزینه‌های مربوط به مبادله آن‌هاست که موجب افزایش قیمت می‌شود. بر اساس گزارش «فضای بهتر سرمایه‌گذاری برای همه» هزینه‌های محیط کسب‌وکار در کشورهای مختلف بسیار متفاوت است (بانک جهانی، ۲۰۰۵).

این هزینه‌های مازاد، علاوه بر تأثیرگذاری بر هزینه‌های تولید با نامناسب کردن محیط کسب‌وکار مانع رشد شرکت‌های کوچک و متوسط نیز می‌شوند. شرکت‌های کوچک بیش از شرکت‌های بزرگ از محیط نامناسب کسب‌وکار آسیب می‌بینند. شاید شرکت‌های بزرگ بتوانند با تأثیرگذاری بر سیاست‌گذاران یا پرداخت‌های غیرقانونی محیط کسب‌وکار را تا حدودی برای خود هموار سازند اما صاحبان مشاغل کوچک منابع محدودی برای پرداخت‌های غیرقانونی دارند و معمولاً فاقد روابط مؤثر با سیاست‌گذاران هستند. در نتیجه برای ادامه حیات آنان همواره با مشکلات غیرقابل پیش‌بینی روبرو می‌شوند (میدری و قودجانی، ۱۳۸۷). بر اساس مطالعات بانک جهانی، اگر زمان و هزینه صرف‌شده را نشانه‌های میزان سهولت راه‌اندازی و تداوم یک کسب‌وکار تلقی کنیم، حداقل یا حداکثر شدن آن به حجم و نوع قوانین مربوطه، میزان قانون‌مداری و حمایت نظام حقوقی از مالکیت افراد مربوط می‌شود. بنابراین کاهش زمان و هزینه راه‌اندازی و گسترش فعالیت‌های اقتصادی و ساده‌سازی و تضمین اجرای دقیق و

¹ worldbank

عادلانه قوانین جهت آماده کردن بستر مناسب برای فعالیت اقتصادی و ایجاد امنیت برای سرمایه گذار و حمایت از سرمایه گذار در مقابل تعرضات احتمالی آینده، گام‌های مؤثر در تسهیل کسب و کار می‌باشند.

بسیاری از کشورها در دهه‌های اخیر برای دستیابی به آزادی اقتصادی و گسترش فعالیت‌های اقتصادی افزون بر خصوصی‌سازی به بهبود فضای کسب و کار نیز پرداخته‌اند زیرا دریافته‌اند که گسترش خصوصی‌سازی و بهبود محیط کسب و کار هریک به تنهایی و یا با هم که بسیار کارآمدتر است می‌توانند فرصت‌سازی خوبی برای ثروت آفرینان و کارآفرینان ایجاد کنند. با توجه به رشد قابلیت‌های بخش خصوصی در محیط بهبود یافته کسب و کار، امکان به فعلیت درآمدن منافع بالقوه در درون فرصت‌ها فراهم می‌شود و نتیجه طبیعی آن بهبود مؤثر در شرایط خرد و کلان اقتصاد است (ولاسنکو^۱، ۲۰۰۴).

به‌طور کلی بهبود محیط کسب و کار و رابطه آن با توسعه اقتصادی از اوایل دهه ۱۹۸۰ م. و در پی مطالعات «هرناندو دسوتو»^۲ اقتصاددان پرویی مورد توجه قرار گرفت. دسوتو در تحقیقات خود به‌همراه یک تیم تحقیقاتی (شامل بیش از ۱۰۰ کارشناس حقوق، مدیریت و اقتصاد) دریافت که موانع سخت و دیوان‌سالاری اداری در کشورهای مختلف باعث تبدیل شدن بخش خصوصی به بخش زیرزمینی، غیررسمی و غیر مولد شده و توسعه اقتصادی در کشورها را با مشکل مواجه کرده است. در پی تحقیقات دسوتو، مؤسسات گوناگون بین‌المللی تحقیقات مستمر و نسبتاً دقیقی برای شناسایی موانع تولید و سرمایه‌گذاری انجام داده‌اند و «بهبود محیط کسب و کار» به‌عنوان یکی از راهبردهای توسعه اقتصادی، مورد توجه قرار گرفته است.

پس از دسوتو و چاپ دو کتاب او با عناوین «راه دیگر» و «راز سرمایه»، بهبود محیط کسب و کار موضوع قانونی محافل نظریه‌پردازی و سیاست‌گذاری اقتصادی بوده است. این تغییر در پارادایم سیاست‌گذاری، محصول تحولات اقتصادی مانند تجربه چین و اروپای شرقی و شوروی سابق از یک‌سو و طرح نظریات جدید اقتصادی از سوی دیگر است. لذا در اواخر دهه ۹۰ م.، پس از نافرجامی سیاست‌ها و مدل‌های توسعه اقتصادی نظیر تعدیل اقتصادی و خصوصی‌سازی در برخی از کشورهای جهان سوم، توجه محافل دانشگاهی و سیاست‌گذاران اقتصادی در پی تلاش‌ها و اندیشه‌های دسوتو، «استیگلتز» و هم‌چنین «سایمون یانکوف» مسئول سابق پروژه انجام کسب و کار در بانک جهانی، معطوف به محیط کسب و کار شد و بانک جهانی بر پایه اندیشه‌های دسوتو به تحلیل محیط کسب و کار در کشورهای مختلف پرداخت و گزارش سالانه توسعه بانک جهانی ۲۰۰۵ م. را برای فضای بهتر کسب و کار اختصاص داد.

بر این اساس، امروزه نقش محیط کسب و کار در توسعه اقتصادی و بهبود محیط کسب و کار وارد ادبیات رایج اقتصادی شده و مؤسسات مختلفی در جهان به بررسی وضعیت کسب و کار در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. بانک جهانی با تهیه دو شاخص سهولت کسب و کار و پیمایش بنگاه‌ها در حوزه پایش محیط کسب و کار پیش‌رو است. مجمع جهانی اقتصاد، بنیاد هریتیج و ژورنال وال‌استریت، واحد اطلاعات اکونومیست و برخی مؤسسات بین‌المللی دیگر نیز هر یک از زوایای گوناگون به بررسی کشورهای مختلف در زمینه کسب و کار پرداخته و نتایج آن‌را منتشر می‌سازند. در این گزارش‌ها که تقریباً هر ساله منتشر می‌شود سعی بر آن است که وضعیت کسب و کار در کشورهای مختلف بر اساس شاخص‌های کمی به تصویر درآید تا قابلیت مقایسه کشورها با یک‌دیگر فراهم شود و بتوان پیشنهادهایی برای اصلاح محیط کسب و کار کشورها نیز ارائه کرد.

¹ Vlasenko

² Hernando de Soto

۵. پیمایش بنگاه بانک جهانی

مبنای مطالعه حاضر پرسش‌نامه‌ای است که بانک جهانی در مطالعات خود مورد استفاده قرار می‌دهد. بانک جهانی دو گروه دارد که به دو شیوه مکمل محیط کسب‌وکار را رصد می‌کنند. گروه «کسب‌وکار» بانک جهانی با رجوع به مقررات کشورهای مورد مطالعه فضای سرمایه‌گذاری را ارزیابی می‌کند. برای مثال، این گروه کاری با این ندارد که نظر مؤدیان مالیاتی نسبت به نرخ مالیات و شیوه مالیات‌ستانی چیست بلکه به این موضوع می‌پردازد که یک بنگاه استاندارد طبق قانون چند درصد از سود خود را باید به‌عنوان مالیات بپردازد و برای این کار چه مرحله‌ای را باید طی نماید. در کنار این گروه، گروه «پیمایش بنگاه»^۱ قرار دارد که به ارزیابی نظر صاحبان کسب‌وکار راجع به موضوعات مختلف می‌پردازد. در این مطالعه پرسش‌نامه گروه «پیمایش بنگاه» مبنای بررسی قرار گرفته است. در سال‌های اخیر شاخص دیگری با عنوان «آمادگی کسب‌وکار»^۲ مطرح شده است که در ابتدای راه قرار داشته و بخش زیادی از مؤلفه‌های پرسش‌نامه آن از سؤالات پیمایش بنگاه استفاده شده است.

شاخص پیمایش بنگاه‌ها نخستین بار در سال ۲۰۰۲ م. با نظرخواهی از فعالان بخش خصوصی درباره عوامل مؤثر بر فضای کسب‌وکار بنگاه‌های تحت مدیریت آن‌ها در ۸۰ کشور جهان تهیه شد. این شاخص توسط بانک جهانی و با همکاری نمایندگان آن در سراسر دنیا بر اساس داده‌های بنگاه‌های نمونه تهیه شده و سعی در ارائه تصویری کلی از بخش خصوصی اقتصاد (غیرکشاورزی) در نواحی مختلف دارد. جامعه آماری این پیمایش بخش‌های ساخت‌وتولید، خدمات، حمل‌ونقل و ساختمان در کلیه کشورهای دنیا است. پیمایش‌های بنگاه تعدادی از عوامل تشکیل‌دهنده محیط کسب‌وکار را مورد توجه قرار می‌دهند. این عوامل می‌توانند سبب تقویت یا تضعیف انگیزش و سودآوری فعالیت بنگاه‌ها شوند. پیمایش‌های بنگاه توسط بانک جهانی و شرکای آن در غالب مناطق جغرافیایی انجام شده و شرکت‌های کوچک، متوسط و بزرگ را پوشش می‌دهند. این پیمایش‌ها بر اساس نمونه‌هایی به نمایندگی از بنگاه‌های بخش رسمی خصوصی غیر کشاورزی سازماندهی و مدیریت شده‌است (مرتضوی‌فر، ۱۳۹۹: ۲۵).

موضوعات تحت پوشش پیمایش‌های بنگاه که از طریق مصاحبه با مالکان و مدیران ارشد بنگاه به‌دست می‌آیند عبارت است از:

- مقررات و مالیات،
- فساد،
- تأمین مالی،
- زیرساخت‌ها،
- نوآوری و فناوری،
- تجارت،
- نیروی کار،
- جرم،
- بخش غیر رسمی،
- جنسیت،

¹ Enterprise Survey

² Business-Ready (B-Ready)

- ویژگی‌های بنگاه،
- بزرگ‌ترین مانع،
- عملکرد بنگاه

۶. نظریه پایه مورد استفاده در پیمایش بانک جهانی

عامل اصلی توجه به مباحث فضای سرمایه‌گذاری توسط بانک جهانی، کارایی و اثربخشی اندک مجموعه سیاست‌ها و برنامه‌های پیشنهادی این سازمان در کشورهای توسعه‌خواه بود. تغییر رویکرد بانک جهانی تلاش برای توجه به ابعاد خرد به معنای بهبود و توسعه محیط کسب و کار مناسب و فضای سرمایه‌گذاری مساعد برای فعالیت بیشتر و بهتر بنگاه‌های تولیدی است. ارزیابی فضای سرمایه‌گذاری به دنبال مقایسه شرایط فضای سرمایه‌گذاری در کشورها است. موارد زیر توسط گروه راهبردی توسعه بخش خصوصی بانک جهانی به عنوان نتیجه ارزیابی پیش‌بینی می‌شود:

- شناسایی شرایط بهتر فضای سرمایه‌گذاری
- ردیابی تغییرات فضای سرمایه‌گذاری در یک کشور
- مقایسه کشورها یا مناطق داخل یک کشور

به منظور ارزیابی موفق مراحل بالا باید وضعیت سیاسی و نهادی در هر کشور مطالعه شود. تمرکز اصلی ارزیابی بر اقتصاد خرد و ابعاد ساختاری محیط کسب و کار ملی و با توجه به دیدگاه بین‌المللی است. تیم ارزیابی جزئیات عوامل مؤثر بر عملکرد مؤثر بازار محصولات، بازارهای مالی و عوامل غیر مالی، زیرساخت‌ها و خدمات، به ویژه، نقاط ضعف در قوانین اقتصادی، چارچوب نهادی و نظارتی را بررسی می‌کنند. ارزیابی فضای سرمایه‌گذاری ابزار و چارچوبی تحلیلی ارائه می‌کند که اولویت اصلاحات در فضای سرمایه‌گذاری را به واسطه محدودیت هزینه‌ها و بهره‌وری در سطح بنگاه مشخص می‌کند. به طور کلی مطلوب است که ارزیابی فضای سرمایه‌گذاری هر سه یا پنج سال به روزرسانی شود و نتایج در اختیار مدیران اجرایی قرار بگیرد. ارزیابی توسط یک گروه از داخل کشور و همچنین گروه‌هایی هم‌چون گروه تحقیق و توسعه بانک جهانی و ... انجام می‌پذیرد (بانک جهانی، ۲۰۰۵).

در رویکرد ارزیابی فضای سرمایه‌گذاری بانک جهانی، از سازوکار نظرسنجی به عنوان یکی از روش‌های تأثیرگذار استفاده شده است. بی‌شک کیفیت فضای سرمایه‌گذاری بر اساس ریسک‌ها و هزینه‌های مبادله در کسب و کار تعریف می‌شود که به نوبه خود در درجه اول در چارچوب قانونی، موانع ورود و خروج، شرایط بازار کار، تأمین مالی، اطلاعات، خدمات زیرساختی و دیگر منابع تولیدی تعیین می‌شود. فعالیت‌های فضای سرمایه‌گذاری بانک جهانی به منظور اصلاحات سیاسی و نهادی، تغییرات واقعی در فضای سرمایه‌گذاری (سطح اشتغال، بهره‌وری و سودآوری شرکت، درآمد و اشتغال) صورت گرفته است. در یک دسته‌بندی کلی می‌توان روند ارزیابی فضای سرمایه‌گذاری بانک جهانی را در چند بخش خلاصه کرد:

- بررسی ادبیات محرک‌های سرمایه‌گذاری و رشد و عوامل اقتصاد خرد تعیین‌کننده رفتار سرمایه‌گذاری،
- بررسی مسائل مربوط به فضای سرمایه‌گذاری در اسناد راهبردی بانک جهانی،
- راهبردهای توسعه بخش خصوصی، کمک به کشورها و کاهش فقر، شرح و تجزیه و تحلیل عملیات پرتفولیوی وام‌دهی انجمن توسعه بین‌المللی،
- توصیف و تجزیه و تحلیل خدمات غیر وام‌دهی انجمن توسعه بین‌المللی نظیر ارزیابی‌های مبتنی بر نظرسنجی،
- بحث و گفتگو با اعضای بانک و سرمایه‌گذاران بین‌المللی،

• مطالعات موردی کشورهای مختلف (بانک جهانی، ۲۰۰۵).

طبق گزارش بانک جهانی بر اساس ادبیات سرمایه‌گذاری و رشد عوامل با بیشترین تأثیر در این زمینه عبارتند از:

✓ در سطوح وسیع عوامل تعیین‌کننده رشد، سیاست‌ها و نهادها هستند. با این حال حتی با نبود اصلاحات نهادی محرک رشد (مانند امنیت حقوق مالکیت، حاکمیت قانون، عدم ریسک، عوامل سیاسی (ثبات سیاسی، آزادی مدنی، دموکراسی)، فقدان فساد و اختلاس) اصلاحات ساختاری و اقتصاد کلان شرایط لازم برای رشد هستند.

✓ اصول شفافیت، پاسخ‌گویی، رقابت، حاکمیت قانون، حفاظت از حقوق مالکیت برای همه ترتیبات نهادی قابلیت اجرا دارند. با این حال، ترتیبات نهادی مورد نیاز برای پیاده‌سازی این اصول در هر کشوری متفاوت است.

✓ طبق نتایج نظرسنجی بانک جهانی، فضای کسب‌وکار جهانی، مالیات‌ها و مقررات‌گذاری، تأمین مالی، بی‌ثباتی سیاسی، عدم اطمینان و تورم از عوامل اثرگذار رشد شرکت‌ها و سرمایه‌گذاری به‌شمار می‌روند.

✓ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متأثر از ریسک سیاسی و شرایط اقتصادی سرمایه‌گذاری داخلی بوده و محدودیت‌ها و موانع سرمایه‌گذاران داخلی مورد توجه سرمایه‌گذاران خارجی است. خصوصی‌سازی، محیط رقابتی و کاهش مقررات دست‌وپاگیر می‌تواند فضای سرمایه‌گذاری خارجی را نیز هموار کند (همان).

فضای سرمایه‌گذاری خوب نه تنها بر سودآوری بنگاه‌ها اثرگذار است بلکه بر اشتغال‌زایی، کاهش قیمت‌ها و گسترش پایه مالیاتی نیز تأثیر دارد. بنابراین ارتقای فضای سرمایه‌گذاری باید به اولویت دولت‌ها تبدیل شود. این امر موجب می‌شود مجموعه عوامل خاص هر مکان تعریف شود و فرصت‌ها و انگیزه‌های بنگاه‌ها برای افزایش سرمایه‌گذاری بهره‌ورانه، اشتغال‌زایی و توسعه را در پی داشته باشد. سیاست‌ها و رفتارهای دولت باید به سمت اثرگذاری نیرومند روی کاهش هزینه‌ها، ریسک‌ها و موانع رقابت معطوف شود.

به نظر می‌رسد پژوهش «دلار»^۱ و همکاران، (۲۰۰۵) مبنای نظری پیمایش فضای سرمایه‌گذاری بانک جهانی است. آن‌ها بر اساس پیمایش خود از بنگاه‌های بنگلادش، چین، هند و پاکستان، رابطه بین فضای سرمایه‌گذاری و عملکرد بنگاه را بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که گونه‌های مختلف فضای سرمایه‌گذاری می‌تواند بیشتر تفاوت‌های نرخ رشد را توضیح دهد. آن‌ها فضای سرمایه‌گذاری را به مثابه عوامل نهادی، سیاستی و تنظیمی تعریف می‌کنند که روی کل سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد. دلار و همکارانش از دو تحقیق پایه «عجم اوغلو»^۲ و همکاران (۲۰۰۱) و «ناک»^۳ و «کیفر»^۴ (۱۹۹۵)، برای توسعه مفهوم فضای سرمایه‌گذاری کمک گرفته‌اند.

در این دو تحقیق مفهوم فضای سرمایه‌گذاری با مفهوم نهادهای باکیفیت در اقتصاد کلان (مانند: عجم اوغلو و همکاران، ۲۰۰۱؛ ناک و کیفر، ۱۹۹۵) یا زیرساخت اجتماعی، ارتباط نزدیکی دارد. همچنین ناک و کیفر (۱۹۹۵) به دنبال آزمودن اثر حقوق مالکیت بر رشد اقتصادی در قالب یک تحلیل تطبیقی در میان کشورها بوده‌اند. آن‌ها با استفاده از نماگرهای ارزیابی ریسک کشورها برای سرمایه‌گذاران خارجی بالقوه، این مطالعه را انجام داده‌اند. ریسک مصادره و قابلیت اجرای قراردادهای نماگرهای اصلی تحقیق آن‌هاست. آن‌ها به عنوان نظریه پایه، از «اثر نورث»^۵ (۱۹۹۰) بهره برده‌اند؛ ناتوانی جوامع در اجرای کم‌هزینه و کارآمد قراردادهای مهم‌ترین منبع رکود تاریخی و توسعه‌نیافتگی معاصر در جهان سوم است زیرا عدم امنیت حقوق مالکیت، ضد انگیزه سرمایه‌گذاری و تخصص‌گرایی است (نورث، ۱۹۹۰: ۵۴).

¹ Dollar

² Acemoglu

³ Knack

⁴ Keefer

⁵ Douglass North

عجم اوغلو و رایینسون (۲۰۰۱) برای تخمین اثر نهادها روی عملکرد اقتصادی، تفاوت در نرخ‌های مرگ‌ومیر در مستعمرات اروپاییان را به کار گرفتند. اروپاییان در مستعمرات مختلف، سیاست‌های استعماری بسیار متفاوتی را اجرا کرده بودند. در مکان‌هایی که نرخ مرگ‌ومیر بالا بود امکان سکونت نداشتند و نهادهای استثماری یا بهره‌کش^۱ را وضع می‌کردند. این نهادها تا زمان حال پابرجا مانده‌اند. آن‌ها توضیح می‌دهند که کشورهای دارای حقوق مالکیت مطمئن و سیاست‌های غیر تبعیض‌آمیز، بیشتر روی سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی سرمایه‌گذاری می‌کنند و به سطوح بالاتری از درآمد دست می‌یابند. آن‌ها پایه نظری خود را بیشتر بر کار «داگلاس نورث» (۱۹۸۱) و «داگلاس نورث» و «رابرت»^۲ (۱۹۷۳) بنیان نهاده‌اند. آن‌ها برای تخمین اثر نهادها روی سیاست استعماری متمرکز شدند و آن‌را منبعی برون‌زا از تفاوت عملکرد کشورها در نظر گرفتند.

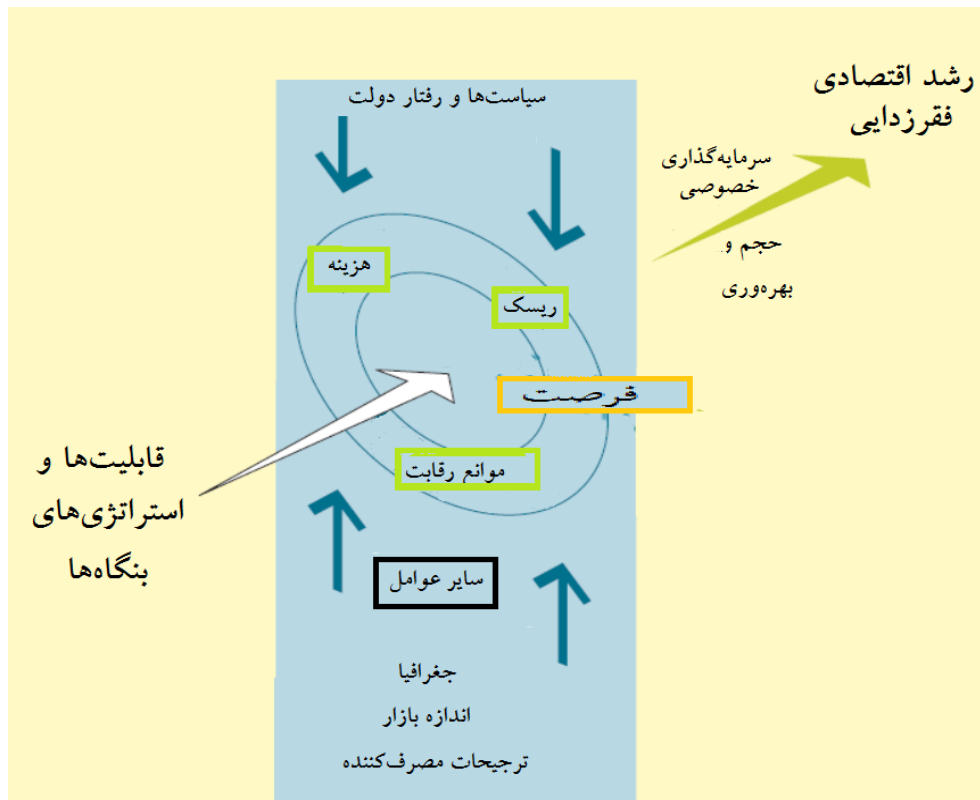
به این ترتیب می‌توان رویکرد نهادگرایی جدید بر اساس روایت داگلاس نورث را به‌عنوان نظریه پایه و خاستگاه نظری اولیه بانک جهانی برای سنجش فضای کسب‌وکار به حساب آورد. نورث (۱۹۹۰) بر این باور است که ساختارهای متفاوت حقوق مالکیت، مولد ساختارهای انگیزشی متفاوت برای سرمایه‌گذاری و از این رو عملکرد اقتصادی متنوع هستند. هزینه مبادله، عنصر بنیادین ظهور و تکامل حقوق مالکیت است. مجموعه فرصت‌ها و اشکال سازمانی به کار رفته در قراردادها از ساختار حقوق مالکیت مشتق می‌شود. در صورتی که ساختار حقوق مالکیت به صورت کارآمدی تعریف نشده باشد، هزینه بالای مبادله بازیگران اقتصادی را به سمت فعالیت‌های نامولد و دلالی می‌کشاند. او توسعه را به مثابه نوآوری‌های نهادی کاهنده هزینه مبادله و منتهی به تخصیص سود بالقوه مبادله به طرفین آن دانست. نورث تطابق تحولات نهادهای رسمی با نهادهای غیر رسمی را عاملی مؤثر در کارایی سیستم اصلاح و انطباق و در نتیجه زمینه‌سازی توسعه قلمداد می‌کند. در اوایل قرن نوزدهم میلادی، «جیمز مدیسون» اظهار داشت که همیشه گروه‌های ذی‌نفع بی‌شماری وجود داشته‌اند که اگر مبارزات مرگبارشان متوقف نمی‌شد، نظام اقتصادی - سیاسی آمریکا به زانو در می‌آمد. در نتیجه در مجلس مؤسسان ساختار سیاسی‌ای بنا نهاده‌شد که از تسلط گروهی خاص بر بازار سیاسی و اقتصادی، پیش‌گیری می‌کرد.

برش افقی نمودار^۱، تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را نشان می‌دهد. بنگاه‌ها می‌توانند تصمیم بگیرند که بار هزینه‌ها را در زمان حال به دوش بکشند تا تولید را در آینده تغییر دهند یا تقویت کنند؛ سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات، تأسیسات و تحقیق و توسعه از جمله چنین تصمیماتی است. جست‌وجو برای سود، محرک تصمیمات بنگاه‌هاست و سودآوری از جانب هزینه‌ها، ریسک و موانع رقابت اثر می‌پذیرد. اندازه و بهره‌وری سرمایه‌گذاری در عمل، در مقدار رشد و فقرزدایی سهم دارد. فضای خوب سرمایه‌گذاری به معنای کاهش هزینه‌ها و ریسک‌ها است که هر دو مربوط به بهینه اجتماعی هستند. بنگاه‌ها برخی از هزینه‌ها و ریسک‌ها را به عهده می‌گیرند و کاهش موانع رقابت، موجب افزایش فرصت‌ها، تحریک نوآوری و ارتقای بهره‌وری می‌شود (مطلبی، ۱۴۰۱، ۱۱۰).

برش عمودی نمودار^۱، نیز فضای سرمایه‌گذاری را به تصویر می‌کشد. برای دولت، برخی از جنبه‌های فضای سرمایه‌گذاری از جمله جغرافیا و اندازه بازار، به سختی قابل تغییر هستند. سرشت آینده‌نگرانه سرمایه‌گذاری به اهمیت امنیت و ثبات، به خصوص امنیت حقوق مالکیت، اشاره دارد. مقررات و کیفیت مالیات، روی هزینه‌ها، ریسک و موانع رقابت، اثر مستقیمی دارند. زیرساخت و نیروی کار، نهادهای کلیدی فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به شمار می‌روند.

¹ extractive institutions

² Robert Paul Thomas



نمودار ۱: مفهوم فضای سرمایه‌گذاری

Graph. 1: The concept of investment space

اما بنگاه‌ها فقط نسبت به سیاست‌های اعلامی واکنش نشان نمی‌دهند بلکه درباره شیوه پیاده‌سازی این سیاست‌ها در عمل نیز داوری می‌کنند. هم‌چنین بنگاه‌ها می‌کوشند تا برای مساعدسازی محیط فعالیت‌شان، روی سیاست‌ها اثر بگذارند. بنابراین موضوع رفتار دولت و حکمرانی موضوعیت دارند. در جدول ۴، عواملی که فرصت‌ها و انگیزه‌های بنگاه برای سرمایه‌گذاری را شکل می‌دهند آمده است.

جدول ۴: سیاست‌ها و رفتارهای دولت و تصمیمات سرمایه‌گذاری

Tab. 4: Government policies and behaviors, and investment decisions

عواملی که به فرصت‌ها و انگیزه‌های بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری شکل می‌دهند.		
اثرگذاری قوی دولت		اثرگذاری کمتر دولت
هزینه‌ها	• فساد	• قیمت بازاری نهاده‌ها
	• مالیات	• فاصله تا بازارهای نهاده و ستانده
	• مقررات‌گذاری و تشریفات و موانع اداری	• صرفه‌های مقیاس و میدان مربوط به
	• هزینه زیرساخت و تأمین مالی	• فناوری‌های خاص
	• مقررات بازار کار	
ریسک	• پیش‌بینی‌پذیری و اعتبارمندی سیاست‌ها	• واکنش رقبا و مصرف‌کنندگان
	• ثبات اقتصاد کلان	• شوک‌های بیرونی
	• حقوق مالکیت	• عوارض طبیعی
	• اجرای قرارداد	• اتکاء‌پذیری عرضه‌کنندگان
	• مصادره	

• موانع مقرراتی ورود و خروج به بازار • قوانین و سیاست رقابت • کارکرد بازارهای مالی • زیرساخت	• اندازه بازار و فاصله تا بازارهای نهاده و ستانده • صرفه‌های مقیاس و میدان فعالیت‌های خاص
---	--

منبع: مطلبی، (۱۴۰۱)

۷. الگوی نمونه‌گیری

جهت تعیین حجم نمونه از روش‌شناسی نمونه‌گیری پیمایش‌های بنگاه بانک جهانی استفاده شده است.

این حجم نمونه از طریق فرمول زیر قابل دستیابی است:

$$n = \left[\frac{1}{N} + \frac{N-1}{N} \cdot \frac{1}{p \cdot q} \left(\frac{k}{Z_{1-\alpha/2}} \right)^2 \right] \quad (1)$$

به‌طور کلی N : اندازه جامعه، P : نسبت جامعه (به‌طور مثال درصد بنگاه‌های مشغول به فعالیت در یک مکان جغرافیایی خاص به کل بنگاه‌های کشور) و $Q=1-P$ ، لذا K : سطح دلخواه دقت، Z : ارزش آماره نرمال استاندارد برای سطح اطمینان $1-\alpha$ هستند.

در این طرح پژوهشی با توجه داده‌های آماری و با استانداردهای بانک جهانی از شش استان کشور و نیز سه بخش صنعت، خدمات و سایر غیر کشاورزی جامعه نمونه مشخص شده و سپس نمونه‌گیری به‌عمل آمده است. تعداد جامعه آماری و جامعه نمونه به تفکیک بخش و استان در جدول زیر آورده شده است. همان‌طور که در جدول آمده است تعداد کل نمونه ۱۱۰۰ بنگاه از استان‌ها و بخش‌های مختلف انتخاب شده است.

جدول ۵: جامعه آماری و نمونه به تفکیک پراکندگی جغرافیایی و بخش‌های اقتصادی

Tab. 5: Statistical population and sample by geographical distribution and economic sectors

تعداد حجم نمونه				تعداد جامعه آماری			طرح نمونه
سایر	خدمات	صنعت	تعداد نمونه استان	بخش سایر	بخش خدمات	بخش صنعت	
۳۳	۳۳	۲۳۳	۳۰۰	۲۰۳۰۵	۱۰۰۸۲۶	۲۵۴۰	تهران
۲۲	۲۲	۱۵۶	۲۰۰	۶۵۵۳	۴۵۷۳۵	۱۰۱۹	خراسان رضوی
۲۲	۲۲	۱۵۶	۲۰۰	۹۸۱۶	۳۸۶۹۳	۵۲۳	اصفهان
۲۲	۲۲	۱۵۶	۲۰۰	۳۴۴۸	۲۴۸۵۹	۵۷۲	فارس
۱۱	۱۱	۷۸	۲۰۰	۱۶۲۰	۱۳۶۰۷	۱۵۷	کرمان
۱۱	۱۱	۷۸	۲۰۰	۱۸۷۳	۱۰۳۹۹	۳۲۲	آذربایجان غربی
۱۲۲	۱۲۲	۸۵۵	۱۱۰۰	۴۳۶۱۵	۲۳۴۱۱۹	۵۱۳۳	مجموع

گردآوری اطلاعات به شکل مصاحبه ساختارمند بوده و برای گردآوری اطلاعات و تحلیل اطلاعات از نرم افزارهای exel، stata و spss استفاده شده است

۷-۱. بزرگ‌ترین موانع کسب‌وکار از نگاه بنگاه‌های اقتصادی

پیمایش‌های بنگاه اطلاعاتی که غالباً کمی و حقیقی است را از مالکان و مدیران کسب‌وکارها درباره طیفی از موضوعات مربوط به محیط کسب‌وکار جمع‌آوری می‌کنند. مهم‌ترین شاخص‌ها بزرگ‌ترین موانع کسب‌وکار است. در جمع‌بندی پرسش‌های مصاحبه پیمایش، از پرسش‌شونده درباره این که کدام یک از موانع از نظر بنگاه بزرگ‌ترین موانع سؤال می‌شود و او جمع‌بندی نظر خود را اعلام می‌کند. مؤلفه‌های مربوط به این شاخص به‌طور خلاصه بیان می‌دارند که چه درصدی از بنگاه‌ها هر یک از موانع را به‌عنوان بزرگ‌ترین را انتخاب می‌کنند. این مؤلفه‌ها قادرند در تنظیم اولویت‌ها به هنگام طرح برنامه‌ها و سیاست‌های هدف‌گذاری‌شده برای بهبود محیط توانمندساز کسب‌وکار به سیاست‌گذاران یاری رسانند.

۷-۲. مؤلفه‌ها

مؤلفه‌های مورد سنجش در پیمایش بانک جهانی در خصوص شاخص بزرگ‌ترین موانع کسب‌وکار شامل ۱۵ مؤلفه است و درصد بنگاه‌هایی را نشان می‌دهد که موانع معینی را بزرگ‌ترین موانع شمرده‌اند. این موانع به‌شرح ذیل است:

- تأمین مالی
- دسترسی به زمین
- گواهی‌نامه بازرگانی
- فساد
- دادگاه‌ها
- جرم و سرقت
- مقررات گمرکی و بازرگانی
- برق
- تحصیلات نامناسب نیروی کار
- مقررات کار
- بی‌ثباتی سیاسی
- عملکرد بخش غیر رسمی
- مدیریت مالیاتی
- نرخ‌های مالیات
- حمل‌ونقل

۷-۳. تحلیل شاخص

در تحلیل شاخص در این بخش بر اساس برآورد انجام‌شده از ۱۱۰۰ بنگاه اقتصادی کشور که برای اولین بار در کشور توسط نویسندگان انجام‌شده و داده‌های موجود برای کشورهایی که بانک جهانی این پیمایش را برای آن‌ها انجام‌داده صورت می‌پذیرد و مقادیر شاخص برآوردشده با اندازه آن برای متوسط کشورهای منطقه «منا» و نیز متوسط کشورهای جهان مقایسه می‌شود.

همانطور که در جدول ۵ آمده است بر اساس برآورد این مطالعه، بنگاه‌های پرسش‌شونده در کشور بیشترین مانع کسب‌وکار خود را تأمین مالی اعلام کرده‌اند و ۳۹/۷ درصد بنگاه‌ها تأمین مالی را اصلی‌ترین مانع فعالیت خود برشموده‌اند. ۱۹/۸ درصد بنگاه‌ها نیز بی‌ثباتی سیاسی را به‌عنوان بزرگ‌ترین مانع عنوان کرده‌اند. نرخ مالیات در رتبه سوم به‌عنوان بزرگ‌ترین مانع قرار دارد و ۶/۴ درصد بنگاه‌ها آن را مسئله اصلی خود اعلام کرده‌اند. عملکرد بخش غیر رسمی و دسترسی به زمین نیز در رتبه بعدی بزرگ‌ترین مانع از نگاه بنگاه‌های اقتصادی قرار دارند.

در سایر کشورهای جهان نیز تأمین مالی با سهم ۱۴/۳ درصد عنوان‌شده از سوی بنگاه‌ها به‌عنوان مهم‌ترین مانع کسب‌وکار عنوان شده است. در منطقه‌ی منا نیز بعد از بی‌ثباتی سیاسی به‌عنوان بزرگ‌ترین مانع یا ۱۹/۱ درصد و برق با ۱۱/۷ درصد، تأمین مالی با ۱۱/۴ درصد قرار دارد. البته قابل ذکر است که تأمین مالی در کشور ما بیش از سایر کشورها برای بنگاه‌ها مسئله بوده است و بیش از ۴۰ درصد بنگاه‌های کشور آن را به‌عنوان مهم‌ترین مانع خود عنوان کرده‌اند.

در ایران ۴/۴ درصد بنگاه‌ها دسترسی به زمین را به‌عنوان مشکل اصلی خود اعلام کرده‌اند که این نسبت در سایر کشورهای جهان ۳/۱ درصد و در کشورهای منطقه‌ی منا ۲/۴ درصد است.

هم‌چنین ۱/۹ درصد بنگاه‌های کشور گواهی‌نامه بازرگانی را مهم‌ترین مانع فعالیت خود عنوان کرده‌اند، که در مقایسه با سایر کشورهای جهان با ۲/۶ درصد و کشورهای منطقه‌ی منا با ۳/۷ درصد نسبت کمتری است.

جدول ۶: بزرگ‌ترین مانع کسب‌وکار از نگاه بنگاه‌های اقتصادی (ایران، منطقه‌ی منا و جهان)

Tab. 6: The biggest business obstacle from the perspective of economic enterprises (Iran, MENA region and the world)

مؤلفه	ایران	همه کشورهای*	منطقه‌ی منا*
تأمین مالی	۳۹/۷	۱۴/۳	۱۱/۴
دسترسی به زمین	۴/۴	۳/۱	۲/۴
گواهی‌نامه بازرگانی	۱/۹	۲/۶	۳/۷
فساد	۴/۱	۶/۸	۹
دادگاه‌ها	۰	۰/۹	۰/۹
جرم و سرقت	۱/۴	۲/۸	۱/۶
مقررات گمرکی و بازرگانی	۰	۳/۴	۳/۵
برق	۲/۱	۸/۹	۱۱/۷
تحصیلات نامناسب	۱/۸	۹/۵	۸/۷
مقررات کار	۰/۴	۳/۴	۲/۷
بی‌ثباتی سیاسی	۱۹/۸	۱۱/۶	۱۹/۱
عملکرد بخش غیر رسمی	۵/۴	۱۱/۸	۷/۷
مدیریت مالیاتی	۱	۴	۲/۶
نرخ‌های مالیات	۶/۴	۱۳/۱	۱۱
حمل‌ونقل	۱/۲	۳/۷	۴

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

* داده‌ها برگرفته از پیمایش بنگاه (ES) بانک جهانی است.

فساد از سوی ۴/۱ درصد بنگاه‌های کشور به‌عنوان مهم‌ترین مانع کسب‌وکار عنوان شده است. نسبت بنگاه‌هایی که فساد را بزرگ‌ترین مانع فعالیت خود دانسته‌اند در سایر کشورهای جهان ۶/۸ درصد و در کشورهای منطقه منا نه درصد است و نسبت به کشور ما درصد بیشتری از بنگاه‌ها فساد را بزرگ‌ترین مانع دانسته‌اند. درصد ناچیزی از بنگاه‌های کشور دادگاه‌ها را به‌عنوان مانع معرفی کرده‌اند. این نسبت در سایر کشورهای دنیا و منطقه منا نیز کمتر از یک درصد است.

جرم و سرقت از سوی ۱/۴ درصد از بنگاه‌های کشور به‌عنوان مانع بزرگ اعلام شده است و این رقم در سایر کشورهای دنیا ۲/۸ درصد و منطقه منا ۱/۹ درصد بوده است که رقمی بالاتر به‌حساب می‌آید. درصد ناچیزی از بنگاه‌های کشور مقررات گمرکی و بازرگانی را به‌عنوان مانع کسب‌وکار خود اعلام کرده‌اند. در سایر کشورهای جهان و نیز منطقه منا این نسبت حدود ۳/۵ درصد بنگاه‌ها را شامل می‌شود که رقمی بالاتر از بنگاه‌های کشور است.

درصد بنگاه‌هایی از کشور که برق را به‌عنوان بزرگ‌ترین مانع خود اعلام کرده‌اند ۲/۱ درصد است که در مقایسه با سایر کشورهای جهان با ۸/۹ درصد بنگاه‌ها و منطقه منا با ۱۱/۷ درصد نسبتی بسیار پایین‌تر است. در رابطه با تحصیلات نامناسب حدود ۲/۶ درصد بنگاه‌های کشور آن را مانع اصلی فعالیت خود عنوان کرده‌اند و این نسبت در سایر کشورهای جهان ۹/۵ درصد و منطقه منا ۸/۷ درصد است که نسبتی قابل توجه است. تنها ۰/۴ درصد بنگاه‌های کشور مقررات کار را مانع اصلی فعالیت خود دانسته‌اند. این نسبت در سایر کشورهای دنیا ۳/۴ درصد و در کشورهای منطقه منا ۲/۷ درصد است.

بی‌ثباتی سیاسی از سوی ۱۹/۸ درصد بنگاه‌های کشور به‌عنوان بزرگ‌ترین مانع کسب‌وکار اعلام شده است که رقم قابل توجهی است، در واقع حدود یک پنجم بنگاه‌های کشور بی‌ثباتی سیاسی را مسئله‌ای در برابر فعالیت خود دانسته‌اند. نسبت بالایی از بنگاه‌های کشورهای منطقه منا نیز با ۱۹/۱ درصد مسئله اصلی خود را بی‌ثباتی اعلام کرده‌اند. این نسبت در سایر کشورهای جهان ۱۱/۶ درصد است.

۵/۴ درصد از بنگاه‌های کشور عملکرد بخش غیر رسمی را مانع فعالیت خود دانسته‌اند در حالی که این نسبت در سایر کشورهای جهان ۱۱/۸ درصد و در کشورهای منطقه منا ۷/۷ درصد است. یک درصد از بنگاه‌های کشور مدیریت مالیات را به‌عنوان مانع بزرگ در مقابل فعالیت خود اعلام کرده‌اند. نسبت بنگاه‌هایی که در منطقه منا این مورد را بزرگ‌ترین مانع خود معرفی کرده‌اند هم با ۲/۶ درصد نزدیک به کشور ایران است. این نسبت برای متوسط بنگاه‌های کشورهای جهان ۴ درصد است.

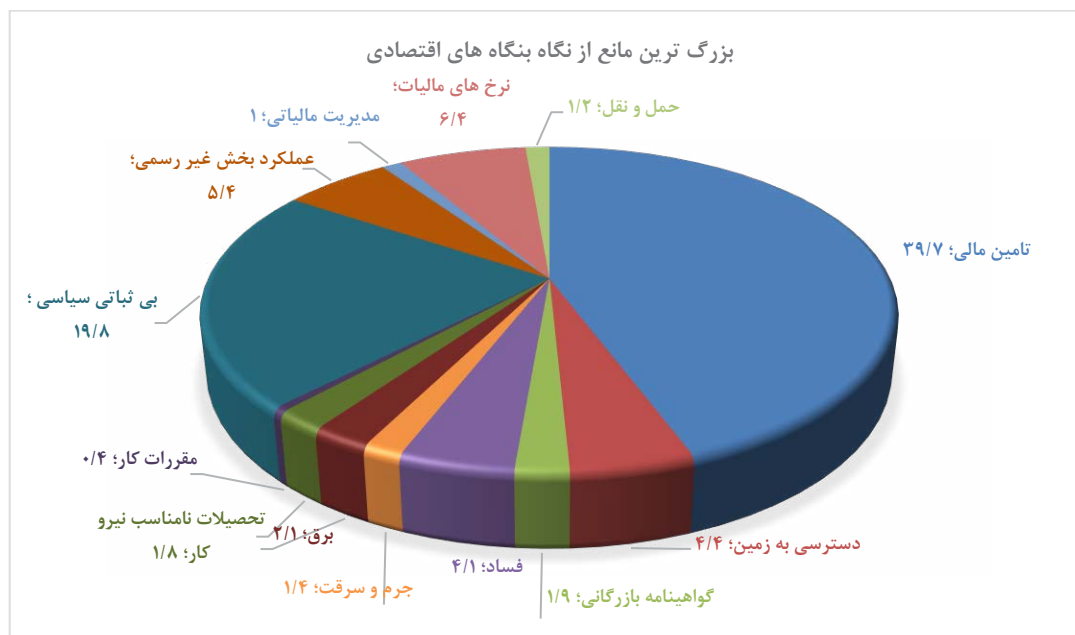
درصد بنگاه‌هایی در کشور که نرخ مالیات را بزرگ‌ترین مانع فعالیت خود دانسته‌اند کمتر از یک درصد و در حدود ۶/۴ درصد است، حال آن که این نسبت در بنگاه‌های کشورهای جهان ۱۳/۱ درصد است که رقم قابل توجهی است. در کشورهای منطقه منا نیز ۱۱ درصد بنگاه‌ها نرخ مالیات را مانع اصلی کسب‌وکار خود اعلام کرده‌اند.

حمل‌ونقل از سوی ۱/۲ درصد بنگاه‌های کشور به‌عنوان مانع اصلی فعالیت اعلام شده است. درصد بنگاه‌هایی که جهان و نیز منطقه منا حمل‌ونقل را مسئله اصلی فعالیت خود عنوان کرده‌اند ۴ درصد و ۳/۷ درصد است.

۸. نتیجه‌گیری

صاحبان بنگاه‌های اقتصادی همواره با موانع و مشکلات مختلفی در مسیر فعالیت خود مواجه هستند، موانعی که گاهی از سوی محیط کسب‌وکار به بنگاه‌ها تحمیل می‌شود و فعالیت آن‌ها را با اختلال مواجه می‌سازد. دریافت مجوزهای مربوط به کسب‌وکار، پرداخت عوارض، بیمه و مالیات، استفاده از خدمات زیرساختی، استفاده از خدمات

گمرک، رقابت با بخش غیر رسمی، دریافت خدمات مالی و... همه و همه مواردی است که بنگاه بسته به نوع فعالیت خود با هر کدام از آن‌ها به مقدار کمتر و بیشتر مواجه است، انجام هر یک از این معاملات هزینه‌بر است و میزان این هزینه بستگی به کارآمدی نهادهای عمومی، روانی نظام اداری و قضایی، وجود یک سیستم مالی عمیق و محیط اقتصاد کلان با ثبات دارد. در این گزارش تعدادی از مسائل و مشکلاتی که بنگاه‌ها با آن مواجه هستند مورد بررسی قرار گرفته است و از بنگاه‌ها پرسش شده است که کدام یک از موانع محیطی را به عنوان بزرگ‌ترین مانع در برابر فعالیت بنگاه خود می‌دانند. نمودار ۲ نشان می‌دهد که هر یک از موانع دسته‌بندی شده، از سوی بنگاه‌های کشور با چه نسبتی به عنوان مهم‌ترین مانع مقابل فعالیت بنگاه عنوان شده‌اند.



نمودار ۲: بزرگ ترین مانع کسب و کار در ایران

Graph. 2: The biggest obstacle to doing business in the Islamic Republic of Iran

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بنگاه‌های کشور تأمین مالی را به عنوان مهم‌ترین مانع در برابر فعالیت بنگاه عنوان کرده‌اند، بی‌ثباتی سیاسی پس از تأمین مالی در رتبه بعدی بزرگ‌ترین مانع کسب و کار قرار دارد. بنابراین نزدیک به ۶۵ درصد بنگاه‌های کشور تأمین مالی و بی‌ثباتی سیاسی را بزرگ‌ترین مانع فعالیت خود اعلام کرده‌اند که این نشان‌دهنده میزان اهمیت این دو موضوع و لزوم توجه و برنامه‌ریزی بیشتر مسئولان در روش‌های تأمین مالی بنگاه‌ها و فراهم کردن ثبات سیاسی دارد. حمل و نقل، فساد و دسترسی به زمین در رتبه‌های بعدی قرار دارند. بخش غیر رسمی، دادگاه‌ها، جرم و سرقت و مقررات گمرکی موانعی است که از سوی بنگاه‌ها اهمیت نسبی بسیار کمتری نسبت به موانع دیگر دارد.

۸-۱. پیشنهاد

با توجه به نتایج پژوهش به منظور بهبود فضای سرمایه‌گذاری به نظر می‌رسد لازم است سیاست‌گذاری‌ها بر مهم‌ترین موانع تمرکز داشته باشد. مهم‌ترین موانع در حال حاضر تأمین مالی و سپس بی‌ثباتی سیاسی است. سومین مسئله نرخ مالیات‌ها است. تدوین برنامه‌هایی برای هدایت سرمایه به سمت سرمایه‌گذاری در تولید با کیفیت و رفع مشکل تأمین مالی عامل مهمی در حل مسائل اقتصاد ایران است. دومین مسئله آن است که تولید

و سرمایه‌گذاری نیازمند ثبات است عدم پیش‌بینی و نااطمینانی و ریسک‌های سیاسی شرایط را برای سرمایه‌گذاری و به تبع آن تولید با کیفیت فراهم می‌کند.

با اینکه اصلاحات مالیاتی بسیاری انجام شده، ولی هنوز ابزار مالیات به خوبی نتوانسته به عنوان حامی بنگاه تولیدی عمل کند بنابراین حمایت‌های مالیاتی از سرمایه‌گذاری در تولید می‌تواند فضای سرمایه‌گذاری را بهبود بخشد و اقتصاد ایران را توسعه بخشد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس محترم نشریه که برای بهبود و عمق بخشی به مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی است که مدیریت آن را سید محمد موسی مطلبی برعهده داشته و سایر نویسندگان همکاران وی بوده‌اند.

تعارض منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- اسدزاده، احمد؛ و جلیلی، زهرا، (۱۳۹۳). «کیفیت نهادی و رشد اقتصادی؛ دموکراسی یا حاکمیت قانون؟». *جامعه‌شناسی اقتصادی و توسعه*، ۳(۱): ۵۵-۸۲.
https://sociology.tabrizu.ac.ir/article_3440_4a0e566770361a290b7eb1d1faf23fdb.pdf
- پاداش، حمید؛ حسن‌پور، اسماعیل؛ و خسروی، امیررضا، (۱۳۹۰). «تبیین رشد اقتصادی ایران با رویکرد نهادی: نقش آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی و فساد بر رشد اقتصادی ایران». *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۴ (۹): ۱۹۳-۲۲۴.
<https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803536>
- پایتختی، سید علی؛ طاهری، حسن؛ و ابقایی، فلور، (۱۳۹۱). «مدیریت عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران». *نشریه مدیریت بهرهوری*، ۶ (۴): ۱۷۰-۱۴۹.
<https://sanad.iau.ir/Journal/jpm/Article/976201>
- حیدری، حسن؛ و علی‌نژاد، رقیه، (۱۳۹۳). «بررسی تأثیر متغیر نهادی حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی در هشت کشور بزرگ اسلامی». *دانشنامه حقوق اقتصادی (دانش و توسعه سابق)*، ۲۱ (۵): ۹۸-۱۲۰.
<https://doi.org/10.22067/le.v21i5.4814>
- رسول‌زاده‌اقدم، صمد، (۱۳۹۲). «بررسی تطبیقی-تاریخی موانع نهادی توسعه اقتصادی در ایران». رساله دکتری، دانشگاه اصفهان، دانشکده ادبیات و علوم انسانی. استاد راهنما بهجت یزدخواستی محمد صادق مهدوی.
<https://ganj.irandoc.ac.ir/viewer/237a05a07a0f010febc521fca996e305?sample=1>
- رهنمون پیروج، طیبه؛ الماسی، مجتبی؛ و فتاحی، شهرام، (۱۴۰۲). «الگوسازی و برآورد سری زمانی نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی ایران با استفاده از معادالت دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسپچک (دوره ۱۳۴۰-۱۴۰۰)». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۲ (۴۸): ۳۹-۷۱.
<https://doi.org/10.22084/aes.2023.28090.3611>

- شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ ساری‌گل، سارا؛ و تنهایی، حمید، (۱۳۹۵). «اقتصاد سیاسی، محیط کسب‌وکار و سرمایه خصوصی (مطالعه موردی: کشورهای عضو گروه D8 و G7)». *راهبرد توسعه*، ۴۷: ۱۰۴-۷۲. <http://rahbord-mag.ir/Article/22653/FullText>
- فرجی‌راد، خدر؛ کاظمیان، غلامرضا، رکن‌الدین؛ و افتخاری، عبدالرضا، (۱۳۹۰). «آسیب شناسی سیاست‌های توسعه منطقه ای در ایران از دیدگاه رویکرد نهادی». *فرایند مدیریت و توسعه*، ۲(۸۴): ۵۸-۳۷. <http://jmdp.ir/article-1-1733-fa.html>
- مجیدزاده، رضا؛ و گنجی، بهاره، (۱۳۹۴). *پروانه‌های رسته از پیل. تهران: انتشارات پرکاس*.
- سعادت‌مهر، مسعود. (۱۳۹۰). «بررسی تأثیر امنیت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱ (۲): ۱۶۳-۱۸۷
- محمدزاده، یوسف؛ جهانگیری، خلیل؛ رفاح‌کهریز، آرش؛ و ولی‌زاده، الناز، (۱۳۹۶). «بررسی اثر حقوق مالکیت و ریسک سیاسی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از رهیافت PVAR». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷ (۲۶): ۱۱۵-۱۴۴. <https://doi.org/10.22084/aes.2017.14465.2519>
- مرتضوی‌فر، زینب، (۱۳۹۹). *پایش محیط کسب‌وکار استان‌های کشور. پژوهشکده مطالعات توسعه سازمان جهاد دانشگاهی تهران، طرح پژوهشی به کارفرمایی معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی*.
- مطلبی، سید محمد موسی، (۱۴۰۱). *سنجش فضای سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی بانک جهانی. پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات اجتماعی جهاد دانشگاهی، طرح پژوهشی به کارفرمایی پژوهشکده مطالعات توسعه سازمان جهاد دانشگاهی تهران*.
- معاونت اقتصادی بانک مرکزی، (۱۴۰۳). *موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی سال‌های (۱۴۰۲-۱۳۹۰)*. قابل دسترس در: <https://cbi.ir/simplelist/5485.aspx>
- مومنی، فرشاد، (۱۳۸۶). *اقتصاد ایران در دوره تعدیل ساختاری. تهران: نقش و نگار*.
- مهرگان، نادر؛ و سپه‌بان، اصغر، (۱۳۹۲). «اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت مخارج دولت و تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران». *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۸ (۲): ۲۲-۴. <http://eprj.ir/article-1-977-fa.html>
- میدری، احمد؛ و قودجانی، اصلان، (۱۳۸۷). *سنجش و بهبود محیط کسب و کار. انجمن مدیران صنایع، تهران*.
- میدری، احمد؛ نصیری‌اقدم، علی؛ و مرتضوی‌فر، زینب، (۱۳۹۵). «ارزیابی موانع انجام دادن کسب‌وکار در استان زنجان». *تحقیقات اقتصادی*، ۸۴ (۳): ۱۴۷-۱۲۹. <https://doi.org/10.22059/jte.2013.35815>

- Acemoglu, D., Simon, J. & Robinson, J. A., (2001). "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation". *American Economic Review*, 91: 1369-1401. <https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369>

- Asadzadeh, A. & Jalili, Z., (2014). "Institutional Quality and Economic Growth; Democracy or Rule of Law?". *Economic Sociology and Development*, 3 (1): 82-55. https://sociology.tabrizu.ac.ir/article_3440_4a0e566770361a290b7eb1d1faf23fdb.pdf (In Persian)

- Deputy of the Central Bank of Iran, (2024), *Capital Stock in the Iranian Economy during the Years (2011-2023)*. <https://cbi.ir/simplelist/5485.aspx>

- Dollar, D., Hallward Driemeier, M. & Mengistae, T., (2005), "Investment Climate and Firm Performance in Developing Economies". *Economic Development and Cultural Change, University of Chicago Press*, 54(1): 1-31. <https://doi.org/10.1086/431262>

- Faraji Rad, Kh., Kazemian, Gh. & Rokneddin Eftekhari, A., (2011). "Pathology of Regional Development Policies in Iran from the Perspective of Institutional Approach". *Management and Development Process*, 2 (84): 58-27. <http://jmdp.ir/article-1-1733-fa.html> (In Persian)
- Greif, A., Lyigun, M. & Sasson, D., (2011). "Risk, Institutions and growth way England and not china". *IZA Discussion papare*. No. 5598. <https://hdl.handle.net/10419/51810>
- Heidari, H. & Alinejad, R., (2014). "Investigating the Impact of the Institutional Variable of the Rule of Law on Economic Growth in Eight Major Islamic Countries". *Encyclopedia of Economic Law (formerly Knowledge and Development)*, 21 (5): 120-98. <https://doi.org/10.22067/le.v21i5.4814> (In Persian)
- Knack, S. & Keefer, Ph., (1995). "Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Measures". *Economics and Politics*, 7: 207-27. https://homepage.ntu.edu.tw/~kslin/macro2009/Knack&Keefer_1995.pdf
- Majidzadeh, R. & Ganji, B., (2015). *Butterflies from the Cocoon*. Perkas Publications. Tehran.
- Mehregan, N. & Sepahban, A., (2013). "Short-Term and Long-Term Effects of Government Expenditures and Inflation on Private Sector Investment in Iran". *Planning and Budget*, 18 (2): (Consecutive 121): 22-4. <http://eprj.ir/article-1-977-fa.html> (In Persian)
- Meydari, A. & Ghodjani, A., (2008). *Measuring and Improving the Business Environment*. Industrial Managers Association, Tehran. (In Persian)
- Meydari, A., Nasiri Aghdam, A. & Mortazavi Far, Z., (2016). "Assessing Obstacles to Doing Business in Zanzan Province". *Economic Research*, 84 (3): 129-147. <https://doi.org/10.22059/jte.2013.35815> (In Persian)
- Mohammadzadeh, Y., Jahangiri, Kh., Rafah Kahriz, A. & Valizadeh, E., (2017), "Investigating the Effect of Property Rights and Political Risk on Attracting Foreign Direct Investment Using the PVAR Approach". *Applied Economic Studies of Iran*, 7 (26): 144-115. <https://doi.org/10.22084/aes.2017.14465.2519> (In Persian)
- Momeni, F., (2007). *Iranian Economy in the Period of Structural Adjustment*. Naghsh-e-Negar, Tehran. (In Persian)
- Mortazavi Far, Z., (2019). *Monitoring the Business Environment of the Provinces of the Country*. Development Studies Research Institute of Acecr, Research Project for the Employer of the Deputy of Economic Affairs of the Ministry of Economic Affairs and Finance. (In Persian)
- Motlabi, S. M. M., (2012). *Measuring the Investment Climate in the Iranian Economy Using the World Bank Model*. Humanities and Social Studies Research Institute of Acecr, Research Project Sponsored by the Development Studies Research Institute of Acecr, Tehran. (In Persian)
- North, D., (1990). *Institutions, institutional change, and Economic Performance*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511808678>
- North, D. C., (1981). *Structure and change in economic history*. New York: W.W. Norton & Co., <https://doi.org/10.1177/003232928201100416>
- North, D. C. & Thomas, R. P., (1973). *The rise of the western world: A new economic history*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511819438>

- Padash, H., Hassanpour, E. & Khosravi, A. R., (2011). "Explaining Iran's Economic Growth with an Institutional Approach: The Role of Economic Freedom, Political Freedom and Corruption on Iran's Economic Growth". *Financial Science Securities Analysis (Financial Studies)*, 4 (9): 193-224. <https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803536> (In Persian)
- Paytakhti, S.A., Taheri, H. & Abqaei, F., (2012). "Managing Factors Affecting Private Sector Investment in Iran". *Productivity Management Journal*, 6, 4(23): 149-170. <https://sanad.iau.ir/Journal/jpm/Article/976201> (In Persian)
- Rahnamoun Pirouj, T., Almasi, M. & Fattahi, Sh., (2013). "Modeling and Estimation of Uncertain Time Series of Private and Public Investment in Iran Using Mean Reversion Stochastic Differential Equations (1961-1965)". *Iranian Applied Economic Studies*, 12 (48): 39-71. <https://doi.org/10.22084/aes.2023.28090.3611> (In Persian)
- Rasoulzadeh Aghdam, S., (2013). "A Comparative-Historical Study of Institutional Obstacles to Economic Development in Iran". PhD Thesis, University of Isfahan, Faculty of Literature and Humanities. Supervisor: Behjat Yazdkhasti Mohammad Sadegh Mahdavi. <https://ganj.irandoc.ac.ir/viewer/237a05a07a0f010febc521fca996e305?sample=1> (In Persian).
- Saadat Mehr, M., (2011). "Investigating the Effect of Security on Private Investment in Iran". *Economic Growth and Development Research*, 1 (2): 187-163 (In Persian).
- Shahabadi, A., Sarigol, S. & Tanhaei, H., (2016). "Political Economy, Business Environment and Private Capital (Case Study: D8 and G7 Member Countries)". *Development Strategy*, 47: 72-104. <http://rahbord-mag.ir/Article/22653/FullText> (In Persian)
- Vlasenko, P., (2004). *Privatization and new entry in post-communist transition the impact on restructuring*. University of Maryland, USA. <http://hdl.handle.net/1903/1755>
- World Bank, Report, (2005). *World Development Report 2005: A Better Investment*. Available at: <https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/47a21c3b-537d-5e36-832e-bea460c4d59b>
- World Bank, Report, (2005). *A Better Investment*. Available at: <https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/47a21c3b-537d-5e36-832e-bea460c4d59b>

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2025 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

The Relationship Between Global Macroeconomic Policy Uncertainty and Oil Prices Using Combined VAR and MGARCH Models

Mandana Shiravand¹ , Sajad Faraji Dizaji² , Abbas Asari Arani³ 

Type of Article: Research

 <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30786.3781>

Received: 2025/04/14; Revised: 2025/05/15; Accepted: 2025/05/26

Pp: 35-63

Abstract

This study investigates the relationship between global macroeconomic policy uncertainty and crude oil price volatility. The Global Economic Policy Uncertainty (GEPU) index is employed as a measure of global economic uncertainty, and its relationship with oil prices is examined over the period from 1997 to 2024. To analyze the data, various models including VAR, BEKK-GARCH, DCC-GARCH, VEC-GARCH, and CCC-GARCH are utilized to explore the dynamic interactions between these variables. The results indicate that increased economic uncertainty is generally associated with greater oil price volatility across most periods. However, in certain periods, rising oil prices may contribute to a reduction in economic uncertainty. Among the models used, the DCC-GARCH and BEKK-GARCH frameworks demonstrate superior capability in capturing the dynamic volatility transmission and the relationship with economic uncertainty. The findings suggest a bidirectional and predictable relationship, along with volatility spillovers, between global economic policy uncertainty and oil prices. However, the direct and short-term effects of shocks from one variable on the other are weak and often statistically insignificant. This relationship is more evident in terms of volatility correlations. In the long run, increases in oil prices may contribute to heightened global economic instability.

Keywords: Global Economic Policy Uncertainty, Energy Markets, VAR Model, BEKK-GARCH Model, DCC-GARCH Model.

JEL Classification: C32, E44, G15, Q41.

1. M.A. graduate in Economics, Energy Economics specialization, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author). **Email:** s_dizaji@modares.ac.ir

3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Citations: Shiravand, M., Faraji Dizaji, S. & Asari Arani, A., (2025). "The Relationship Between Global Macroeconomic Policy Uncertainty and Oil Prices Using Combined VAR and MGARCH Models". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 14(54): 35-63. <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30786.3781>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6087.html?lang=en

1. Introduction

The relationship between global economic policy uncertainty and crude oil price volatility holds a prominent position in the economic literature. From a theoretical perspective, economic uncertainty can influence oil prices through various channels such as global demand, production costs, market expectations, and investment activity. Increased uncertainty typically leads to a decline in both investment and consumption, which in turn reduces demand for oil. On the other hand, heightened uncertainty can intensify precautionary behavior in financial and commodity markets, thereby amplifying oil price volatility. Moreover, oil price fluctuations may feed back into the level of economic uncertainty, especially in oil-exporting countries whose fiscal budgets are heavily dependent on oil revenues. In the realm of empirical research, various models have been employed to examine this relationship. GARCH-type models, particularly bivariate frameworks such as the BEKK-GARCH, are widely used to analyze the dynamic behavior of volatility and interdependencies between indicators like the GEPU index and oil prices. These models effectively capture conditional dependencies and the time-varying structure of correlations.

2. Methodology

In this study, all variables are treated as endogenous to enable the analysis of causal relationships among them. The core analysis is conducted using the Vector Auto Regression (VAR) model, which allows for the examination of dynamic interactions between the variables. The data are collected on a monthly basis from January 1997 to December 2024, and all analytical procedures are carried out using the Python programming language within the Jupyter Notebook environment. Prior to model estimation, the stationarity of the variables is assessed using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test. To analyze the dynamics of variance and correlation between the GEPU index and oil prices, multivariate GARCH models are employed. The BEKK-GARCH model is used to investigate the transmission of shocks and volatility between the variables. Significant coefficients in the off-diagonal elements of the matrices indicate volatility spillovers. The DCC-GARCH model accounts for time-varying correlations through a dynamic structure while modeling variances using a GARCH framework, making it suitable for analyzing evolving correlations over time. The CCC-GARCH model, a simpler alternative to the DCC-GARCH, assumes constant correlations over time. Lastly, the VEC-GARCH model provides a more complex vector-based structure for simultaneously

modeling volatility, offering higher precision and flexibility. These models differ in terms of correlation dynamics, flexibility, number of parameters, and computational complexity.

3. Discussion

The dataset consists of 334 monthly observations from 1997 to 2024 for two-time series: global economic policy uncertainty (GEPU) and oil prices. Visual inspection of the time series reveals that their relationship varies over time, displaying both positive correlations and inverse relationships in different periods, with changing direction and intensity. The Augmented Dickey-Fuller (ADF) test was employed to examine the stationarity of the series, and after first differencing, both series were found to be stationary. Based on the Akaike Information Criterion (AIC), the optimal lag length was determined to be eight. The Granger causality test indicates that increasing the number of lags leads to statistically significant causality. Given the model's stability with two variables, a Vector Autoregressive (VAR) model was estimated. The results suggest that both GEPU and oil prices exhibit strong autoregressive properties, with past values significantly influencing their current levels. An increase in past oil prices tends to reduce GEPU, while higher past GEPU leads to an increase in oil prices—potentially reflecting improved economic conditions in the first case and heightened economic concerns in the latter. Although these effects diminish over longer lags, they persist in the long run. Specifically, GEPU continues to positively influence oil prices in the long term, while sustained increases in oil prices eventually exert a significant negative impact on GEPU, potentially due to heightened economic instability. Impulse response functions show that shocks to GEPU have an initially strong and positive effect on itself, which gradually decreases and converges to zero over time—indicating mean-reverting behavior and system stability. In contrast, oil price shocks have temporary and oscillatory effects on GEPU, and shocks to GEPU exhibit no strong short-term impact on oil prices. In some periods, impulse responses are not statistically significant, suggesting the influence of noise and other external economic factors. Following the estimation of the VAR model, both variables exhibited ARCH effects. Consequently, the relationship between the two series was further investigated using four different multivariate GARCH models. As each model has its specific assumptions, their results were visualized through dedicated plots, including ACF and PACF diagrams, residual diagnostics, ARCH tests, and information criteria such as AIC and BIC. Among the models considered, the BEKK and DCC models were evaluated as the most propriety based on these criteria.

4. Conclusion

This study analyzes the relationship between the Global Economic Policy Uncertainty (GEPU) index and oil prices using DCC, VAR, and BEKK models. The findings reveal a stable correlation between the two variables, primarily influenced by their past values, with bidirectional causality confirmed by the VAR model. The BEKK model indicates that shocks to volatility have persistent effects, largely governed by the variables' own dynamics. From a policy perspective, short-term declines in oil prices may reduce economic uncertainty, while in the long run, this relationship could reverse, potentially leading to increased instability. The study emphasizes the importance of considering time lags and cumulative effects in policy formulation and suggests that shared macroeconomic factors drive the persistent correlation. Future research is encouraged to explore advanced models for enhanced predictive accuracy.

Acknowledgements

Finally, the authors would like to express their gratitude to the anonymous referees of the journal for their valuable input and contribution to the improvement and depth of the article.

Observation Contribution

This article is derived from the first author's Master's thesis, which was developed under the guidance and supervision of the second and third authors.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 شاپای چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۸-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده (گان) آن است. ۱۴۰۴ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



رابطه نااطمینانی اقتصادی جهانی و قیمت نفت خام: تحلیل با مدل های ترکیبی VAR و MGARCH*

ماندانا شیراوند^۱ ID، سجاد فرجی دیزجی^۲ ID، عباس عصارى آرانی^۳ ID

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30786.3781>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۲۵، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۲/۲۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۰۶

صص: ۶۳-۳۵

چکیده

این پژوهش به بررسی رابطه نااطمینانی سیاست اقتصاد کلان جهانی و نوسانات قیمت نفت خام می پردازد. در این مطالعه، از شاخص GEPU به عنوان معیار سنجش نااطمینانی اقتصادی جهانی استفاده شده است و رابطه آن با قیمت نفت از سال ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۴ م. بررسی شده است. برای تحلیل داده ها از مدل های VAR، BEKK-GARCH، DCC-GARCH، VEC-GARCH و CCC-GARCH استفاده شده است تا روابط پویای بین این متغیرها بررسی شوند. نتایج نشان می دهد که افزایش نااطمینانی اقتصادی در اکثر دوره ها با افزایش نوسانات قیمت نفت همراه است، اما در برخی دوره ها، افزایش قیمت نفت می تواند به کاهش نااطمینانی اقتصادی منجر شود. هم چنین، مدل های DCC-GARCH و BEKK-GARCH توانایی بیشتری در تحلیل پویای نوسانات قیمتی و ارتباط آن با نااطمینانی اقتصادی نشان دادند. نتایج نشان می دهد که بین شاخص عدم اطمینان اقتصادی جهانی و قیمت نفت رابطه پیش بینی پذیر دوسویه و سرایت نوسانات وجود دارد، اما اثر مستقیم و کوتاه مدت شوک های آن ها بر یکدیگر ضعیف و اغلب بی معناست. این رابطه بیشتر در سطح هم بستگی نوسانات قابل مشاهده است. در بلندمدت، افزایش قیمت نفت می تواند بی ثباتی اقتصادی جهانی را افزایش دهد.

کلیدواژگان: نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، بازار انرژی، مدل VAR، مدل BEKK-GARCH، مدل DCC. **طبقه بندی JEL:** Q41, Q4, G15, E44, C32.

*. این مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول است.

۱. دانش آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، گرایش انرژی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

Email: shiravand7@gmail.com

۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

Email: s_dizaji@modares.ac.ir

۳. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

Email: assari_a@modares.ac.ir

۱. مقدمه

احساسات بازار^۱ یکی از عوامل کلیدی در تعیین نوسانات قیمت نفت محسوب می‌شود. اساس بازارهای مالی و کالاهایی، از جمله نفت خام، به شدت تحت تأثیر انتظارات و احساسات سرمایه‌گذاران قرار دارند. احساسات مثبت یا منفی سرمایه‌گذاران می‌تواند نوسانات شدیدی در قیمت نفت ایجاد کند. مطالعات متعدد نشان داده‌اند که نااطمینانی اقتصادی و رویدادهای سیاسی می‌توانند تغییرات قابل توجهی در احساسات بازار ایجاد کنند (مدنی و فتیعی، ۲۰۲۴).

علاوه بر این، سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها از طریق تأثیر بر شاخص‌های کلان اقتصادی، نقش مهمی در شکل‌دهی به احساسات بازار ایفا می‌کنند. تغییرات در سیاست‌های پولی و مالی، نرخ بهره و سیاست‌های تجاری می‌توانند سطح نااطمینانی اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده و در نتیجه بر نوسانات قیمت نفت تأثیر بگذارند (فنگ و همکاران، ۲۰۲۰). بر اساس مطالعه (داوینس، ۲۰۱۶)، شاخص GEPU^۵ (شاخص عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی) به عنوان معیاری برای سنجش نااطمینانی ناشی از سیاست‌های اقتصادی کلان جهانی شناخته می‌شود. این شاخص می‌تواند منعکس‌کننده تغییرات در احساسات بازار باشد و ارتباط نزدیکی با نوسانات قیمت نفت داشته باشد. تحقیقات اخیر نشان داده‌اند که افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در بخش انرژی، افزایش نوسانات قیمتی و بی‌ثباتی بازارهای جهانی شود (ژاؤ و همکاران، ۲۰۲۳). به طور خاص، در شرایطی که رویدادهای ژئوپلیتیکی یا تنش‌های تجاری بین اقتصادهای بزرگ رخ می‌دهد، احساسات منفی سرمایه‌گذاران می‌تواند موجب کاهش تقاضا برای نفت و افت قیمت آن شود. از سوی دیگر، سیاست‌های حمایتی و کاهش نااطمینانی می‌تواند به افزایش اطمینان سرمایه‌گذاران و تثبیت قیمت‌ها منجر شوند (کانادو و همکاران، ۲۰۲۰).

بنابراین، شناخت دقیق احساسات بازار و شاخص‌های مرتبط با نااطمینانی اقتصادی، مانند نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، می‌تواند به سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران کمک کند تا تصمیمات بهتری در خصوص مدیریت ریسک و پیش‌بینی روندهای آتی قیمت نفت اتخاذ کنند. افزایش نااطمینانی در اقتصاد جهانی می‌تواند منجر به کاهش فعالیت‌های مولد اقتصادی و انتقال منابع به سمت فعالیت‌های سفته‌بازانه شود. از طرفی، پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام نیز از اهمیت بالایی در مدیریت صنعت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی وابسته به آن برخوردار است. نوسانات قیمت نفت نه تنها بر اقتصاد کشورهای تولیدکننده و مصرف‌کننده نفت تأثیر می‌گذارد، بلکه می‌تواند اثرات سرریز قابل توجهی بر بازارهای مالی جهانی داشته باشد. بررسی رابطه بین نااطمینانی سیاست‌های کلان جهانی و قیمت نفت، به درک بهتر موانع سرمایه‌گذاری در بازار نفت و مدیریت انتظارات فعالان اقتصادی کمک می‌کند.

در این پژوهش، از شاخص GEPU (نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی) برای بررسی این رابطه استفاده شده است. همچنین، عملکرد این شاخص در پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام مورد آزمون قرار گرفته است. هدف این مقاله تحلیل دینامیک نوسانات و بررسی رابطه علی بین قیمت نفت WTI و نااطمینانی سیاست اقتصاد کلان جهانی در داده‌های ماهانه از سال ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۴ م. است. استفاده از مدل‌های ترکیبی برای تحلیل این رابطه، یکی از نوآوری‌های پژوهش حاضر در راستای دستیابی به مدلی توانمندتر برای توصیف نوسانات

¹ Market sentiment

² Madani & Ftiti

³ Feng et al.

⁴ Davis

⁵ Global economic policy uncertainty

⁶ Zhao et al.

⁷ Cuñado et al.

است. همچنین، مقایسه‌ی چهار مدل گارچ دو متغیره برای توصیف دقیق‌تر نوسانات، ویژگی اصلی این تحقیق محسوب می‌شود. در این راستا، تلاش شده است تا نوسانات از رویکردهای متفاوت مورد بررسی قرار گیرد. سؤال اصلی تحقیق آن است که آیا نوسانات نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت به یکدیگر سرایت می‌کنند و این وابستگی چگونه در کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییر می‌کند؟ که به‌طور مثال با در دست داشتن سری GEUP نوسانات بازار نفت خام را پیش‌بینی کرد. در ادامه، ابتدا به پیشینه تحقیق و سپس به ادبیات نظری پرداخته می‌شود. پس از آن، روش‌شناسی تحقیق توضیح داده شده و یافته‌های پژوهش مورد بحث قرار می‌گیرند. در نهایت، نتایج تحقیق ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

نااطمینانی سیاست اقتصاد کلان جهانی: اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصادی در دوره‌های بحران مالی و اقتصادی اهمیت ویژه‌ای دارد. افزایش نااطمینانی می‌تواند منجر به رکود اقتصادی و کاهش سرمایه‌گذاری شود (لودویگسون و همکاران^۱، ۲۰۲۱). تحقیقات نشان داده‌اند که نااطمینانی اقتصادی تأثیر به‌سزایی بر نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای مالی، از جمله بازار نفت، دارد (بیکر و همکاران^۲، ۲۰۱۶؛ باسو و بوندیک^۳، ۲۰۱۷؛ ون روبایز^۴، ۲۰۱۶).

روش‌های متعددی برای اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصادی توسعه یافته‌اند که شامل شاخص‌های مبتنی بر بازارهای مالی، تحلیل متون و ترکیب شاخص‌های مختلف هستند. شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی) یکی از روش‌های جدیدی است که با بهره‌گیری از پردازش زبان طبیعی و هوش مصنوعی، میزان نااطمینانی در سطح جهانی را بر اساس تحلیل اخبار اقتصادی ارزیابی می‌کند. این شاخص که بیان‌گر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی است، در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است. شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، شاخص توسعه یافته‌ای از شاخص EPU (شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی) است که نخستین بار برای ایالات متحده در سال ۱۹۸۵ م. ساخته شد. (بیکر و همکاران، ۲۰۱۶) با استفاده از روش‌های پردازش زبان طبیعی، این شاخص را گسترش دادند و نشان دادند که افزایش نااطمینانی سیاسی منجر به کاهش سرمایه‌گذاری، افت تولید صنعتی و افزایش بیکاری می‌شود. در این روش، شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی تغییرات نااطمینانی سیاست اقتصادی در سطح جهانی را اندازه‌گیری می‌کند و بحران‌هایی نظیر بحران مالی آسیا، حملات ۱۱ سپتامبر، بحران مالی ۲۰۰۸ م. و «برگزیت» را پوشش می‌دهد. این شاخص بر اساس میانگین وزنی شاخص‌های EPU در ۲۱ کشور محاسبه می‌شود که در مجموع حدود ۷۱ درصد از تولید ناخالص داخلی جهان را در بر می‌گیرند.

رابطه نااطمینانی سیاست اقتصاد کلان جهانی و قیمت نفت: مطالعات اخیر نشان داده‌اند که افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی می‌تواند نوسانات بازار نفت را تشدید کند. این افزایش نوسانات از طریق چندین کانال اتفاق می‌افتد:

۱. کاهش سرمایه‌گذاری در صنعت نفت: افزایش نااطمینانی اقتصادی، افق سرمایه‌گذاری را مبهم می‌کند و شرکت‌های نفتی را به کاهش یا تعلیق سرمایه‌گذاری‌های خود در زیرساخت‌های جدید و پروژه‌های

¹ Ludvigson et al.

² Baker et al.

³ Basu & Bundick

⁴ Van Robays

استخراجی وادار می‌کند. این مسئله می‌تواند به کاهش عرضه در بلندمدت و افزایش نوسانات قیمتی منجر شود. (فان و همکاران^۱، ۲۰۱۹)

۲. کاهش تقاضای جهانی برای نفت: افزایش نااطمینانی اقتصادی معمولاً باعث کاهش رشد اقتصادی و کاهش فعالیت‌های صنعتی می‌شود که به نوبه خود تقاضا برای نفت را کاهش می‌دهد این کاهش تقاضا می‌تواند نوسانات شدیدتری را در قیمت نفت ایجاد کند. (بورقل و همکاران^۲، ۲۰۲۱)

۳. افزایش رفتارهای احتیاطی در بازارهای مالی: افزایش نااطمینانی موجب تغییر در استراتژی‌های سرمایه‌گذاران شده و آن‌ها را به سمت دارایی‌های امن‌تر مانند طلا و اوراق قرضه سوق می‌دهد. این تغییر رفتار در بازارهای مالی، بر معاملات آتی نفت اثر گذاشته و نوسانات بیشتری در قیمت نفت ایجاد می‌کند. (لیو و همکاران^۳، ۲۰۲۳)

۴. اختلال در زنجیره‌های تأمین جهانی: افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، موجب افزایش هزینه‌های تجاری و مشکلات لجستیکی در حمل‌ونقل نفت می‌شود. در نتیجه، شوک‌های عرضه‌ای می‌تواند نوسانات شدیدتری را در بازار نفت رقم بزنند. (اسدالله و همکاران^۴، ۲۰۲۴؛ اکیونج و همکاران^۵، ۲۰۲۴).

اثرات نوسانات بازار نفت بر نااطمینانی سیاست اقتصادی: برخی مطالعات جدید نشان داده‌اند که افزایش نوسانات در بازار نفت می‌تواند به افزایش نااطمینانی سیاست اقتصادی منجر شود. این تأثیر از طریق چندین کانال صورت می‌گیرد:

۱. اثرگذاری بر سیاست‌های پولی و مالی: افزایش شدید قیمت نفت، تورم را افزایش داده و تصمیم‌گیری بانک‌های مرکزی را دشوارتر می‌کند. این عدم قطعیت در سیاست‌های پولی و مالی به نااطمینانی اقتصادی دامن می‌زند (یلدریم و همکاران^۶، ۲۰۱۵؛ کین و همکاران^۷، ۲۰۲۰).

۲. تأثیر بر رشد اقتصادی: نوسانات شدید قیمت نفت باعث می‌شود که پیش‌بینی رشد اقتصادی دشوارتر شود و دولت‌ها در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی با مشکلات بیشتری مواجه شوند. (لیو و همکاران^۸، ۲۰۲۲)

۳. افزایش نوسانات در بازارهای مالی: افزایش نوسانات قیمت نفت، رفتارهای سفته‌بازانه را تشدید کرده و باعث نوسانات بیشتر در بازارهای سهام و ارز می‌شود که این خود به نااطمینانی سیاست اقتصادی دامن می‌زند. در مجموع، نتایج مطالعات نشان می‌دهند که رابطه‌ای دوطرفه و پیچیده بین نااطمینانی اقتصادی و نوسانات قیمت نفت وجود دارد که می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری، سیاست‌گذاری اقتصادی و ثبات مالی تأثیرگذار باشد. (آپوستولاکیس و همکاران^۹، ۲۰۲۱)

۳. پیشینه پژوهش

در این مرور ادبیات، به بررسی مطالعاتی پرداخته شده که به ارتباط بین قیمت نفت خام و عدم اطمینان سیاست اقتصادی (EPU) توجه کرده‌اند. با توجه به این که هر دو متغیر می‌توانند تأثیر قابل توجهی بر اقتصاد کلان داشته باشند، در سال‌های اخیر تحقیقات زیادی در این زمینه انجام شده است. در ادامه، این مطالعات بر اساس ترتیب سال انتشار بررسی می‌شوند تا روند تکامل پژوهش‌ها بهتر درک شود.

¹ Phan et al.

² Bourghelle et al.

³ Liu et al.

⁴ Asadollah et al.

⁵ Ikevuje et al.

⁶ Yildirim et al.

⁷ Qin et al.

⁸ Liu et al.

⁹ Apostolakis et al.

(کانگ و راتی، ۲۰۱۳^۱) از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR^۲) برای بررسی اثر شوک‌های عرضه نفت، شوک‌های تقاضای کل واقعی، و شوک‌های تقاضای خاص بازار نفت بر EPU ایالات متحده استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که تنها شوک‌های تقاضای خاص بازار نفت تأثیر معناداری بر EPU دارند، در حالی که واکنش EPU به تغییرات تولید و تقاضای جهانی از نظر آماری معنادار نیست. در ادامه (کانگ و همکاران، ۲۰۱۷^۳) روابط بین شوک‌های قیمتی نفت و عدم اطمینان سیاستی را با استفاده از مدل SVAR بررسی کردند. آن‌ها فرض کردند که تعاملات مهمی بین تولید نفت ایالات متحده، تولید نفت غیرآمریکایی، شاخص فعالیت اقتصادی واقعی جهانی (کیلین^۴، ۲۰۰۹) و قیمت واقعی نفت وجود دارد. نتایج آن‌ها نشان داد که شوک‌های مثبت قیمت نفت باعث افزایش EPU در ایالات متحده می‌شوند، اما شوک‌های EPU تأثیر معناداری بر قیمت نفت ندارند.

(دگیاناکیس و همکاران، ۲۰۱۸^۵) پیشنهاد کردند که مدل‌های SVAR و مدل خودرگرسیون برداری متغیر در طول زمان (TVP-VAR) ابزار مناسبی برای بررسی رابطه بین عدم اطمینان اقتصادی - مالی و قیمت نفت هستند. آن‌ها نشان دادند که واکنش‌های عدم اطمینان نسبت به شوک‌های قیمتی نفت در طول زمان ناهمگن است.

(کانگ و همکاران، ۲۰۱۹^۶) دریافتند که EPU ایالات متحده به افزایش و کاهش قیمت واقعی نفت واکنش‌های نامتقارن نشان می‌دهد. در همین سال (یانگ^۷، ۲۰۱۹)، با استفاده از روش‌های تحلیل موجک در چارچوب مدل VAR^۸ نشان داد که روند نوسانات قیمت نفت خام مشابه روند نوسانات EPU است. او استدلال کرد که قیمت نفت خام به‌عنوان دریافت‌کننده اطلاعات عدم اطمینان سیاست اقتصادی عمل می‌کند.

(هیلیماریم و همکاران، ۲۰۱۹^۹) رابطه بین قیمت نفت و EPU را بدون در نظر گرفتن شوک‌های عرضه نفت بررسی کردند. با استفاده از داده‌های ماهانه از کشورهای G7 طی دوره ۱۹۹۷:۰۱ تا ۲۰۱۸:۰۶ م، آن‌ها دریافتند که تأثیر EPU بر قیمت نفت در دوره‌هایی که افزایش قیمت نفت ناشی از رشد تقاضای جهانی بوده، منفی است.

(لیو و همکاران، ۲۰۲۱^{۱۰}) اثر متغیر با زمان EPU جهانی را بر قیمت نفت خام WTI و برنت بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که تأثیر EPU جهانی بر نوسانات قیمت نفت خام در دوره‌های بحران مالی جهانی (۲۰۰۷-۲۰۰۹) و بحران بدهی حاکمیتی اروپا (۲۰۱۰-۲۰۱۲) افزایش یافته است.

(دش و مایترا^{۱۱}، ۲۰۲۱) پیشنهاد کردند که ارتباط بین عدم اطمینان سیاست اقتصادی و قیمت نفت در زمان بحران‌های اقتصادی قوی‌تر می‌شود.

(لین و بای^{۱۲}، ۲۰۲۱) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پارامتریک متغیر با زمان، رابطه بین EPU و قیمت نفت را از منظر کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت بررسی کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند که تأثیر نوسانات قیمت نفت بر EPU در کشورهای صادرکننده نفت بیشتر است.

¹ Kanget al.

² Structural Vector Autoregression

³ Kang et al.

⁴ Kilin

⁵ Degiannakis et al.

⁶ Kang et al.

⁷ Yang, L.

⁸ Vector Autoregression

⁹ Hailemariam et al.

¹⁰ Liu et al.

¹¹ Dash et al.

¹² Lin et al.

(هو و همکاران^۱، ۲۰۲۱) تأثیر قیمت نفت خام و EPU را بر صنعت فلزات غیر آهنی چین با استفاده از مدل TVP-VAR و نوسانات تصادفی بررسی کردند. نتایج نشان داد که تأثیر قیمت نفت خام بر EPU مثبت است، در حالی که تأثیر EPU بر قیمت نفت از زمان بحران مالی به تدریج مثبت شده و این نشان دهنده رابطه نامتقارن بین این دو متغیر است.

(ژانگ و همکاران^۲، ۲۰۲۳) به بررسی نقش شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی در پیش‌بینی نوسانات بازار نفت پرداخته‌اند. در این پژوهش، با بهره‌گیری از روش‌های پیشرفته اقتصادسنجی و مدل‌های سری زمانی، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان نااطمینانی سیاست اقتصادی جهان و نوسانات قیمت نفت مورد تحلیل قرار گرفته است. به‌ویژه، مدل‌های GARCH و تکنیک‌های علیت‌سنجی برای ارزیابی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات قیمت نفت به کار گرفته شده‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهند که شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی تأثیر معنادار و مستقیمی بر نوسانات بازار نفت دارد، به‌طوری‌که افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی معمولاً منجر به افزایش نوسانات در این بازار می‌شود. علاوه بر این، نتایج پژوهش حاکی از آن است که میزان تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر نوسانات قیمت نفت می‌تواند تحت شرایط اقتصادی مختلف، از جمله دوره‌های بحران اقتصادی یا تغییرات در سیاست‌های جهانی، متفاوت باشد.

(چه و همکاران^۳، ۲۰۲۴) به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی و فعالیت‌های جهانی پرداخته است. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های سری زمانی و روش‌های اقتصادسنجی پیشرفته، از جمله مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) و تحلیل‌های پویایی، رابطه میان این متغیرها و اقتصاد جهانی مورد ارزیابی قرار گرفته است. داده‌های ماهانه چند دهه اخیر برای تحلیل این روابط به کار گرفته شده‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی تأثیر قوی‌تر و پایدارتری بر فعالیت‌های اقتصادی جهانی نسبت به نوسانات قیمت نفت دارد. این تأثیر به‌ویژه در دوره‌های بحران مالی و تنش‌های ژئوپلیتیکی برجسته‌تر است. اگرچه نوسانات قیمت نفت نیز نقش مهمی در اقتصاد جهانی ایفا می‌کند، اما شدت و گستره تأثیر آن‌ها در مقایسه با نااطمینانی سیاست اقتصادی محدودتر است. علاوه بر این، نتایج پژوهش حاکی از آن است که تعامل میان نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت اثرات متقابلی ایجاد می‌کند، به‌گونه‌ای که افزایش نااطمینانی سیاست اقتصادی می‌تواند منجر به افزایش نوسانات قیمت نفت شود و بالعکس.

(پردل و اسفندیاری، ۱۴۰۳) رابطه بین عدم قطعیت سیاست اقتصادی (EPU) و قیمت نفت را در کشورهای اوپک با استفاده از یک مدل پانلی ناپارامتریک بررسی می‌کند تا داده‌ها شکل تابعی رابطه را تعیین کنند. با استفاده از داده‌های سالانه ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۷ م، نتایج نشان می‌دهد که EPU تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت نفت دارد. همچنین، انرژی‌های تجدیدپذیر، انتظارات قیمت نفت و EPU به ترتیب از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار هستند. بنابراین، سیاست‌گذاران باید به عوامل بنیادی توجه بیشتری داشته باشند. توسعه زیرساخت‌های لازم برای گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند موجب کاهش قابل توجه قیمت نفت شود. با وجود این که نتایج نشان می‌دهد انرژی‌های تجدیدپذیر و نفت جایگزین یکدیگر هستند، اما نفت و گاز همچنان در دهه‌های آینده رشد خواهند کرد. همچنین، افزایش EPU منجر به افزایش قیمت نفت شده و تلاش سیاست‌گذاران برای کاهش آثار منفی آن، می‌تواند موفقیت سیاست‌های‌شان را کاهش داده و خود باعث افزایش عدم قطعیت اقتصادی شود.

¹ Hou et al.

² Zhang et al.

³ Che et al.

مروری بر ادبیات نشان می‌دهد که اگرچه تاکنون تحقیقات گسترده‌ای در مورد نوسانات قیمت نفت و عدم اطمینان سیاست اقتصادی یا عدم قطعیت سیاست اقتصادی جهانی انجام شده است، اما همچنان نبود یک چارچوب تحلیلی جامع میان این دو متغیر به چشم می‌خورد. بسیاری از مطالعات پیشین به بررسی رابطه خطی بین این متغیرها پرداخته‌اند، در حالی که برخی از پژوهش‌های جدیدتر تلاش کرده‌اند رویکردهای غیرخطی و متغیر در طول زمان را به کار گیرند. با این حال، تناقض‌هایی میان نتایج حاصل از دیدگاه‌های مختلف همچنان باقی است. برخلاف تحقیقات پیشین که بیشتر بر تأثیر EPU بر قیمت نفت متمرکز بوده‌اند، این مطالعه به بررسی سازوکارهای نوسانات و واریانس شرطی میان این دو متغیر می‌پردازد تا درک عمیق‌تری از تعاملات آن‌ها ارائه دهد. نوآوری این تحقیق در بحث جامع بودن روش تحلیل از منظر علی و هم‌بستگی است و در پی آن است که با رویکردهای متفاوت به تحلیلی جامع دست یابد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

در این قسمت تمام روش‌های به کار گرفته شده معرفی اجمالی می‌شود. در این تحقیق متغیرها همگی درون‌زا در نظر گرفته شده‌اند تا رابطه علیت بین متغیرها بررسی شود و در قالب مدل VAR برازش انجام شده است. قلمرو زمانی داده‌های ماهانه از ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۴ م. است و از کد نویسی در محیط ژوپیتر نوت‌بوک با زبان پایتون استفاده شده است. استفاده از روش (۱) برآوردسنجی در کارهای تجربی بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده ایستا هستند. از طرف دیگر بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ایستا نیستند. از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به ایستایی یا عدم ایستایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. برای بررسی مانایی سری زمانی در این مطالعه از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود؛ زیرا این آزمون نسبت به آزمون دیکی فولر کامل‌تر است. مجموعه‌ای از مدل‌های رگرسیون که می‌تولند به عنوان نوعی پیوند بین مدل‌های سری زمانی و مدل‌های معادلات هم‌زمان مورد توجه قرار گیرد، مدل‌های VAR هستند. ساده‌ترین شکل این مدل VAR دومتغیره به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

y_t : بردار متغیرهای درون‌زا در زمان، c : بردار ثابت Φ_i : ماتریس ضرایب مدل ϵ_t : بردار اختلالات تصادفی با میانگین صفر واریانس ثابت است. این چارچوب تحلیل، امکان بررسی روابط پیچیده و تعاملات میان متغیرهای سری زمانی را فراهم می‌کند. این مدل بر اساس روابط پویای میان متغیرها، برای پیش‌بینی و تحلیل تأثیر تغییرات در یک متغیر بر متغیرهای دیگر استفاده می‌شود. (باقری و همکاران، ۲۰۲۴)

مدل^۱ BEKK به بررسی ارتباط بین نوسانات دو سری متغیرها می‌پردازد و بررسی می‌کند که آیا نوسانات و شوک از متغیری به متغیر دیگر منتقل می‌شود یا خیر. در این مدل، واریانس شرطی تابع مقدار تأخیری‌های خود و تأخیری‌های پسماندهای خطای خود است.

که در آن، ماتریس بالا مثلثی متشکل از اجزا ثابت، ماتریس ضرایب شوک‌ها و ماتریس ضرایب نوسانات است. معنی‌داری عناصر غیرقطری ماتریس‌های و نشان‌دهنده انتقال شوک‌ها و نوسانات بین متغیرها است. مدل BEKK به صورت زیر تعریف می‌شود:

¹ Baba-Engle-Kraft-Kroner

$$H_t = CC' + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B \quad (2)$$

که در آن:

H_t ماتریس واریانس-کواریانس شرطی در زمان t است. C یک ماتریس بالا مثلثی از ضرایب ثابت است. A ماتریس ضرایب شوک‌های گذشته ε_{t-1} است. B ماتریس ضرایب نوسانات گذشته است. (ممی‌پور و جلالی، ۱۳۹۶)

مدل DCC-GARCH^۱ یکی از انواع گارچ چندمتغیره است که به بررسی تغییرات همبستگی شرطی بین متغیرها در طول زمان می‌پردازد. این مدل از دو بخش تشکیل شده است:

۱. بخش GARCH که به مدل‌سازی واریانس‌های شرطی سری‌های زمانی می‌پردازد.

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1} \quad (3)$$

$h_{i,t}$ واریانس شرطی سری i ام در زمان t است. $\omega_i, \alpha_i, \beta_i$ پارامترهای مدل هستند.

۲. بخش DCC که همبستگی شرطی پویا را مدل‌سازی می‌کند.

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)Q + \alpha(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}') + \beta Q_{t-1} \quad (4)$$

که در آن:

Q_t ماتریس همبستگی شرطی غیراستاندارد شده است. Q میانگین همبستگی‌های بدون شرط است α . β و پارامترهای غیرمنفی هستند که مجموع‌شان کمتر از ۱ است. (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۳)

مدل CCC-GARCH^۲ یک نسخه ساده‌تر از مدل DCC-GARCH است که فرض می‌کند همبستگی شرطی بین متغیرها در طول زمان ثابت باقی می‌ماند. فرم کلی این مدل به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$H_t = D_t R D_t \quad (5)$$

که در آن:

D_t ماتریس قطری شامل انحراف معیارهای شرطی از مدل‌های GARCH تک‌متغیره است. R یک ماتریس همبستگی ثابت بین متغیرها است. این مدل برای مواقعی که تغییرات همبستگی در طول زمان کم است، کارآمدتر است. (مالکی و همکاران، ۱۳۹۴)

مدل VEC-GARCH^۳ یک روش دیگر در گارچ چندمتغیره است که ساختار هم‌زمان نوسانات شرطی بین متغیرها را مدل‌سازی می‌کند. این مدل اجازه می‌دهد تا تغییرات واریانس - کوواریانس شرطی به عنوان یک فرایند برداری تخمین زده شود. فرم کلی این مدل به صورت زیر است:

$$\text{vech}(H_t) = c + A\text{vech}(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}') + B\text{vech}(H_{t-1}) \quad (6)$$

که در آن:

¹ Dynamic Conditional Correlation

² Constant Conditional Correlation

³ Vectorized

$vech(H_t)$ عملگر بردارگیری از عناصر پایین مثلثی ماتریس است. C بردار ثابت‌ها است. A ماتریس ضرایب شوک‌های گذشته است. B ماتریس ضرایب نوسانات گذشته است. (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۶)
جدول زیر چهار مدل DCC، CCC، VEC، BEKK را از نظر جنبه‌های مختلف مقایسه می‌کند:

جدول ۱: مقایسه چهار مدل گارچ چند متغیره
Tab. 1: Comparison of Four Multivariate GARCH Models

ویژگی‌ها	DCC (Dynamic Conditional Correlation)	CCC (Constant Conditional Correlation)	VEC (Vectorized)	BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner)
نوع همبستگی	پویا و متغیر در زمان	ثابت در زمان	پویا و متغیر در زمان	پویا و متغیر در زمان
انعطاف‌پذیری	بالا (قابلیت تغییر همبستگی در زمان)	کم (همبستگی ثابت)	بسیار بالا (تخمین کامل همبستگی)	بالا (اما پیچیدگی محاسباتی زیاد)
تعداد پارامترها	کمتر از VEC و BEKK	کمترین مقدار	بسیار زیاد	متوسط تا زیاد
پیچیدگی محاسباتی	متوسط	کم	بسیار زیاد	زیاد
قابلیت کاربرد بعد بالا	بله (مناسب برای تعداد متغیرهای زیاد)	بله (اما دقت پایین‌تر)	خیر (زیاد بودن پارامترها باعث مشکل می‌شود)	تا حدی (اما هزینه محاسباتی بالا)
محدودیت‌ها	فرض مستقل بودن دینامیک‌های فردی	فرض همبستگی ثابت که می‌تواند نامناسب باشد	تعداد پارامترها بسیار زیاد است	نیاز به قیود برای تضمین مثبت معین بودن ماتریس و پیچیدگی بالا

(منبع: سیلوننن و تراسویرتا، ۲۰۰۸)

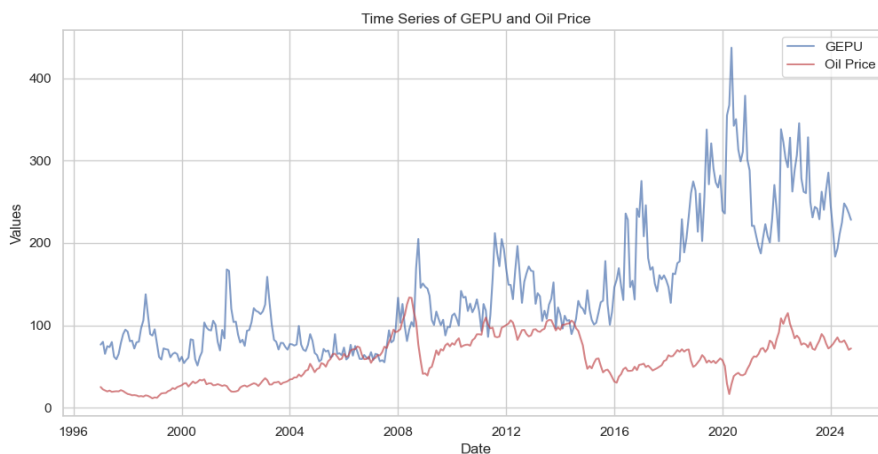
در فرایند انتخاب مدل مناسب برای تحلیل همبستگی شرطی، بررسی و مقایسه چندین مدل ضروری است. هر یک از مدل‌های DCC، CCC، VEC و BEKK دارای ویژگی‌ها، مزایا و محدودیت‌های خاصی هستند که می‌توانند بر نتایج نهایی تأثیر بگذارند. استفاده از تنها یک مدل بدون در نظر گرفتن سایر روش‌های موجود، ممکن است منجر به سوگیری در تحلیل‌ها و تفسیر نادرست نتایج شود. مقایسه این مدل‌ها امکان بررسی میزان دقت، انعطاف‌پذیری و کارایی هر یک را فراهم می‌آورد. به‌طور خاص، مدل CCC فرض می‌کند که همبستگی‌ها در طول زمان ثابت هستند، در حالی که مدل‌های DCC، VEC و BEKK به تغییرات پویا در همبستگی‌ها اجازه می‌دهند. مدل BEKK به دلیل ساختار خاص خود، اگرچه انعطاف‌پذیر است، اما پیچیدگی محاسباتی بالایی دارد. مدل VEC نیز با در نظر گرفتن تمام عناصر ماتریس همبستگی، تعداد پارامترهای زیادی را شامل می‌شود که می‌تواند مشکلاتی در برآورد ایجاد کند. در مقابل، مدل DCC با حفظ انعطاف‌پذیری، پیچیدگی کمتری نسبت به BEKK و VEC دارد و برای مجموعه داده‌های بزرگ مناسب‌تر است. بررسی این چهار مدل، امکان ارزیابی عملکرد هر یک را بر اساس معیارهای آماری مانند AIC، BIC فراهم کرده و به انتخاب مدل بهینه کمک می‌کند. این مقایسه همچنین موجب افزایش اعتبار نتایج‌شده و از وابستگی بیش از حد به یک مدل خاص

¹ Silvennoinen & Terasvirta

جلوگیری می‌کند. در نتیجه، استفاده از این رویکرد تطبیقی، امکان ارائه تحلیلی جامع‌تر و دقیق‌تر از رفتار هم‌بستگی‌ها را فراهم کرده و انتخاب مدل نهایی را مبتنی بر شواهد تجربی و مقایسه سیستماتیک می‌سازد. (سیلونین و تراسویرتا، ۲۰۰۸)

۴. نتایج

داده‌های مورد استفاده در تحقیق دو سری زمانی الف) نااطمینانی سیاست اقتصاد کلان جهانی که از وبسایت <https://www.policyuncertainty.com> اخذ شد و ب) قیمت نفت WTI است که از ژانویه ۱۹۹۷ تا پایان ۲۰۲۴ م. به صورت ماهانه در پایگاه بانک جهانی دسترس است که هر دو سری ۳۳۴ داده است.



نمودار ۱: مقایسه دو سری زمانی (منبع: یافته‌های پژوهش)

Graoh. 1: Comparison of Two Time Series (Source: Research Findings)

شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۴ م. نوسانات قابل توجهی را تجربه کرده‌اند که عمدتاً ناشی از رویدادهای اقتصادی و ژئوپلیتیکی بوده است. نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی در دهه اول نسبتاً پایدار بود، اما با بحران مالی ۲۰۰۸ م.، بحران بدهی اروپا، جنگ تجاری آمریکا و چین، پاندمی کرونا، جنگ روسیه و اوکراین و تنش‌های ژئوپلیتیکی اخیر، افزایش یافت. قیمت نفت نیز تحت تأثیر عواملی چون رشد اقتصادی چین، بحران مالی ۲۰۰۸ م.، افزایش تولید نفت شیل، پاندمی ۲۰۲۰ م. و جنگ اوکراین، نوسانات شدیدی را تجربه کرد. این دو متغیر در دوره‌هایی هم‌بستگی مثبت و در دوره‌هایی رابطه معکوس داشته‌اند، و اگرچه جهت و شدت این رابطه متغیر است، اما هر دو به شدت از شوک‌های اقتصادی و سیاسی جهانی تأثیر می‌پذیرند. در جدول ۲، با استفاده از آزمون دیکی فولر درجه هم‌انباشتگی هر کدام از متغیرها یک تشخیص داده شد و در برازش مدل با یک درجه تفاضل گیری به ایستایی رسیدند.

جدول ۲: درجه ایستایی هر کدام از متغیرها

Tab. 2: Stationarity Degree of Each Variable

متغیر	I (مرتبه)	آماره ADF	p مقدار
GEPU	۱	-۶.۶۵	۴.۹۹e-۰۹

Oil_Price	۱	-۱۲.۸	۵.۸۳۵-۲۴
-----------	---	-------	----------

(منبع: یافته‌های پژوهش).

برای بررسی رابطه VAR از آزمون وقفه بهینه AIC استفاده شد و وقفه بهینه این مدل در وقفه ۸ تشخیص داده شد.

جدول ۳: نتایج آزمون علیت گرنجر

Tab. 3: Granger Causality Test Results

تعداد وقفه	آزمون F مبتنی بر SSR (F,p)	آزمون کای دو مبتنی بر SSR (χ^2 ,p)	آزمون نسبت درست‌نمایی (χ^2 ,p)	آزمون F پارامتری (F,p)
۱	۰.۳۵۲۹، ۰.۸۶۵۴	۰.۳۵۰۰، ۰.۸۷۳۳	۰.۳۵۰۴، ۰.۸۷۲۱	۰.۳۵۲۹، ۰.۸۶۵۴
۲	۰.۲۸۵۳، ۱.۲۵۹۱	۰.۲۷۸۵، ۲.۵۵۶۹	۰.۲۷۹۸، ۲.۵۴۷۱	۰.۲۸۵۳، ۱.۲۵۹۱
۳	۰.۱۵۴۵، ۱.۷۶۰۷	۰.۱۴۵۰، ۵.۳۹۶۷	۰.۱۴۷۷، ۵.۳۵۳۰	۰.۱۵۴۵، ۱.۷۶۰۷
۴	۰.۱۵۴۷، ۱.۶۷۸۲	۰.۱۴۱۲، ۶.۹۰۱۷	۰.۱۴۵۱، ۶.۸۳۰۳	۰.۱۵۴۷، ۱.۶۷۸۲
۵	۰.۰۴۱۱، ۲.۳۴۶۳	۰.۰۳۲۹، ۱۲.۱۳۸۵	۰.۰۳۵۹، ۱۱.۹۱۹۳	۰.۰۴۱۱، ۲.۳۴۶۳
۶	۰.۰۷۲۳، ۱.۹۵۱۷	۰.۰۵۷۸، ۱۲.۱۹۴۹	۰.۰۶۲۶، ۱۱.۹۷۳۰	۰.۰۷۲۳، ۱.۹۵۱۷
۷	۰.۰۳۶۶، ۲.۱۷۰۵	۰.۰۲۵۸، ۱۵.۹۲۶۱	۰.۰۲۹۶، ۱۵.۵۴۹۳	۰.۰۳۶۶، ۲.۱۷۰۵
۸	۰.۰۰۱۲، ۳.۲۹۹۴	۰.۰۰۰۵، ۲۷.۸۵۲۳	۰.۰۰۰۸، ۲۶.۷۲۲۹	۰.۰۰۱۲، ۳.۲۹۹۴

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

نتایج آزمون گرنجر علیت نشان می‌دهد که با افزایش تعداد وقفه‌ها، رابطه علیت بین متغیرها معنادار می‌شود، به‌ویژه در وقفه‌های ۵، ۷ و ۸ که این موضوع بیان‌گر کفایت اطلاعات موجود برای تحلیل علیت است؛ بنابراین، افزودن متغیرهای جدید ضرورتی ندارد و انتخاب تعداد وقفه‌های مناسب برای بهبود عملکرد مدل کافی است. سادگی مدل نیز از پیچیدگی و بیش‌برازش جلوگیری می‌کند و با توجه به پایداری نتایج، می‌توان نتیجه گرفت که مدل کنونی برای بررسی علیت گرنجر مناسب و قابل‌اعتماد است.

معادله مدل VAR برای نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت: در جدول ۵، برازش مدل VAR انجام شد و با ۸ وقفه معناداری ضرایب بررسی شد.

جدول ۵: جدول ضرایب مدل VAR

Tab. 5: VAR Model Coefficients Table

متغیر	وقفه	ضریب	مقدار p	متغیر	وقفه	ضریب	مقدار p	متغیر	وقفه	ضریب	مقدار p
Const	GEPU	۰.۸۹	۰.۵۴	L3-GEPU	Oil-Price	۰.۰۱	۰.۱۲	L6-GEPU	Oil-Price	۰.۰۰	۰.۶۳
Const	Oil-Price	۰.۱۵	۰.۶۰	L3-Oil-Price	GEPU	۰.۱۹	۰.۵۲	L6-Oil-Price	GEPU	۰.۰۳	۰.۹۱
L1-GEPU	GEPU	۰.۲۸-	۴.۰۱	L3-Oil-Price	Oil-Price	۰.۰۶-	۰.۲۹	L6-Oil-Price	Oil-Price	۰.۱۴-	۰.۰۲

۰.۱۶	۰.۰۸-	GEPU	L7- GEPU	۰.۳۳	۰.۰۵-	GEPU	L4- GEPU	۰.۴۲	۰.۰۰-	Oil- Price	L1- GEPU
۰.۵۸	۰.۰۰-	Oil- Price	L7- GEPU	۰.۲۸	۰.۰۱-	Oil- Price	L4- GEPU	۰.۰۵	۰.۵۶-	GEPU	L1- Oil- Price
۰.۰۰	۰.۹۱-	GEPU	L7- Oil- Price	۰.۹۲	۰.۰۲	GEPU	L4- Oil- Price	۱.۱۰	۰.۳۳	Oil- Price	L1- Oil- Price
۰.۸۷	۰.۰۰	Oil- Price	L7- Oil- Price	۰.۷۱	۰.۰۲-	Oil- Price	L4- Oil- Price	۰.۰۰	۰.۲۰-	GEPU	L2- GEPU
۰.۷۳	۰.۰۲-	GEPU	L8- GEPU	۰.۰۱	۰.۱۵-	GEPU	L5- GEPU	۰.۷۶	۰.۰۰-	Oil- Price	L2- GEPU
۰.۸۷	۰.۰۰	Oil- Price	L8- GEPU	۰.۰۰	۰.۷۹	GEPU	L5- Oil- Price	۰.۶۰	۰.۱۶	GEPU	L2- Oil- Price
۰.۰۰	۰.۹۶	GEPU	L8- Oil- Price	۰.۹۷	۰.۰۰	Oil- Price	L5- Oil- Price	۰.۷۵	۰.۰۱	Oil- Price	L2- Oil- Price
۰.۸۸	۰.۰۰-	Oil- Price	L8- Oil- Price	۰.۸۱	۰.۰۱-	GEPU	L6- GEPU	۰.۰۰	۰.۲۲-	GEPU	L3- GEPU

(منبع: یافته‌های پژوهش).

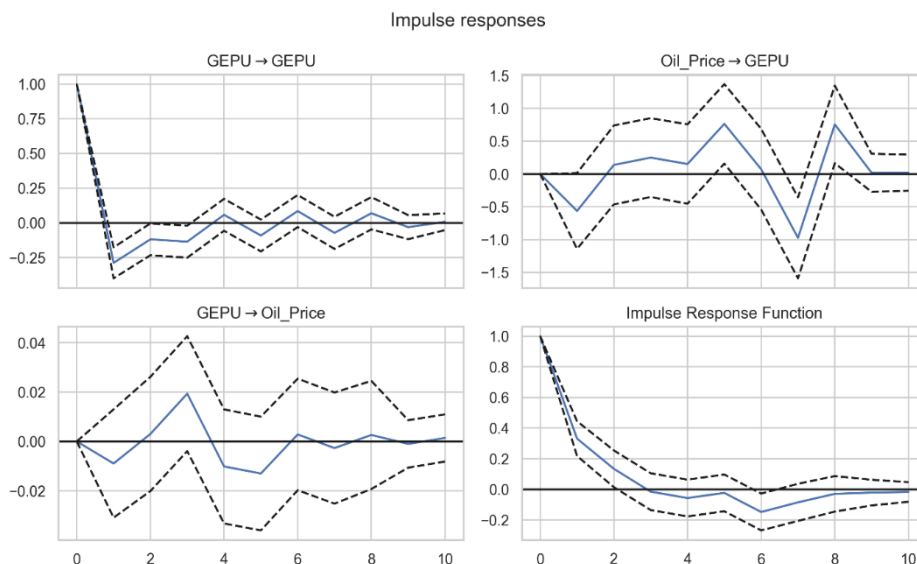
براساس نتایج مدل VAR و با در نظر گرفتن معناداری آماری ضرایب، می‌توان چند رابطه مهم را میان شاخص عدم اطمینان اقتصادی جهانی (نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی) و قیمت نفت استخراج کرد. پیش از هر چیز، مشخص می‌شود که شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی تمایل بالایی به تداوم رفتار خود دارد. مقدار این شاخص در دوره قبل تأثیر مثبت و بسیار معناداری بر مقدار فعلی خود دارد. ضریب این تأثیر برابر با ۴.۰۱ است و مقدار p آن تقریباً صفر است که نشان‌دهنده اطمینان بسیار بالا از وجود این رابطه است. به بیان ساده‌تر، نوسانات نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی تمایل زیادی به ماندگاری و استمرار دارند. رفتار قیمت نفت نیز مشابه است؛ قیمت نفت در دوره قبلی خود تأثیر مثبت و معناداری بر مقدار فعلی خود دارد. مقدار ضریب این تأثیر برابر با ۱.۱۰ است و مقدار p آن نیز صفر است. بنابراین قیمت نفت نیز مانند نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی خاصیت خودتداومی قوی دارد. از میان روابط متقاطع بین این دو متغیر، یک نکته مهم توجه را جلب می‌کند. افزایش قیمت نفت در دوره قبل به کاهش معنادار نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی در دوره فعلی منجر می‌شود. ضریب این رابطه برابر با -۰.۵۶ است و مقدار p آن دقیقاً ۰.۰۵ است که نشان می‌دهد این رابطه در مرز معناداری قرار دارد. به نظر می‌رسد که افزایش قیمت نفت ممکن است در کوتاه‌مدت به کاهش نااطمینانی اقتصادی جهانی منجر شود یا حداقل همراه با کاهش نگرانی‌های اقتصادی باشد.

رابطه مهم دیگری که مدل نشان می‌دهد، مربوط به تأثیر بلندمدت نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر قیمت نفت است. افزایش شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی در پنج دوره قبل تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت فعلی نفت دارد. مقدار این ضریب ۰.۷۹ است و مقدار p آن صفر است. این نتیجه می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که افزایش نگرانی‌ها و نااطمینانی اقتصادی جهانی در بازه زمانی بلندمدت با افزایش تقاضا برای نفت یا افزایش قیمت آن همراه می‌شود. سایر ضرایب موجود در مدل، چه مربوط به تأثیر متغیر بر خودش در تأخیرهای بیشتر و چه اثرات متقاطع، از لحاظ آماری معنادار نیستند و بنابراین نمی‌توان با اطمینان درباره آن‌ها اظهار نظر کرد. در مجموع، یافته‌های این مدل بیشتر بر اهمیت خودتداومی نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت

نفت، تأثیر منفی کوتاه‌مدت قیمت نفت بر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و تأثیر مثبت بلندمدت نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر قیمت نفت تأکید دارند.

به عبارت دیگر نتایج مدل نشان می‌دهد که هر دو متغیر شاخص عدم اطمینان اقتصادی جهانی (نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی) و قیمت نفت دارای خاصیت خودتداومی قوی هستند؛ به این معنا که شوک‌ها و نوسانات در هر یک از آن‌ها تمایل دارند در دوره‌های بعد نیز ادامه پیدا کنند. از نظر روابط متقاطع، افزایش قیمت نفت در کوتاه‌مدت باعث کاهش نااطمینانی اقتصادی می‌شود. این رابطه احتمالاً بازتاب بهبود شرایط اقتصادی جهانی است، زیرا افزایش قیمت نفت معمولاً با افزایش تقاضای انرژی و رونق اقتصادی همراه است که به کاهش نگرانی‌های اقتصادی منجر می‌شود.

در مقابل، افزایش نااطمینانی اقتصادی در بلندمدت باعث افزایش قیمت نفت می‌شود. این می‌تواند به دلیل افزایش تقاضا برای دارایی‌های واقعی مانند نفت در دوره‌های پرریسک باشد یا به علت نگرانی از اختلالات عرضه ناشی از تنش‌های ژئوپولیتیک. در کل، روابط میان نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت زمان‌وابسته و دوسویه است و اهمیت درک پویایی این اثرات برای سیاست‌گذاری اقتصادی و مدیریت ریسک آشکار می‌شود.



نمودار ۲: نمودار واکنش ضربه (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Graoh. 2: Impulse Response Chart (Source: Research Findings)

نمودارهای پاسخ ضربه نشان می‌دهند که شوک وارده به شاخص عدم اطمینان اقتصادی جهانی (نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی) اثر اولیه شدیدی بر مقدار فعلی آن دارد؛ مقدار واکنش در گام صفر نزدیک به ۱ است. با این حال، این اثر به سرعت کاهش می‌یابد و بعد از گام اول (lag 1)، واکنش نوسانی و کوچک می‌شود. نکته مهم این است که فواصل اطمینان (خطوط چین مشکی) در دوره‌های بعدی شامل خط صفر می‌شوند، به این معنا که واکنش نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی به شوک خودش تنها در دوره اول معنادار است و در دوره‌های بعدی از نظر آماری قابل اتکاء نیست. این رفتار بیان‌گر وجود خودبازگشتی کوتاه‌مدت در نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و تخلیه اثر شوک در بلندمدت است. در مورد تأثیر شوک قیمت نفت بر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (نمودار بالا سمت راست)، پاسخ اولیه کوچک و منفی است اما فاصله اطمینان از همان ابتدا شامل صفر است؛ بنابراین این واکنش از ابتدا معنادار نیست. واکنش‌های بعدی نیز نوسانی و بدون الگوی پایدار هستند و

همچنان فواصل اطمینان بیشتر اوقات خط صفر را در بر می گیرند. این نشان می دهد که شوک های قیمت نفت تأثیر معنادار و قابل اتکایی بر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی ندارند. از طرف دیگر، تأثیر شوک نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر قیمت نفت (نمودار پایین سمت چپ) تقریباً در تمام دوره ها مقدار واکنش نزدیک به صفر دارد و فاصله اطمینان آن تقریباً همیشه شامل خط صفر است. بنابراین می توان نتیجه گرفت که شوک های نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی اثر معناداری بر قیمت نفت ندارند و اگر هم اثری وجود داشته باشد، بسیار ضعیف و ناپایدار است. نمودار پایین سمت راست کلی سیستم نیز نشان می دهد که اثرات شوک ها به مرور کاهش می یابند و به صفر میل می کنند که بیان گر پایداری و ایستایی سیستم است.

به طور خلاصه، تنها شوک نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی به خودش در دوره اول معنادار است. سایر واکنش ها چه نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر نفت و چه نفت بر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی عمدتاً از نظر آماری بی معنا هستند زیرا فواصل اطمینان آن ها خط صفر را شامل می شوند. بنابراین تأثیرگذاری مستقیم و معنادار بین این دو متغیر ضعیف است و بسیاری از روابط مشاهده شده ممکن است ناشی از نویز داده ها باشد. این نتیجه تأکید می کند که ارتباط نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت، اگرچه وجود دارد، اما بسیار محدود و غیرقابل پیش بینی است و به متغیرهای دیگری نیز وابسته است. (دیزجی^۱، ۲۰۱۴)

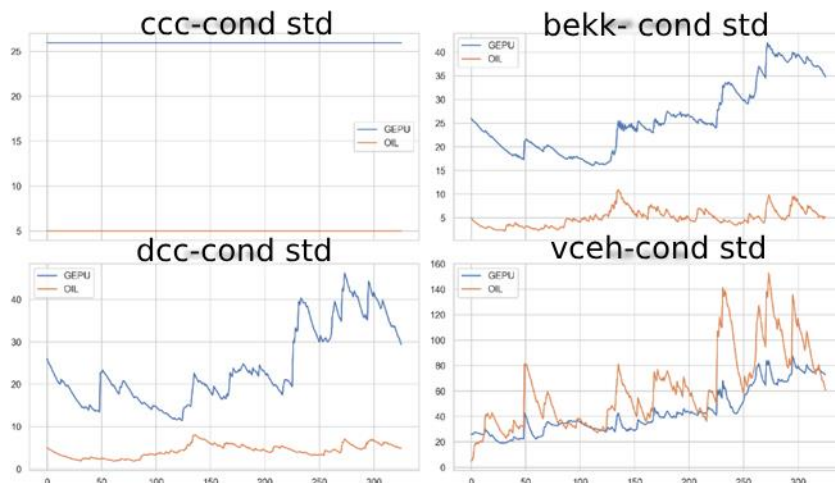
جدول ۶: جدول آزمون اثر آرچ
Tab. 6: ARCH Effect Test Table

متغیر	آماره آزمون ARCH	p مقدار
نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی	۳۴/۵۱	۰/۰۰
قیمت نفت	۵۸/۲۳	۷/۸۰

(منبع: یافته های پژوهش).

هر دو متغیر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و Oil_Price دارای اثر ARCH هستند. بنابراین، واریانس شرطی این متغیرها نیز وابسته به مقادیر گذشته آن است این بدان معناست که در باقی مانده های مدل VAR، ناهمگنی واریانس وجود دارد با توجه به وجود اثر ARCH، استفاده از مدل های چندمتغیره برای مدل سازی واریانس شرطی ضروری به نظر می رسد. در شکل نمودار ۴، چهار مدل گارچ چندمتغیره مورد بررسی قرار گرفته است؛ و در ادامه ب اهم مقایسه شده است.

^۱ Dizaji, S.F., (2014).



نمودار ۳: نمودار مقایسه‌ای مقادیر شرطی در چهار مدل گارچ چندمتغیره (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graoh. 3: Comparative Chart of Conditional Values in Four Multivariate GARCH Models (Source: Research Findings)

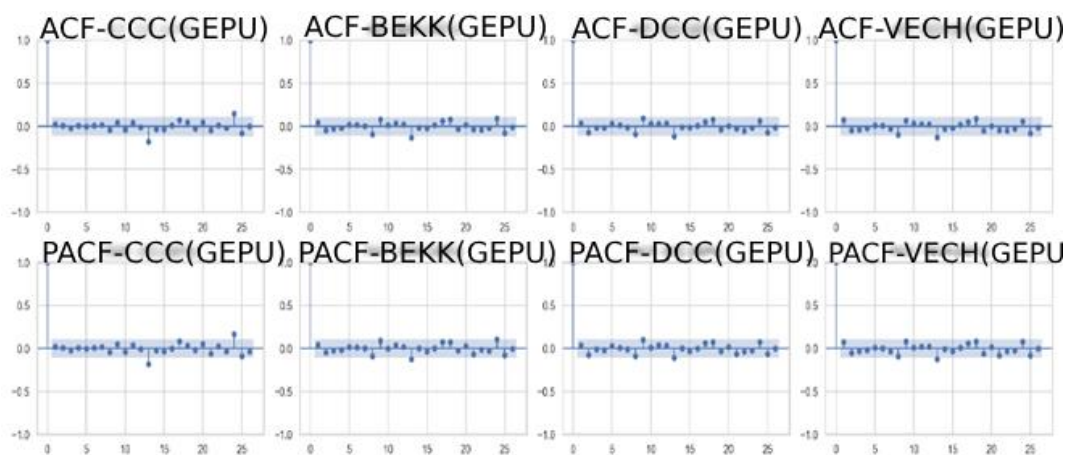
در تحلیل نوسانات و هم‌بستگی‌های میان قیمت نفت و شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با استفاده از مدل‌های مختلف، تفاوت‌های جالبی در دینامیک نوسانات اقتصادی مشاهده می‌شود. این تفاوت‌ها به‌ویژه در مدل‌های مختلفی که برای تخمین نوسانات و هم‌بستگی‌ها استفاده می‌شود، نمود پیدا می‌کند. در ادامه، به بررسی و تفسیر دقیق‌تر هر یک از این مدل‌ها خواهیم پرداخت.

در نمودار مربوط به مدل CCC، نوسانات قیمت نفت و نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی در طول زمان نسبتاً ثابت و مشابه به‌نظر می‌رسند. این مدل فرض می‌کند که هم‌بستگی میان دو سری زمانی نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و Oil Price ثابت است. به عبارت دیگر، مدل CCC هیچ تغییر دینامیک یا پیچیدگی در هم‌بستگی‌ها و نوسانات این دو سری در طول زمان ایجاد نمی‌کند. در نتیجه، نوسانات در این نمودار ثابت و یک‌نواخت به‌نظر می‌رسند. به‌طور خاص، نوسانات قیمت نفت به‌طور نسبی پایدارتر از نوسانات نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی است که نشان می‌دهد قیمت نفت تحت تأثیر مکانیسم‌های اقتصادی و سیاسی خاصی قرار دارد که نوسانات آن‌را در طول زمان محدود می‌کند. از سوی دیگر، نوسانات بیشتر در نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی می‌تواند به عدم قطعیت‌های اقتصادی مربوط به سیاست‌های اقتصادی، تغییرات در بازارهای مالی یا بحران‌های اقتصادی و سیاسی اشاره داشته باشد.

در مقایسه با مدل CCC، نمودار مدل BEKK نوسانات پیچیده‌تری را به نمایش می‌گذارد. در مدل BEKK، هم‌بستگی‌ها و واریانس‌ها به‌طور دینامیک و متغیر در طول زمان محاسبه می‌شوند. در نتیجه، نوسانات در این مدل از انعطاف بیشتری برخوردار است و تغییرات زیادی را در طول زمان نشان می‌دهد. این تغییرات به‌ویژه در دوره‌های خاص، مانند بحران‌های اقتصادی یا تحولات کلان اقتصادی، بیشتر به‌وضوح قابل مشاهده است. به‌طور کلی، مدل BEKK می‌تواند نسبت به شوک‌های بیرونی و نوسانات اقتصادی واکنش‌های سریع‌تری نشان دهد. نوسانات بیشتر در یکی از سری‌ها مثلاً نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی می‌تواند نشان‌دهنده وابستگی این شاخص به عوامل خارجی مانند بحران‌های اقتصادی یا تغییرات ناگهانی در سیاست‌های اقتصادی باشد. همچنین، سری قیمت نفت می‌تواند نشان‌دهنده یک متغیر با پایداری بیشتر باشد که کمتر تحت تأثیر تغییرات و شوک‌های بیرونی قرار می‌گیرد.

مدل DCC، به‌ویژه در مقایسه با مدل CCC، نوسانات بیشتری را در طول زمان نشان می‌دهد. در این مدل، هم‌بستگی‌ها به‌صورت دینامیک تغییر می‌کنند، به‌گونه‌ای که نوسانات در هر دو سری زمانی نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت در برخی دوره‌ها مشابه به‌نظر می‌رسند. نوسانات بزرگ در سری نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی ممکن است به عدم قطعیت‌های اقتصادی، بحران‌های سیاسی یا تغییرات ناگهانی در سیاست‌های کلان اقتصادی اشاره داشته باشد. به‌طور خاص، این نوسانات بیشتر به عواملی مانند بحران‌های اقتصادی یا تحولات جهانی مرتبط است که بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و فعالیت‌های تجاری تأثیر می‌گذارد. در مقایسه با نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، نوسانات قیمت نفت در مدل DCC کمتر و ثابت‌تر است. این پایداری ممکن است به دلیل مکانیسم‌های تنظیم عرضه و تقاضا در بازار نفت، مانند سیاست‌های اوپک (OPEC) یا دیگر سازمان‌های بین‌المللی باشد که می‌توانند نوسانات نفتی را کاهش دهند. گاهی اوقات، هم‌زمانی نوسانات در هر دو سری نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و Oil Price نشان‌دهنده رویدادهایی است که به‌طور هم‌زمان بر بازارهای جهانی و اقتصاد تأثیر می‌گذارند. به‌عنوان مثال، بحران‌های اقتصادی جهانی که بر قیمت نفت و همچنین عدم قطعیت‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارند، می‌توانند باعث افزایش نوسانات در هر دو سری شوند.

نمودار مدل VECH نشان‌دهنده نوسانات بسیار بیشتری نسبت به دیگر مدل‌ها است. این مدل که پیچیده‌تر از مدل‌های دیگر است، تغییرات بیشتری را در نوسانات و هم‌بستگی‌ها در طول زمان نشان می‌دهد. به‌ویژه در این مدل، نوسانات بسیار شدیدتر هستند که می‌تواند به تغییرات ناگهانی در بازارهای مالی، بحران‌ها، یا شوک‌های اقتصادی اشاره کند. مدل VECH توانایی بالاتری در پاسخ‌دهی به تغییرات ناگهانی در نوسانات دارد و به‌خوبی می‌تواند به تحلیل و پیش‌بینی نوسانات شدید اقتصادی کمک کند. در این مدل، نوسانات زیاد در هر دو سری (نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت نشان‌دهنده وقوع رویدادهای اقتصادی یا سیاسی است که به‌طور هم‌زمان بر هر دو شاخص تأثیر می‌گذارند. به‌عنوان مثال، بحران‌های اقتصادی یا تغییرات ناگهانی در سیاست‌های نفتی می‌توانند باعث افزایش نوسانات در هر دو سری شوند.



نمودار ۴: نمودارهای ACF و PACF برای نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی در مدل‌های مختلف MGARCH (منبع: یافته‌های پژوهشی).

Graoh. 4: ACF and PACF Plots for Global Economic Policy Uncertainty in Different MGARCH Models (Source: Research Findings)

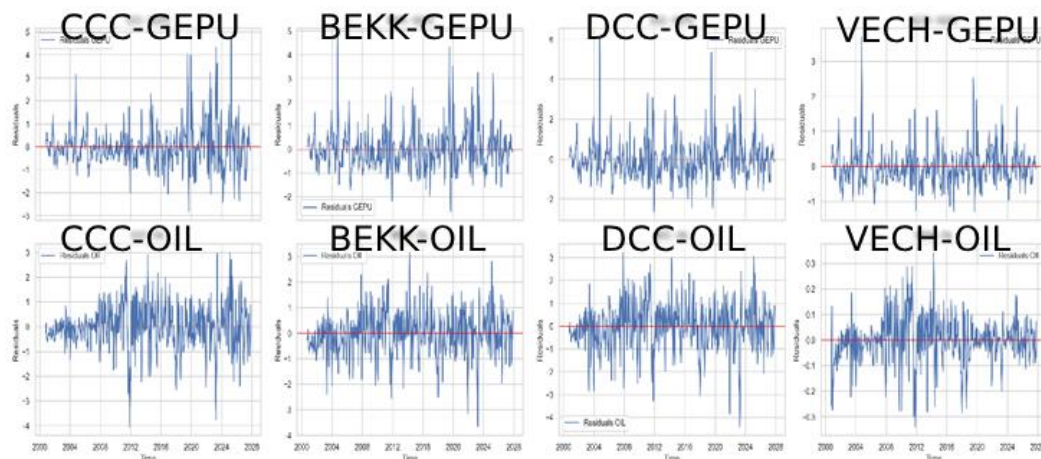
نمودارهای ACF و PACF برای ارزیابی عملکرد مدل‌های مختلف GARCH در مدل‌سازی نوسانات سری زمانی نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی نشان داد که مدل‌های DCC و VEC به طور مؤثری وابستگی‌های متغیر را مدل‌سازی کرده‌اند و خودهم‌بستگی‌ها به سرعت کاهش یافته‌اند، به‌ویژه در PACF که نشان‌دهنده تأثیر محدود شوک‌های گذشته بر مقادیر آینده است. مدل BEKK نیز عملکرد نسبتاً مناسبی داشت، اما در برخی تأخیرها خودهم‌بستگی‌ها باقی ماند که نشان‌دهنده ضعف در مدل‌سازی برخی وابستگی‌ها بود. مدل CCC به علت فرض هم‌بستگی ثابت، نتوانست خودهم‌بستگی‌ها را به خوبی حذف کند و عملکرد ضعیف‌تری نسبت به سایر مدل‌ها داشت. به طور کلی، مدل‌های DCC و VEC بهترین عملکرد را داشتند و مدل CCC ضعیف‌ترین مدل در این تحلیل بود.



نمودار ۵. نمودارهای ACF و PACF برای سری زمانی قیمت نفت (OIL) در مدل‌های مختلف GARCH (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graoh. 5: ACF and PACF Plots for the Oil Price (OIL) Time Series in Different GARCH Models (Source: Research Findings)

در تحلیل خودهم‌بستگی‌ها با استفاده از نمودارهای ACF و PACF، مدل DCC بهترین عملکرد را در کاهش خودهم‌بستگی‌های باقی‌مانده نشان داد و توانست نوسانات شرطی را به خوبی مدل‌سازی کند. مدل VEC نیز عملکرد مشابهی داشت و خودهم‌بستگی‌های باقی‌مانده کمی داشت، هرچند در برخی تأخیرها مقادیر ACF یا PACF کمی خارج از محدوده اطمینان بودند. مدل BEKK هنوز مقداری خودهم‌بستگی در تأخیرها داشت که نشان‌دهنده ضعف در مدل‌سازی برخی وابستگی‌ها است. مدل CCC، به دلیل فرض ثابت بودن هم‌بستگی‌ها، ضعیف‌ترین عملکرد را در بین مدل‌ها داشت و نتوانست هم‌بستگی‌های پویا را به خوبی مدل کند. در نتیجه، DCC بهترین مدل برای مدل‌سازی وابستگی‌های پویا در سری زمانی نفت بود، در حالی که CCC ضعیف‌ترین مدل محسوب می‌شد.



نمودار ۶: باقی مانده‌ها برای مدل‌های مختلف M GARCH روی ناپایداری سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت
(منبع: یافته‌های پژوهش).

Graoh. 6: Residuals for Different MGARCH Models on Global Economic Policy Uncertainty and Oil Price (Source: Research Findings)

در تحلیل باقی مانده‌های استاندارد شده مدل‌های مختلف GARCH، BEKK، DCC، VEC برای سری‌های زمانی ناپایداری سیاست اقتصادی جهانی و OIL، مشاهده شد که تمامی مدل‌ها میانگین خطاها را به صفر نزدیک کرده‌اند. مدل DCC بیشترین نوسانات را در سری ناپایداری سیاست اقتصادی جهانی نشان داد و دامنه تغییرات آن در برخی دوره‌ها بسیار وسیع بود، در حالی که مدل‌های CCC و BEKK نوسانات همگن‌تری داشتند. در سری OIL، مدل‌های CCC و BEKK نوسانات کوچک‌تری داشتند، در حالی که DCC نوسانات بیشتری را نشان داد. همچنین، تغییرپذیری واریانس در مدل‌های DCC و VEC مشهودتر بود، به‌ویژه در بازه‌های زمانی خاص که نوسانات ناگهان افزایش یافتند. مدل DCC عملکرد خوبی داشت، اما تغییرات واریانس بالا در برخی دوره‌ها مشاهده شد. مدل VEC عملکرد مناسبی داشت با تغییرات کمتر، در حالی که BEKK همچنان نوسانات باقی مانده‌ای داشت. مدل CCC ضعیف‌ترین عملکرد را داشت، زیرا در برخی نقاط نوسانات باقی مانده آن قابل توجه بود.

بر طبق معیارهای AIC و BIC مدل BEKK و مدل DCC بهترین بودند.

آزمون ARCH برای بررسی وجود اثرات ناهمسانی واریانس شرطی (Heteroscedasticity) در باقی مانده‌های استاندارد شده مدل‌های مختلف GARCH اجرا شده است. نتایج آزمون در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۸. آزمون اثر آرچ روی باقی‌مانده‌های مدل‌های گارچ
Tab. 8: ARCH Effect Test on the Residuals of GARCH Models

مدل	آمار آزمون	p مقدار	F آمار	F (آزمون) p مقدار
CCC - نااطمینانی سیاست اقتصادی - جهانی	۳۴/۷۳۱۱	۰/۰۰۰۱۳۹	۳/۷۶۴۹	۰/۰۰۰۰۸۵۵
CCC - OIL	۵۴/۶۵۵۳	۳/۶۶۷۰۰۸	۶/۳۷۸۵	۶/۴۸۷۰۰۹
BEKK - نااطمینانی سیاست اقتصادی - جهانی	۱۲/۸۱۳۳	۰/۳۳۴۳	۱/۲۸۹۰	۰/۲۳۵۷
BEKK - OIL	۷/۸۵۸۰	۰/۶۴۲۷	۰/۷۷۷۸	۰/۶۵۰۳
DCC - نااطمینانی سیاست اقتصادی - جهانی	۳/۹۶۲۰	۰/۹۴۹۰	۰/۳۸۷۳	۰/۹۵۱۸
DCC - OIL	۹/۷۸۵۸	۰/۴۵۹۵	۰/۹۷۴۷	۰/۴۶۵۴
VECH - نااطمینانی سیاست اقتصادی - جهانی	۲/۷۲۴۴	۰/۹۸۷۲	۰/۲۶۵۲	۰/۹۸۸۱
VECH - OIL	۶۲/۷۶۰۸	۱/۰۸۷۰۰۹	۷/۵۵۸۹	۹/۰۴۷۰۱۱

(منبع یافته‌های پژوهش).

نتایج آزمون ARCH نشان‌دهنده این است که مدل CCC برای هر دو سری نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و OIL اثر ناهمسانی واریانس قابل توجهی دارد که به معنای وجود نوسانات شرطی است و ممکن است برای مدل‌سازی نوسانات مناسب نباشد. مدل VECH نیز در سری OIL ناهمسانی واریانس شدیدی دارد که می‌تواند نشان‌دهنده عدم تطابق مناسب مدل باشد. در مقابل، مدل‌های BEKK و DCC برای هر دو سری نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و OIL اثر ARCH معناداری ندارند که نشان می‌دهد این مدل‌ها نوسانات را به‌طور صحیح مدل کرده‌اند و برای تحلیل نوسانات این دو متغیر مناسب‌تر هستند. بنابراین دو مدل DCC و BEKK در میان مدل‌های گارچ چند متغیره منتخب هستند. در ادامه به جزئیات بیشتری از نوسانات می‌پردازیم: برای بررسی معنای آماری و اهمیت هر پارامتر در مدل BEKK، معمولاً از p-value استفاده می‌شود. اگر p-value کمتر از ۰.۰۵ باشد، به این معنی است که پارامتر مورد نظر به‌طور معناداری با داده‌ها هم‌بستگی دارد و می‌توان آن را در مدل نگه داشت. حالا با توجه به ماتریس‌های مختلف BEKK هر پارامتر را بررسی می‌کنیم:

جدول ۹: جدول ضرایب مدل BEKK
Tab. 9: Coefficient Table of the BEKK Model

پارامتر	c11	c21	c22	a11	a12	a21	a22	g11	g12	g21	g22
مقدار	۰/۴۰	۰/۰۷-	۰/۷۰	۰/۱۳	۰/۳۳-	۰/۰۱-	۰/۳۹-	۰/۹۹	۰/۴۰	۰/۰۰-	۰/۹۲-
p مقدار	۰/۸۶	۰/۹۶	۰/۹۷	۰/۹۰	۰/۹۵	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۰۰	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۷۸

(منبع: یافته‌های پژوهش).

ماتریس G نشان می‌دهد که نوسانات گذشته قیمت نفت تأثیر بسیار پایداری بر خود دارد مقدار g11 برابر با ۰.۹۹، اما اثر نوسانات نفت بر نوسانات نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی ضعیف است. همچنین، تأثیر نوسانات گذشته نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر خودش نسبتاً قوی است (مقدار g22 برابر با -

۰.۹۲۶۲۹۰)، اما در کل، ارتباط پویای شدیدی بین نوسانات این دو سری وجود ندارد و نوسانات نفت تأثیر زیادی بر نوسانات نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی نمی‌گذارد.

جدول ۱۰ مقادیر برآوردشده برای ضرایب مدل DCC را نشان می‌دهد. در این جدول، برای هر پارامتر، مقدار برآوردشده و مقدار p-value ذکر شده است. مدل DCC برای تحلیل نوسانات و هم‌بستگی‌های شرطی زمان‌دار بین دو سری زمانی استفاده می‌شود.

جدول ۱۰: جدول ضرایب مدل DCC
Tab. 10: Coefficient Table of the DCC Model

پارامتر	ω_1	α_1	β_1	ω_2	α_2	β_2	a	b
مقدار	۰.۰۰۰۹	۰.۰۵۱۶	۰.۹۴۸	۰.۰۰۹	۰.۰۶۶۳	۰.۹۱۹	۰.۰۱۰	۰.۹۰
مقدار p	۰.۹۹۲	۰.۶۶۳	۰.۰۰۰	۰.۹۹۲	۰.۵۲۷	۰.۰۰۰	۰.۹۹۱	۰.۳۷

(منبع: یافته‌های پژوهش).

ضرایب β_1 و β_2 که تأثیر نوسانات شرطی گذشته بر نوسانات آینده را نشان می‌دهند، معنادار و قوی هستند و این امر نشان‌دهنده پایداری نوسانات است. درحالی‌که ضرایب ω_1 ، ω_2 ، α_1 ، α_2 و a و b از نظر آماری معنادار نیستند و تأثیر قابل‌توجهی در مدل ندارند. در مجموع، مدل نشان می‌دهد که نوسانات شرطی گذشته تأثیر پایداری بر نوسانات آینده دارند، اما برخی از پارامترهای دیگر مدل به‌طور معناداری در توضیح رفتار داده‌ها مؤثر نیستند.

۶. نتیجه‌گیری

نتایج به‌دست‌آمده از تحلیل نشان می‌دهند که بین شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت، نوعی رابطه دوسویه و زمان‌وابسته وجود دارد. این بدان معناست که هر یک از این متغیرها می‌تواند در دوره‌های مختلف زمانی بر دیگری تأثیر بگذارد؛ اما جهت و شدت این تأثیر در طول زمان متغیر است. در برخی دوره‌ها، این رابطه مثبت و در برخی دیگر معکوس است، که کاملاً منطقی است زیرا هر دو متغیر به‌شدت تحت تأثیر عوامل بیرونی نظیر بحران‌های مالی، تنش‌های ژئوپولیتیک و تغییرات سیاست‌های اقتصادی و انرژی قرار دارند.

در نگاه اول، ممکن است نتایج حاکی از نوعی تناقض به‌نظر برسند، زیرا از یک‌سو رابطه دوسویه بین این دو متغیر تأییدشده اما از سوی دیگر اثر شوک‌های آنی میان آن‌ها عمدتاً بی‌معنا گزارش شده است. درک این موضوع مستلزم تمایز میان دو مفهوم کلیدی است: رابطه علیت گرنجر و پاسخ ضربه. آزمون علیت گرنجر بررسی می‌کند که آیا مقادیر گذشته یک متغیر می‌تواند به پیش‌بینی متغیر دیگر کمک کند یا خیر. درحالی‌که پاسخ ضربه بررسی می‌کند که اگر یک شوک آنی در یکی از متغیرها رخ دهد، چگونه این شوک بر مسیر زمانی متغیرهای دیگر تأثیر می‌گذارد.

بنابراین، این امکان وجود دارد که رابطه علیت آماری بین دو متغیر وجود داشته باشد، یعنی داده‌های گذشته آن‌ها برای پیش‌بینی آینده یکدیگر مفید باشند، اما اثر شوک‌های ناگهانی کوچک باشد یا از نظر آماری معنادار نباشد. این دقیقاً همان نکته‌ای است که نتایج به ما می‌گویند. به بیان دیگر، هر چند متغیرها از نظر پیش‌بینی‌پذیری به هم وابسته‌اند، اما واکنش‌های آنی و فوری به شوک‌ها بسیار ضعیف یا غیرمعنادار است.

ضعف اثر شوک‌ها می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد. نخست، داده‌ها دارای نویز زیاد و واریانس بالایی بوده‌اند که منجر به بزرگ‌شدن فواصل اطمینان پاسخ‌های ضربه‌ای شده است. دوم، ممکن است روابط میان

متغیرها غیرخطی یا وابسته به شرایط خاص باشند و مدل خطی VAR نتواند این پیچیدگی را به خوبی بازتاب دهد. سوم، شدت ذاتی شوک‌ها ممکن است کوچک باشد، به گونه‌ای که واکنش متغیر مقابل در حدی نباشد که از نظر آماری معنادار شود.

علاوه بر این، باید توجه داشت که مدل‌های BEKK و DCC که بر نوسانات و هم‌بستگی‌های شرطی تمرکز دارند، شواهد قوی‌تری از وابستگی بین نوسانات دو متغیر ارائه می‌دهند. به این معنا که اگرچه سطح نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت لزوماً مستقیماً و شدیداً بر هم تأثیر نمی‌گذارند، اما نوسانات آن‌ها می‌تولند به صورت هم‌زمان افزایش یابد، به‌ویژه در دوره‌هایی که بحران‌های اقتصادی یا رویدادهای ژئوپولیتیک رخ می‌دهد. این یافته تأکید می‌کند که ارتباط بین نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت بیشتر در سطح نوسانات^۱ قابل مشاهده است تا در سطح تغییرات قیمتی^۲.

در جمع‌بندی، نتایج نشان می‌دهد که اگرچه بین شاخص عدم اطمینان اقتصادی جهانی و قیمت نفت رابطه پیش‌بینی‌پذیر دوسویه وجود دارد و نوسانات آن‌ها به یکدیگر وابسته‌اند، اما اثر مستقیم و کوتاه‌مدت شوک‌های هر یک بر دیگری ضعیف و از نظر آماری اغلب بی‌معناست. بنابراین، برای تحلیل دقیق‌تر این روابط و درک بهتر پویایی نوسانات، استفاده از مدل‌های چندمتغیره نوسانات شرطی مانند BEKK و DCC ضروری است و تمرکز تحلیل‌گران و سیاست‌گذاران باید بیشتر بر هم‌بستگی نوسانات باشد تا اثرات سطحی و کوتاه‌مدت شوک‌ها.

با تعمیم نتایج حاصل از رابطه بین شاخص عدم اطمینان اقتصادی جهانی و قیمت نفت WTI به قیمت نفت ایران، می‌توان نتیجه گرفت که اگرچه نوسانات قیمت نفت ایران و شاخص عدم اطمینان اقتصادی جهانی به یکدیگر وابسته‌اند و ممکن است در دوره‌هایی رابطه دوسویه‌ای میان آن‌ها وجود داشته باشد، اما اثر مستقیم و کوتاه‌مدت شوک‌های هر یک بر دیگری در بازار نفت ایران نیز احتمالاً ضعیف و از نظر آماری معنادار نخواهد بود. با توجه به ساختار بازار نفت ایران که به دلیل تحریم‌ها، محدودیت‌های صادراتی، قراردادهای خاص و تفاوت در بازار مقصد نسبت به WTI که بازار آزادتر دارد با بازارهای جهانی تفاوت دارد. این اثرات احتمالاً حتی ضعیف‌تر و زمان‌بری بیشتری خواهند داشت. علاوه‌براین، اقتصاد ایران به شدت به درآمدهای نفتی وابسته است، بنابراین نوسانات بلندمدت و هم‌بستگی نوسانات بین نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت ایران می‌تواند اهمیت بیشتری داشته باشد.

با توجه به نتایج حاصل از تحلیل رابطه بین شاخص عدم اطمینان اقتصادی جهانی (نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی) و قیمت نفت، توصیه‌های سیاستی برای اقتصاد ایران باید به طور دقیق با واقعیت‌های مشاهده‌شده هم‌خوانی داشته باشد. نتایج نشان داد که اگرچه میان نوسانات نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و قیمت نفت نوعی وابستگی بلندمدت و رابطه دوسویه وجود دارد، اما اثر مستقیم و کوتاه‌مدت شوک‌های این دو متغیر بر یکدیگر بسیار ضعیف و اغلب از نظر آماری بی‌معناست. بنابراین، سیاست‌گذاران اقتصادی ایران نباید تمرکز خود را بر واکنش سریع و شتاب‌زده به نوسانات مقطعی یا اخبار کوتاه‌مدت بازار جهانی معطوف کنند.

اولویت اصلی باید بر طراحی سیاست‌هایی باشد که اقتصاد کشور را در برابر چرخه‌های نوسانی جهانی مقاوم و پایدار سازند. اتخاذ سیاست‌های ضدنوسانی و بلندمدت، به‌ویژه در حوزه مالی و ارزی، می‌تواند اثرات تدریجی تغییرات جهانی را بهتر مهار کند و از نوسانات شدید اقتصادی داخلی جلوگیری کند. به همین ترتیب، لازم است نهادهای اقتصادی کشور ابزارهای کارآمدی برای پایش و تحلیل روندهای بلندمدت شاخص‌های جهانی نظیر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، قیمت نفت و ریسک‌های ژئوپولیتیک در اختیار داشته باشند تا بتوانند پیامدهای احتمالی این تحولات را به موقع شناسایی کرده و تصمیم‌های مناسب اتخاذ کنند.

^۱ Volatility Spillover

^۲ Mean Linkage

از سوی دیگر، ضروری است سیاست‌های اقتصادی از کوتاه‌بینی و تکیه صرف بر شوک‌های مقطعی نفت پرهیز کنند. تغییرات ناگهانی در سیاست‌های مالی یا ارزی که صرفاً در واکنش به افزایش یا کاهش لحظه‌ای قیمت نفت اعمال شوند، نه تنها ناکارآمد خواهند بود، بلکه ممکن است ثبات اقتصاد کلان را به خطر بیندازند. در عوض، استمرار، ثبات و انسجام در سیاست‌ها، همراه با تلاش برای کاهش وابستگی به نفت و تنوع‌بخشی به منابع درآمدی دولت، می‌تواند تاب‌آوری اقتصاد ایران را در برابر نوسانات جهانی تقویت کند. چنین رویکردی با نتایج به‌دست‌آمده از مدل نیز هم‌خوان است و به مدیریت بهتر ریسک‌های بلندمدت کمک خواهد کرد.

سیاسگزاری

در پایان نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس محترم نشریه که برای بهبود و عمق‌بخشی به مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشترکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده نخست است که تحت راهنمایی و نظارت نویسنده دوم و سوم تدوین شده است.

تعارض منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- ابراهیمی، سید بابک؛ و عمادی، سید مرتضی، (۱۳۹۶). «بهینه‌سازی سبد سهام برای سرمایه‌گذاران خرد، بر رویکرد مدل‌های گارچ چندمتغیره». *نشریه بین‌المللی مهندسی صنایع و مدیریت تولید (فارسی) (نشریه بین‌المللی علوم مهندسی)*، ۲۸(۱): ۱۶۰-۱۴۹. <https://www.iust.ac.ir/ijiefa/article-1-1402-fa.html>
- باقری، سمانه، و انصاری سامانی، حبیب. (۱۴۰۰). بررسی اثر بحران مالی بر بازار نفت ایران: کاربرد شبکه پیچیده. پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالی، ۲(۳): ۱۱۳-۱۴۲. <https://doi.org/20.1001.1.27171809.1400.2.3.4.4>
- پردل، پروانه؛ و اسفندیاری، مرضیه، (۱۴۰۳). «تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر قیمت نفت (مطالعه موردی: کشورهای عضو اوپک)». *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۲۱(۱): ۸۵-۶۳. ۲۲.۳۹۳۲۶.۲۴۴۱
- فلاحتی، فیروز؛ حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر؛ و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۳). «بررسی هم‌بستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴(۵۲): ۱۴۷-۱۲۳. https://joer.atu.ac.ir/article_145.html
- مالکی، سارا؛ مینویی، مهرزاد؛ و سفیدگر، محمد، (۱۳۹۴). «تخمین ارزش در معرض خطر شاخص صنایع بورسی با استفاده از مدل GARCH چندمتغیره در بورس اوراق بهادار تهران». *کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری*. <https://sid.ir/paper/866937/fa>

– ممی‌پور، سیاب؛ و جلالی، مهسا، (۱۳۹۶). «بررسی سرریز تلاطم بین شاخص‌های قیمت حامل‌های انرژی و گروه‌های مختلف کالاها و خدمات مصرفی) با استفاده از مدل VAR-BEKK GARCH». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، ۶(۲۱): ۷۳-۴۳. <https://doi.org/10.22084/aes.2017.1797>

- Abiad, A. & Qureshi, I., (2023). "The macroeconomic effects of oil price uncertainty". *Energy Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106839>.

- Apostolakis, G., Floros, C., Gkillas, K. & Wohar, M., (2021). "Financial stress, economic policy uncertainty, and oil price uncertainty". *Energy Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105686>.

- Asadollah, O., Carmy, L., Hoque, M. & Yilmazkuday, H., (2024). "Geopolitical risk, supply chains, and global inflation". *The World Economy*. <https://doi.org/10.1111/twec.13585>.

- Bagheri, S. & Ansari Samani, H., (2021). "The Effect of the Financial Crisis on Iran's Oil Market: Application of Complex Networks". *Strategic Research on Budgeting and Finance*, 2(3): 113-142. <https://doi.org/20.1001.1.27171809.1400.2.3.4.4> (in Persian)

- Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J., (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty". *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>.

- Basu, S. & Bundick, B., (2017). "Uncertainty shocks in a model of effective demand". *Econometrica*, 85(3), 937-958. <https://doi.org/10.3982/ECTA13960>.

- Bourghelle, D., Jawadi, F. & Rozin, P., (2021). "Oil price volatility in the context of Covid-19". *International Economics*, 167: 39-49. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2021.05.001>.

- Che, M., Wang, L. & Li, Y., (2024). "Global economic policy uncertainty and oil price uncertainty: Which is more important for global economic activity?". *Energy*, 310: 133305. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2024.133305>

- Cuñado, J., Gupta, R., Lau, C. & Sheng, X., (2020). "Time-Varying Impact of Geopolitical Risks on Oil Prices". *Defence and Peace Economics*, 31: 692 - 706. <https://doi.org/10.1080/10242694.2018.1563854>.

- Dai, Z. & Tang, R., (2024). "The impact of oil price shocks on systematic risk of G7 stock markets". *Expert Systems with Applications*, 248: 123408. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2024.123408>.

- Dash, S. R. & Maitra, D., (2021). "Do Oil and Gas Prices Influence Economic Policy Uncertainty Differently: Multi-Country Evidence Using Time-Frequency Approach". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 81(5): <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.06.012>

- Davis, S. J., (2016). "An index of global economic policy uncertainty (No. w22740)". *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w22740>

- Degiannakis, S., Filis, G. & Panagiotakopoulou, S., (2018). "Oil price shocks and uncertainty: how stable is their relationship over time?". *Economic Modelling*, 72: 42-53. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.01.004>

- Dizaji, S. F., (2014). "The effects of oil shocks on government expenditures and government revenues nexus (with an application to Iran's sanctions)". *Economic Modelling*, 40: 299-313. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.04.012>

- Dizaji, S. F., (2024). "The impact of negative oil shocks on military spending and democracy in the oil states of the greater Middle East: Implications for the oil sanctions". *Journal of Peace Research*, 61(2): 197-213. <https://doi.org/10.1177/00223433221116654>

- Ebrahimi, S. B. & Emadi, S. M., (2017). "Portfolio Optimization for Retail Investors Using Multivariate GARCH Models". *International Journal of Industrial Engineering &*

Production Management (Farsi) (International Journal of Engineering Sciences), 28(1): 149–160. <http://ijiepm.iust.ac.ir/article-1-1402-fa.html> (in Persian)

- Fallahi, F., Haghighat, J., Sanobar, N. & Jahangiri, Kh., (2014). “Analysis of Correlation Between Stock Market, Currency, and Gold Market Volatility in Iran Using the DCC-GARCH Model”. *Economic Research Journal*, 14(52): 123–147. https://joer.atu.ac.ir/article_145.html (in Persian)

- Fasanya, I., Adekoya, O. & Adetokunbo, A., (2021). “On the connection between oil and global foreign exchange markets: The role of economic policy uncertainty”. *Resources Policy*, 72: 102110. <https://doi.org/10.1016/J.RESOURPOL.2021.102110>.

- Feng, Y., Xu, D., Failler, P. & Li, T., (2020). “Research on the Time-Varying Impact of Economic Policy Uncertainty on Crude Oil Price Fluctuation. *Sustainability*. <https://doi.org/10.3390/su12166523>.

- Hailemariam, A., Smyth, R. & Zhang, X., (2019). “Oil prices and economic policy uncertainty: Evidence from a nonparametric panel data model”. *Energy Economics*, 83: 40-51. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.06.010>

- Hou, F., Tang, W., Wang, H. et al., (2021). “Economic policy uncertainty, marketization level, and firm-level inefficient investment: Evidence from Chinese listed firms in energy and power industries”. *Energy Economics*, 100(2): 105353. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105353>

- Ikevuje, A., Kwakye, J., Ekechukwu, D., Ogundipe, O. & Esiri, A., (2024). “Negative crude oil prices: Supply chain disruptions and strategic lessons”. *Open Access Research Journal of Multidisciplinary Studies*. <https://doi.org/10.53022/oarjms.2024.8.1.0050>.

- Ilyas, M., Khan, A., Nadeem, M. & Suleman, M., (2021). “Economic policy uncertainty, oil price shocks, and corporate investment: Evidence from the oil industry”. *Energy Economics*, 97: 105193. <https://doi.org/10.1016/J.ENERCO.2021.105193>.

- Jo, S., (2014). “The Effects of Oil Price Uncertainty on Global Real Economic Activity”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46: 1113-1135. <https://doi.org/10.1111/JMCB.12135>.

- Kang, W., de Gracia, F. P. & Ratti, R. A., (2019). “The asymmetric response of gasoline prices to oil price shocks and policy uncertainty”. *Energy Economics*, 77: 66-79. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.09.007>

- Kang, W., Ratti, R. A. & Vespignani, J. L., (2017). “Oil price shocks and policy uncertainty: New evidence on the effects of US and non-US oil production”. *Energy Economics*, 66: 536-546. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.01.027>

- Kilian, L., (2019). “Measuring global real economic activity: Do recent critiques hold up to scrutiny?” *Economics Letters*, 178: 106-110. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.03.001>

- Lin, B. & Bai, R., (2021). “Oil prices and economic policy uncertainty: Evidence from global, oil importers, and exporters' perspective”. *Research in International Business and Finance*, 56: 101357. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101357>

- Liu, F., Umair, M. & Gao, J., (2023). “Assessing oil price volatility co-movement with stock market volatility through quantile regression approach”. *Resources Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103375>.

- Liu, Y., Sharma, P., Jain, V., Shukla, A., Shabbir, M., Tabash, M. & Chawla, C., (2022). “The relationship among oil prices volatility, inflation rate, and sustainable economic growth: Evidence from top oil importer and exporter countries”. *Resources Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102674>.

- Ludvigson, S. C., Ma, S. & Ng, S., (2021). “Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or endogenous response?”. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(4): 369-410. <https://doi.org/10.1257/mac.20190171>.

- Lyu, Y., Tuo, S., Wei, Y. & Yang, M., (2021). “Time-varying effects of global economic policy uncertainty shocks on crude oil price volatility: New evidence”. *Resources Policy*, 70: 101943. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101943>.

- Madani, M. A. & Ftiti, Z., (2024). "Understanding Intraday Oil Price Dynamics during the COVID-19 Pandemic". *The Energy Journal*, 45: 77 - 105. <https://doi.org/10.5547/01956574.45.3.mmmd>.
- Maleki, S., Minooee, M. & Sefidgar, M., (2015). "Estimating Value at Risk for Industry Indices Using a Multivariate GARCH Model in Tehran Stock Exchange". *International Conference on New Research in Management, Economics, and Accounting*. Available from: <https://sid.ir/paper/866937/fa> (in Persian)
- Mamipour, S. & Jalali, M., (2017). "Volatility Spillover Between Energy Carrier Price Indices and Various Consumer Goods and Services Groups (Using VAR-BEKK GARCH Model)". *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, 6(21): 43–73. <https://doi.org/10.22084/aes.2017.1797> (in Persian)
- Mwange, A. & Meyiwa, A., (2022). "Monetary Policy Responses to Crude Oil-Price Shocks". *Journal of Economics and Business*. <https://doi.org/10.31014/aior.1992.05.03.440>.
- Pardel, P. & Esfandiari, M., (2024). "The Impact of Economic Policy Uncertainty on Oil Prices (Case Study: OPEC Member Countries)". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 21(1): 63–85. <https://doi.org/022.39326.2441> (in Persian)
- Silvennoinen, A. & Terasvirta, T., (2008). "Multivariate GARCH Models". *Econometrics eJournal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1148139>.
- Zhang, Y., He, M., Wang, Y. & Liang, C., (2023). "Global economic policy uncertainty aligned". *International Journal of Forecasting*, 39(3): 1318-1332. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2022.07.002>

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2025 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Analyzing the Impact of Institutional Variables on Banking System Stability; Evidence from the Iranian Economy, GMM-SYS Approach

Zahra Karimi Tekanloo¹ , Hossein Asgharpour² , Hamid Nasiri³ 

Type of Article: Research

 <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30511.3764>

Received: 2025/02/07; Revised: 2025/04/27; Accepted: 2025/05/10

Pp: 65-102

Abstract

The objective of this study is to examine the impact of various institutional quality indicators, along with other intra-bank variables, on the stability of Iran's banking system. The statistical sample comprises panel data from 18 banks operating in the Iranian banking industry over the period 2008 to 2022. The System Generalized Method of Moments (SYS-GMM) was employed to estimate the models. To analyze the effects of different variables on banking sector stability, three separate models were developed. In the first model, the impact of institutional indicators on banking stability is assessed. The results indicate that the rule of law has a positive and significant association with the banking system stability index, whereas corruption and economic policy uncertainty exert a negative and significant influence. The second model focuses on banking risks. Variables reflecting banking risks including liquidity and credit risk have significantly reduced banking stability. Moreover, the varying effect of bank size across models suggests its sensitivity to institutional indicators. In this regard, improved institutional quality can help explain the positive relationship between bank size and banking stability. In the third model, the influence of macroeconomic variables on banking stability is evaluated. The results demonstrate that fluctuations in oil prices are positively and significantly correlated with banking stability. The findings of this study suggest that enhancing institutional quality in Iran can promote financial growth and innovation, reduce credit allocation costs, boost banking stability, facilitate economic growth, and mitigate systemic risks within the banking sector. Therefore, it is recommended that policymakers take concrete steps to strengthen anti-corruption institutions, improve transparency in financial and administrative systems, and increase the independence of the Central Bank as the supervisory authority for the banking system.

Keywords: Institutional Quality, Corruption Index, Economic Policy Uncertainty, Financial Risks, GMM-SYS Method.

JEL Classification: G21, G28, C33, E63.

1. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran (Corresponding Author). **Email:** z.karimi@tabrizu.ac.ir

2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran.

3. PhD Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran.

Citations: Karimi Tekanloo, Z., Asgharpour, H. & Nasiri, H., (2025). "Analyzing the Impact of Institutional Variables on Banking System Stability; Evidence from the Iranian Economy, GMM-SYS Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 14(54): 65-102. <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30511.3764>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6059.html?lang=en

1. Introduction

The banking system, as the lifeblood of the economy, plays a fundamental role in economic stability and growth (Baum et al., 2021); stability in the banking system is a prerequisite for economic stability; particularly in emerging economies where financial markets are often underdeveloped therefore, researchers around the world have identified the factors affecting this stability and provided solutions to strengthen it. One of the key factors in promoting banking stability is institutional quality. High institutional quality indicates the formulation and implementation of appropriate government policies that guide economic activities and reduce the negative effects of financial shocks (Fazio et al., 2018).

Financial economists believe that good quality and efficient institutions play a significant role in managing financial market risk. Klemp and de Haan (2014) argue that institutional quality is crucial during a financial crisis and more effectively establishes resilience to adverse shocks. In contrast, the lack of a legal and regulatory framework, due to depositor uncertainty, severely weakens the ability of financial markets to attract capital, which leads to capital flight from the country and reduces domestic investment opportunities (Law & Azman-Saini, 2008).

Despite the importance of institutional quality, empirical research on institutional effects in the Iranian banking system, unlike recent empirical studies worldwide, has been sparse and has examined the indirect effect on banking stability. This study aims to fill this gap by examining how institutional indicators and banking risks directly affect the stability of the banking system, using the Z-score as the main measure of stability. For this purpose, the institutional quality indicators introduced by Kaufman et al (2008) are used.

2. Materials and Methods

According to definitions in the economic literature, "banking stability" refers to the ability of the banking system to continue its effective and sustainable activities without experiencing serious disruptions in conditions of economic fluctuations (Shahryar et al., 2023). Many theoretical studies consider having a stable and efficient banking system to be a prerequisite for economic growth and development, especially in developing countries that do not have dynamic and active financial markets and most of the production financing is carried out by the banking sector. The importance of institutional quality for the banking system goes back to the growth-finance theories. It can be argued that institutional quality is a feedback loop between economic growth and development and the banking system. In this regard, Acid et al. (2014) state that improving institutional quality is a fundamental condition for achieving banking stability. Klemp and Hahn (2014) consider improving

institutional quality to be one of the important factors in reducing banking risk. The present study analyzes panel data on 18 Iranian banks covering the period from 2008 to 2022 using the GMM-SYS model. In the following, three separate models are estimated to separate the effects of institutional factors, banking risks, and macroeconomic variables. The dependent variable is the logarithm of the Z-score, which indicates bank stability. The explanatory variables are divided into three categories:

1. Institutional Variables:

- Rule of Law Index (WGI)
- Corruption Perception Index (Transparency International)
- Global Economic Policy Uncertainty Index (WUI)

2. Bank-Specific Risks:

- Credit Risk Ratio (non-performing loans to total assets)
- Liquidity Risk Ratio (liquid assets to total assets)
- Bank Size (log of total assets)

3. Macroeconomic Controls:

- Oil Prices, GDP Growth, Inflation, Exchange Rate

3. Discussion

The results of the unit root and cointegration tests reject the existence of spurious regression. The estimation results of the first-order lag of the banking stability index in all three models indicate a positive and significant effect at the one percent level on banking stability. Also, the estimation results of the first model indicate that the rule of law has a statistically significant and positive effect on banking stability. Therefore, banks in high-quality institutional environments experience lower default risk and higher stability. Conversely, higher levels of corruption are associated with greater instability. Also, economic policy uncertainty has a negative impact on banking sector stability. In periods of economic uncertainty, banks face higher risk aversion, reduced lending, and worsening credit performance. This indicates the importance of policy stability for financial stability. In the second model, credit and liquidity risks significantly reduce banking stability, confirming that poor risk management undermines bank stability. Interestingly, bank size showed different effects in different models. Larger banks appear to be more stable during normal economic conditions and improved institutional quality, but are more vulnerable during economic crises. In the third model, oil prices were positively correlated with stability, suggesting that in oil-dependent economies such as Iran, bank financial income

and liquidity increase during oil booms. Overall, institutional quality emerges as a more consistent and impactful determinant of stability than individual macroeconomic variables.

4. Conclusion

This study shows that institutional quality, especially the rule of law and corruption control, is of fundamental importance for the stability of the Iranian banking system. Using the SYS-GMM model on panel data from 18 Iranian banks for the period 2008–2013, this study confirms that weak institutions amplify financial risks, while improving institutional quality provides critical safeguards against systemic instability. In addition, credit and liquidity risks remain important domestic threats to the stability of the Iranian banking sector, and macroeconomic factors such as oil prices have a broader impact. However, without institutional reforms, even favorable macroeconomic conditions cannot ensure sustainable financial soundness. These results are similar to the findings of [Ijaz Seyed et al. \(2022\)](#), [Hallach et al. \(2024\)](#), [Huang et al. \(2024\)](#), and [Rostamzadeh et al. \(2018\)](#).

In this regard, policymakers should prioritize strengthening judicial and supervisory frameworks, increasing transparency, and ensuring the independence of the central bank as the institution overseeing the banking sector.

Acknowledgments

The authors would like to express their gratitude to the editor and anonymous reviewers for providing comments, correcting deficiencies, and improving the article.

Observation Contribution

Dr. Zahra Karimi Tekanloo and Dr. Hossein Asgharpour are the first and second supervisors of this thesis, Hamid Nasiri is PHD candidate of the monetary economics and the author of this thesis.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ چاپی الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۴ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).



تحلیل اثرپذیری ثبات نظام بانکی از متغیرهای نهادی؛ شواهدی از اقتصاد ایران، رویکرد GMM-SYS*

زهرا کریمی تکانلو^۱، حسین اصغرپور^۲، حمید نصیری^۳

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30511.3764>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۱۹، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۲/۰۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۲۱

صص: ۶۵-۱۰۲

چکیده

هدف این مطالعه، بررسی تأثیر شاخص‌های مختلف کیفیت نهادی، همراه با سایر متغیرهای درون بانکی، بر ثبات نظام بانکی ایران است. نمونه آماری پژوهش شامل داده‌های تلفیقی ۱۸ بانک فعال در صنعت بانکداری ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۱ ه.ش. می‌باشد. برای برآورد داده‌ها از الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SYS-GMM) استفاده شده است. به منظور تبیین اثرات متغیرهای مختلف بر ثبات بخش بانکی، سه مدل مجزا در این مطالعه به کار گرفته شده است. در مدل اول، اثر شاخص‌های نهادی بر ثبات بانکی بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که حاکمیت قانون رابطه مثبت و معناداری با شاخص ثبات نظام بانکی دارد؛ درحالی‌که شاخص‌های فساد و ناطمینانی در سیاست‌های اقتصادی تأثیر منفی و معناداری بر ثبات بانکی داشته‌اند. در مدل دوم، ریسک‌های بانکی مورد توجه قرار گرفته‌اند. متغیرهای نمایانگر ریسک‌های بانکی، ازجمله ریسک نقدینگی و اعتباری، به‌طور معناداری موجب کاهش ثبات بانکی شده‌اند. هم‌چنین، تأثیر متفاوت اندازه بانک در مدل‌های مختلف نشان‌دهنده تأثیرپذیری این متغیر از شاخص‌های نهادی است؛ به‌طوری‌که بهبود کیفیت نهادی می‌تواند رابطه مثبت بین اندازه بانک و ثبات بانکی را توجیه‌پذیر کند. در مدل سوم، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر ثبات بانکی ارزیابی شده است. نتایج حاکی از آن است که تغییرات قیمت نفت رابطه مثبت و معناداری با ثبات بانکی دارد. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که بهبود کیفیت نهادها در کشور می‌تواند منجر به رشد و نوآوری مالی، کاهش هزینه‌های تخصیص اعتبارات، افزایش ثبات بانکی، تسهیل رشد اقتصادی و کاهش ریسک سیستماتیک در نظام بانکی شود؛ بنابراین، توصیه می‌شود سیاست‌گذاران اقداماتی در جهت تقویت نهادها، ضد فساد، افزایش شفافیت در نظام مالی و اداری، ارتقای استقلال بانک مرکزی به عنوان نهاد ناظر بانکی و پیاده‌سازی استانداردهای بین‌المللی انجام دهند.

کلیدواژگان: کیفیت نهادی، شاخص فساد، ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی، ریسک‌های مالی، روش GMM-SYS.

طبقه‌بندی JEL: E63, C33, G28, G21.

*. این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده سوم در دانشگاه تبریز است.

۱. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (نویسنده مسئول).

Email: z.karimi@tabrizu.ac.ir

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

Email: asgharpurh@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

Email: hnasiri714@gmail.com

۱. مقدمه

سیستم بانکی به عنوان شریان حیاتی اقتصاد، نقشی اساسی در پایداری و رشد اقتصادی ایفا می کند (باوم و همکاران^۱، ۲۰۲۱؛ دیویس و همکاران^۲، ۲۰۱۰)؛ ثبات در نظام بانکی، پیش نیاز ثبات اقتصادی است؛ از این رو، پژوهش گران در سراسر جهان به شناسایی عوامل مؤثر بر این ثبات و ارائه راهکارهایی برای تقویت آن پرداخته اند. یکی از عوامل کلیدی در ارتقای ثبات بانکی، کیفیت نهادی است. کیفیت نهادی بالا، نشان دهنده تدوین و اجرای سیاست های مناسب دولتی است که فعالیت های اقتصادی را هدایت کرده و از تأثیرات منفی شوک های مالی می کاهد. این امر به تضمین فعالیت های اقتصادی منظم و کارآمد می انجامد (فازیو و همکاران^۳، ۲۰۱۸؛ کلمپ و دی هان^۴، ۲۰۱۴).

نهادها به عنوان قواعد و محدودیت هایی تعریف می شوند که توسط افراد جامعه وضع شده و بر رفتارهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی آن ها جهت می دهند (مهرگان و کرامت فر^۵، ۱۳۹۳). زمانی که قوانین به طور مداوم تغییر کرده یا رعایت نشوند و فساد افزایش یابد، این عوامل منجر به تضعیف یا ناکارآمدی کلی نهادها می شوند. در چنین شرایطی، تخصیص منابع، ارائه خدمات و قضاوت عادلانه کمتر از حد مطلوب خواهد بود که این امر باعث می شود دستاوردهای واقعی از اهداف پیش بینی شده کمتر باشد (جواهری و همکاران^۶، ۱۳۹۹). به طور کلی، کیفیت نهادی بالا امکان به حداقل رساندن هزینه های مبادله و سطوح اطلاعات نامتقارن را در تمام بخش های اقتصادی از جمله بخش بانکی فراهم می کند (گوگلر و همکاران^۷، ۲۰۱۳). در نتیجه، کیفیت بالای نهادی می تواند تأثیر قابل توجهی بر ثبات بخش بانکی داشته باشد (اودین و همکاران^۸، ۲۰۲۰). در مقابل، کشورهایی با ساختارهای نهادی ضعیف، مانند فساد شدید، اجرای ناکارآمد قانون و سایر مقررات ناکارآمد، تمایل دارند بانک های بیمار بیشتری داشته باشند (دمیرگوچ کونت و دترایاچ^۹، ۱۹۹۸).

به اعتقاد اقتصاددانان بخش مالی، نهادهای با کیفیت مطلوب و کارآمد در مدیریت ریسک بازارهای مالی نقش به سزایی دارند. کلمپ و دی هان^۴ (۲۰۱۴) استدلال می کنند که کیفیت سازمانی در طول یک بحران مالی بسیار مهم است و تاب آوری در برابر شوک های نامطلوب را به طور مؤثرتری تثبیت می کند. در مقابل، نبود یک چارچوب قانونی و نظارتی، به دلیل عدم اطمینان سپرده گذاران، توانایی بازارهای مالی برای جذب سرمایه را به شدت تضعیف می نماید که این امر باعث خروج سرمایه از کشور و کاهش فرصت های سرمایه گذاری داخلی می شود (لاو و آزمان ساینی^۹، ۲۰۰۸).

در این چارچوب، بازارهای مالی و به ویژه نظام بانکی به عنوان واسطه گر مالی، نقش اساسی در تخصیص بهینه منابع و تسهیل رشد اقتصادی ایفا می کنند. مطالعات متعددی^{۱۰} اهمیت صنعت بانکداری را در فرآیند توسعه اقتصادی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مورد تأکید قرار داده اند. بانک ها با ایفای نقش واسطه گری مالی، از طریق

¹ Baum et al.

² Davies et al.

³ Fazio et al.

⁴ Klomp and De Haan

⁵ Gugler et al.

⁶ Uddin et al.

⁷ Demirguc-Kunt, A.; & Detragiache, E.

⁸ Klomp, J.; & Haan, J.

⁹ Law; & Azman-Saini

۱۰. به مطالعه سید نظام الدین ملکیان و همکاران؛ و سلمان و امیری، ۱۳۸۸ مراجعه شود.

تجهیز و تخصیص منابع، می‌توانند با مدیریت مناسب ترازنامه خود، زمینه‌های لازم برای رشد اقتصادی پایدار را فراهم آورند. در مقابل، کاهش ثبات یا عملکرد ضعیف نظام بانکی می‌تواند تأثیرات منفی بر توسعه اقتصادی داشته باشد. به عنوان مثال، «اولوکویو» و همکاران^۱ (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که کاهش ثبات بانکی تأثیر نامطلوبی بر توسعه و رشد اقتصادی دارد. همچنین، بیگلری^۲ (۱۳۹۳) با بررسی شواهد تاریخی، به این نتیجه رسیده است که سیستم‌های بانکی ضعیف و شکننده، به‌طور قابل توجهی روند بهبود اقتصادی در کشورهای در حال گذار را محدود می‌کنند. علاوه بر تأثیر ثبات نظام بانکی بر توسعه اقتصادی پایدار، نقش این نظام در کاهش ریسک سیستماتیک و حفظ امنیت اجتماعی و سیاسی کشور، به‌ویژه از طریق جلوگیری از بروز بحران‌های مالی که می‌تواند منجر به بحران‌های سیاسی و اجتماعی شوند، اهمیت بررسی و اطمینان از ثبات و سلامت بانکی را دوچندان می‌کند. در مطالعات تجربی اخیر در سطح جهانی، توجه بیشتری به تأثیر عوامل غیراقتصادی بر ثبات و عملکرد صنعت بانک‌داری شده است. در حالی که، مطالعات داخلی عمدتاً بر اهمیت عوامل اقتصادی و درون‌بانکی با رویکردهای متفاوت بر ثبات بانکی تأکید کرده‌اند. لذا، هدف این پژوهش پاسخ‌گویی به این سؤال است که آیا عوامل غیراقتصادی همچون متغیرهای نهادی می‌توانند بر ثبات نظام بانکی تأثیرگذار باشند یا خیر؟

بر این اساس، هدف این پژوهش بررسی تأثیر متغیرهای نهادی بر ثبات نظام بانکی کشور در دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۱ ه‍.ش با استفاده از داده‌های پانل است. برای این منظور، از شاخص‌های کیفیت نهادی معرفی شده توسط «کافمن» و همکاران^۳ استفاده می‌شود که شامل مجموعه‌ای از متغیرهای نهادی است و می‌تواند تأثیر ابعاد مختلف کیفیت نهادها بر ثبات بانکی را ارزیابی کند. همچنین، از دو شاخص معرف ریسک اعتباری و نقدینگی و شاخص نااطمینانی اقتصادی بهره‌برداری خواهد شد.

در ادامه مقاله، ابتدا ادبیات موضوع که دربرگیرنده مبانی نظری مرتبط با موضوع پژوهش و پیشینه مطالعات مرتبط انجام شده است، ارائه می‌گردد. سپس، روش اقتصادسنجی و متغیرهای به کار گرفته شده در مدل توضیح داده می‌شود؛ بخش پایانی شامل گزارش نتایج تخمین، تفسیر و نتیجه‌گیری خواهد بود.

۲. مبانی نظری

۲-۱. ثبات بانکی و عوامل مؤثر بر آن

براساس تعاریف موجود در ادبیات اقتصادی، «ثبات بانکی» به توانایی یک بانک یا نظام بانکی در ادامه فعالیت مؤثر و پایدار خود، بدون تجربه اختلالات جدی در شرایط نوسانات اقتصادی، اشاره دارد. ثبات بانکی یکی از مؤلفه‌های اساسی در تضمین ثبات اقتصادی و مالی یک کشور محسوب می‌شود (شهریار و همکاران^۴، ۲۰۲۳). نقش بانک‌ها در اکوسیستم مالی بسیار حائز اهمیت است؛ چرا که آن‌ها به عنوان واسطه‌گران مالی، منابع مالی را از سپرده‌گذاران جمع‌آوری کرده و به صورت تسهیلات به بخش‌های مختلف اقتصادی تخصیص می‌دهند (موتزالدین و همکاران^۴، ۲۰۲۱). این فرآیند واسطه‌گری مالی، به رشد اقتصادی و ایجاد اشتغال کمک می‌کند. بانک‌ها همچنین خدمات مالی متنوعی از جمله پرداخت، سرمایه‌گذاری و مدیریت ریسک را به افراد و کسب‌وکارها ارائه می‌دهند.

¹ Olokoyo et al.

² Kaufman et al.

³ Shahriar et al.

⁴ Muizzuddin et al.

(ساپوترو و سافون^۱، ۲۰۲۴). بنابراین، هرگونه نارسایی در بخش بانکی به عنوان مهم ترین واسطه مالی در کشور^۲ می تواند اثرات غیر قابل جبرانی بر بخش حقیقی اقتصاد برجا گذارد و تبعات سیاسی، اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی زیان باری به ارمغان بیاورد.

در سال های اخیر علاوه بر عوامل کلان اقتصادی^۳ و عوامل درون بانکی توجه زیادی بر عوامل غیر اقتصادی هم چون دموکراسی، وضعیت نظام حقوقی، فساد، حقوق مالکیت و در رأس آن ها متغیرها ی نهادی توجه زیادی شده است. در یک نگاه کلی، برخی از مهم ترین متغیرها ی که در مطالعات چند سال اخیر به آن ها توجه شده که بر ثبات بانکی تأثیرگذارند، می توان به شرح زیر دسته بندی کرد:

۱. رقابت بانکی (پوستینچی و همکاران ۱۳۹۴؛ دول^۴، ۲۰۱۰، گوتز^۵، ۲۰۱۶؛ البیتی و همکاران^۶، ۲۰۱۹). ۲. ماهیت بانک داری (اسلامی و متعارف)، (شایگانی و عبداللهی آرانی، ۱۳۹۰؛ دباغ و همکاران، ۱۳۹۸؛ اعوانی و همکاران، ۱۳۹۹؛ سیهاک و هسه^۷، ۲۰۰۸؛ کسری و آزهرا^۸، ۲۰۲۰؛ عبدالسلامه و همکاران^۹). ۳. چارچوب نظارتی (سامانی پور و همکاران، ۱۳۹۹؛ شاه چراغی، ۱۳۹۲؛ کوهی لیلان و همکاران، ۱۳۹۹؛ طاهری، ۱۳۹۹؛ مستک احمد و مالکیب^{۱۰}، ۲۰۱۷). ۴. سرمایه اجتماعی (ذوالفقاری و اسدی، ۱۳۹۷؛ جین و همکاران^{۱۱}، ۲۰۱۷). ۵. اندازه بانک (شاهچرا و نوربخش، ۱۳۹۵؛ آدوسی^{۱۲}، ۲۰۱۵). ۶. تأمین مالی مجدد (آرنولد و سودهازن^{۱۳}، ۲۰۱۷). ۷. شفافیت (نبیر^{۱۴}، ۲۰۰۵). ۸. ریسک های بانکی (رضایی و قرباغلو شهابی، ۱۳۹۹؛ اسدی و همکاران، ۱۳۹۹؛ رادفر و همکاران، ۱۳۹۸؛ گودرزی فراهانی و همکاران، ۱۴۰۱؛ بزرگ اصل و همکاران، ۱۳۹۷؛ کبیرحسن و همکاران^{۱۵}، ۲۰۱۹؛ ژنگمگ چای و همکاران^{۱۶}، ۲۰۲۲؛ دیجیبال و زاهدودی^{۱۷}، ۲۰۲۰؛ حقیقت و همکاران، ۱۴۰۱؛ طاهری، ۱۳۹۹). ۹. کارایی (افشاری و همکاران، ۱۴۰۱). ۱۰. حاکمیت شرکتی (صادقی عمروآبادی و عمادی، ۱۳۹۸). ۱۱. خلق نقدینگی (ایزد خواه و همکاران، ۱۴۰۱). ۱۲. بیمه سپرده (اسید و همکاران^{۱۸}، ۲۰۱۴؛ دمیر گوک کانت و دیتراجیاچه^{۱۹}، ۲۰۰۲؛ آنزینر و همکاران^{۲۰}، ۲۰۱۲؛ عالم و همکاران^{۲۱}، ۲۰۲۱؛ سولیچ نیکولای و همکاران^{۲۲}، ۲۰۲۲؛ امیری و توفیقی، ۱۳۹۶). ۱۳.

^۱ Saputro, S. A. & Safuan, S.

^۲ - به گزارش روابط عمومی بانک مرکزی و براساس گزارش معاونت اقتصادی کشور، جایگاه نظام بانکی در تأمین مالی اقتصاد علی رغم تنگناهای اعتباری شبکه بانکی حدود ۸۰ درصد است (شورای پول و اعتبار، ۱۳۹۶).

^۳ - عوامل کلان اقتصادی شامل: نرخ رشد اقتصادی، نرخ ارز حقیقی، نرخ تورم، باز بودن تجاری، نرخ تورم و عواملی از این دست اشاره کرد.

^۴ Doll

^۵ Martin Goetz

^۶ Albaity et al.

^۷ Cihak, M. & Hesse, H

^۸ Rahmatina Akasri & Chairilisa Azzahra

^۹ Omneya Abdelsalama, Marwa Elnahass, Habib Ahmed and Julian Williams

^{۱۰} M. Mostak Ahamed, Sushanta Mallick

^{۱۱} Jin et al.

^{۱۲} Michael Aducci

^{۱۳} Ivo J. M., Arnold T. & Beau, Soederhuizen

^{۱۴} Erlend W. Nier

^{۱۵} M. KabirHassan et al.

^{۱۶} Zhengmeng et al.

^{۱۷} Djebali; & Zaghdoudi

^{۱۸} Essid et al.

^{۱۹} Demirguc-Kunt A., & Detragiache, E.

^{۲۰} Anginer et al.

^{۲۱} Alam et al.

^{۲۲} Suljić Nikolaj et al.

کیفیت نهادی (برمپی و همکاران^۱، ۲۰۱۸؛ هوآ و وانگب^۲، ۲۰۱۶؛ ایجاز سید و همکاران^۳، ۲۰۲۲؛ رستمزاده و همکاران، ۱۳۹۷؛ اسید و همکاران، ۲۰۱۴؛ ها و نگوین^۴، ۲۰۲۳) ۱۴. قیمت های بین المللی نفت (افشاری و همکاران، ۱۳۹۳؛ نظریان و بهزادی راد، ۱۳۹۵؛ خانی و همکاران، ۱۳۹۸؛ نادعلیزاده و همکاران، ۱۳۹۸؛ صادقی و همکاران، ۱۳۹۸؛ مبخوط و همکاران^۵، ۲۰۲۲؛ آلباسکو^۶، ۲۰۲۲؛ آیکه^۷، ۲۰۲۲؛ خاندلوال و همکاران^۸، ۲۰۱۶؛ الخزعلی و میرزایی^۹، ۲۰۱۷؛ میاجیما^{۱۰}، ۲۰۱۷؛ لی و لی^{۱۱}، ۲۰۱۹؛ همیلتون، ۲۰۰۳).

۲-۲. شاخص معرف ثبات بانکی

طبق دیدگاه (الخوری و اروری، ۲۰۱۶)^{۱۲}، روش های مختلفی در ادبیات برای اندازه گیری ثبات بخش بانکی با استفاده از داده های موجود برای محاسبه برخی نسبت های حسابداری، مانند سودآوری بانک، نسبت اهرمی و نقدینگی وجود دارد. با این حال، استفاده از این راه ها که نشان دهنده ریسک بانکی (مانند: شاخص NPL) و نسبت های حسابداری است، از مشکل درون زایی رنج می برد. بنابراین، برای کاهش این مشکل، از معیار رایج شاخص (Z-score) در ادبیات استفاده شده است. این شاخص توسط بسیاری از مطالعات (سیهاک و هسه^{۱۳}، ۲۰۰۸؛ الذابی^{۱۴}، ۲۰۱۱؛ الخوری و اروری^{۱۵}، ۲۰۱۶؛ لپتیت و استروبل^{۱۶}، ۲۰۱۳؛ آلباسکو^{۱۷}، ۲۰۲۲؛ مبخوط و همکاران^{۱۸}، ۲۰۲۲ و اکثر قریب به اتفاق مطالعاتی که در پیشینه پژوهش ذکر گردیده است) در مورد ثبات مالی یک بانک در گزینه های مختلف به منظور به دست آوردن یک نتیجه دقیق، مورد استفاده قرار گرفته است. در این مطالعه برای اندازه گیری ثبات بخش بانکی به پیروی از ادبیات نظری از امتیاز Z استفاده می شود. فرمول کلی برای محاسبه امتیاز Z (هانوک^{۱۹}، ۱۹۸۸ و بوید و رانکل^{۲۰}، ۱۹۹۳) به صورت رابطه زیر می باشد:

$$Z - score_{it} = \frac{CAP_t + ROA_t}{\sigma ROA_t}$$

در این رابطه CAP_t برابر نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی های بانک، ROA_t بازده دارایی های بانک (نسبت سود خالص به کل دارایی ها) و σROA_t انحراف معیار نسبت سود خالص به کل دارایی های بانک می باشد. هر چه قدر شاخص امتیاز Z بالاتر باشد، بیان گر این مفهوم است که ثبات بانک افزایش یافته است.

¹ Bermpei et al.

² Xiaohui Houa & Qing Wangb

³ Aamir Aijaz Syed, Muhammad Abdul Kamal, Assad Ullah and Simon Grima

⁴ Dao Ha & Yen Nguyen

⁵ Hashed Mabkhot et al.

⁶ Claudiu Tiberiu Albuлесcu

⁷ Robert Ike Eke

⁸ Khandelwal et al.

⁹ Al-Khazali; & Mirzaei

¹⁰ Miyajima

¹¹ Lee; & Lee

¹² Al-Khour, R.; & Arou, H

¹³ Cihak, M.; & Hesse, H

¹⁴ Al Zaabi, O.S.H.

¹⁵ Al-Khour, R.; & Arou, H

¹⁶ Lepetit, L.; & Strobel, F.

¹⁷ Claudiu Tiberiu Albuлесcu

¹⁸ Mabkhot et al.

¹⁹ Hanweck

²⁰ Boyd & Runkle

۳-۲. میزان اثربخشی کیفیت نهادی بر ثبات بانکی

۳-۱-۳. کیفیت نهادی

الگوهای رشد کلاسیک، نوکینزین ها و نئوکلاسیک عوامل اصلی تعیین کننده رشد اقتصادی را انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی، سهم سرمایه گذاری انجام شده در تحقیق و توسعه (R & D) و افزایش میزان بهره‌وری نیروی کار و سرمایه می‌دانند. اما این تئوری‌ها در تبیین دلایل تفاوت چشم‌گیر کشورها در رشد اقتصادی ناتوان بودند. بر اساس مطالعات نظری و تجربی، کشورهای فقیر توان بالقوه فراوانی برای رسیدن به رشد کشورهای توسعه‌یافته دارند، اما این کشورها در ایجاد نتایج مثبت رشد به دلیل فقدان و ناکارآمدی نهادهای حمایت‌کننده رشد، ناتوان بوده‌اند (رودریک^۱، ۲۰۰۵).

اقتصاددانان، جامعه‌شناسان و دانشمندان علوم سیاسی مفاهیم زیادی از نهادها ارائه داده‌اند. از منظر اقتصادی، «وبلن» و «میلز»^۲ (۲۰۱۷) استدلال می‌کنند که نهادها هنجارهای رفتاری یا قوانینی هستند که رفتار را در موقعیت‌های خاص تعریف می‌کنند و اعضای یک گروه اجتماعی اساساً آن‌ها را می‌پذیرند. اصول و رعایت آن قوانین، خودکنترلی یا توسط یک قدرت خارجی کنترل می‌شوند. نورث^۳ (۱۹۹۰) پیش‌گام ارائه مفهومی روشن و خاص از نهادها محسوب می‌شود، که در آن نهادها قوانین بازی در یک جامعه هستند؛ یا به‌طور رسمی‌تر، نهادها محدودیت‌هایی هستند که توسط انسان ایجاد می‌شوند و روابط جدیدی را بین مردم شکل می‌دهند.

بنابر تعریف بانک جهانی^۴، کیفیت نهادی عبارتند از:

۱) اتخاذ سیاست‌های از قبل تعیین‌شده، آشکار و صریح دولت که شفافیت فعالیت‌های دولت را نشان

می‌دهد.

۲) پاسخ‌گو بودن دستگاه‌های اجرایی دولتی در قبال عملکردشان.

۳) شفاف‌بودن بوروکراسی.

۴) برابری تمام افراد جامعه در برابر قانون.

۵) مشارکت مردم در امور اجتماعی و سیاسی و ...

در ادامه، بانک جهانی شش شاخص کلیدی برای ارزیابی کیفیت نهادی معرفی کرده است که تحت عنوان

«شاخص‌های حکمرانی جهانی» شناخته می‌شوند. این شاخص‌ها به شرح زیر هستند:

۱. صدای مردم و پاسخ‌گویی^۵: میزان توانایی و آزادی مردم در مشارکت در فرآیندهای سیاسی، نظیر

انتخابات و بیان نظرات، و همچنین پاسخ‌گویی مقامات دولتی به مردم.

۲. ثبات سیاسی و فقدان خشونت/تروریسم^۶: میزان ثبات سیاسی کشور و نبود خشونت یا تروریسم که

می‌تواند بر فرآیندهای حکمرانی تأثیر منفی بگذارد.

¹ Rodrick

² Veblen and Mills

³ North

⁴ World Bank

⁵ Voice and Accountability

⁶ Political Stability and Absence of Violence/Terrorism

۳. کارآمدی دولت^۱: توانایی دولت در ارائه خدمات عمومی مؤثر، طراحی و اجرای سیاست‌های توسعه‌ای، و اجرای قوانین.

کیفیت مقررات^۲: توانایی دولت در طراحی و اجرای سیاست‌ها و مقرراتی که به توسعه بخش خصوصی و رقابت کمک می‌کند.

۴. حاکمیت قانون^۳: میزان احترام به قوانین، حقوق مالکیت، اجرای قراردادهای و دسترسی به عدالت.

۵. کنترل فساد^۴: میزان توانایی دولت در کنترل فساد در بخش‌های عمومی و خصوصی.

شاخص‌های بیان‌شده حاصل تلاش سه تن از محققان بانک جهانی **کافمن و همکاران**^۵ (۲۰۱۱) است که یافته‌های مؤسسات بین‌المللی مختلف از جمله EIU^۶ (واحد اطلاعات اکونومیست) و ICRG (راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری) را با یکدیگر ادغام کرده و شاخص‌های جدیدی را با توجه به وضعیت سیاسی، اقتصادی و اجتماعی کشورها با نام شاخص حکمرانی معرفی کرده‌اند.

کیفیت نهادی نشان‌دهنده میزان خوب و یا بد بودن نهادهای یک کشور است. شاخص‌های حکمرانی جهانی^۷ (WGI) پروژه بانک جهانی^۸ توسط **کافمن و همکاران**^۹ (۲۰۰۸) ایجاد شد. گزارش شاخص‌های نهادی برای ۲۱۵ اقتصاد در طول دوره ۱۹۹۶-۲۰۲۱ م. ارائه گردیده است. از شاخص حاکمیت قانون^{۱۰} به پیروی از **مطالعه «هو» و «وانگ»**^{۱۱} (۲۰۱۶) جهت اندازه‌گیری کیفیت نهادی استفاده شده است. دلیل استفاده از شاخص حاکمیت قانون وجود هم‌بستگی بالا بین شاخص‌های حکمرانی است.

شاخص حاکمیت قانون بین بازه $-2.5 \leq insq \leq +2.5$ (که $0 \leq insq \leq 100$) است که -2.5 بیان‌گر ضعیف‌بودن و $+2.5$ بیان‌گر قوی‌بودن وضعیت نهادهای یک کشور از حیث کیفیت است. میانگین کیفیت نهادی برای ایران -0.85 است، که نشان‌دهنده وضعیت ضعیف نهادهای فعال کشور از نظر کیفیت می‌باشد.

۲-۳-۲. کیفیت نهادی و ثبات بانکی

اهمیت کیفیت نهادی برای سیستم بانکی به نظریات رشد - مالی بر می‌گردد. بسیاری از مطالعات نظری داشتن نظام بانکی باثبات و کارآ را لازمه رشد و توسعه اقتصادی می‌دانند؛ که این اهمیت در کشورهای درحال توسعه که دارای بازارهای مالی پویا و فعال نمی‌باشند و بخش اعظم تأمین مالی تولید به وسیله بخش بانکی انجام می‌گیرد دارای اهمیت دوچندان است. در طرف مقابل مطالعات جدید بر اهمیت و تأثیرگذاری نهادها بر نظام بانکی تأکید کرده‌اند. به نوعی می‌توان ادعان کرد کیفیت نهادی حلقه بازخوردی بین رشد و توسعه اقتصادی و نظام بانکی

¹ Government Effectiveness

² Regulatory Quality

³ Rule of Law

⁴ Control of Corruption

⁵ Kaufmann, D. Kraay, A. & Mastruzzi, M

⁶ Economist Intelligence Unit

⁷ Worldwide Governance Indicators

⁸ World Bank

⁹ Kaufmann et al.

¹⁰ Rule of law

¹¹ Xiaohui Hou & Qing Wang

است. در این راستا، «ایجازسید» و همکاران^۱ (۲۰۲۲) وجود رابطه نامتقارنی بین کیفیت نهادی و ثبات بانکی را به اثبات می‌رساند. «اسید» و همکاران^۲ (۲۰۱۴) بیان می‌کنند بهبود کیفیت نهادی شرط اساسی برای دستیابی به ثبات بانکی است. «برمپی» و همکاران^۳ (۲۰۱۸) متوجه می‌شوند که کیفیت نهادی، تأثیر مقررات بانکی بر ثبات را بیشتر با تأثیر بر ثبات سود و سودآوری به جای تأثیر بر سرمایه‌گذاری، منجر می‌شود. «کلمپ» و «هان»^۴ (۲۰۱۴) بهبود کیفیت نهادی را یکی از عوامل مهم در کاهش ریسک بانکی می‌دانند. «بوشمن» و «ویلیام»^۵ (۲۰۱۲) ساختار نهادی قوی و با کیفیت را پیش‌نیاز کاهش مطالبات غیر جاری و عامل افزایش ثبات بانکی بیان می‌کنند. در مطالعه‌ای «اودین» و همکاران^۶ (۲۰۲۰) که ۱۹ بازار در حال ظهور را پوشش می‌دهد، نشان می‌دهند که سطوح بهتر کارآمدی دولت، رفتار ضد فساد، پاسخ‌گویی و انطباق با قانون، باعث ارتقای ثبات بانک و کاهش ریسک بانک می‌شود. نکته مهم این است که نویسندگان بر این باورند که حاکمیت قانون و فقدان فساد، مسئولیت‌پذیری و ثبات بخش مالی را ارتقا می‌دهد. برای بانک‌های چینی و همکاران^۷ (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که افزایش کیفیت نهادی می‌تواند اثر مخرب بازاری‌سازی بانک (خصوصی‌سازی) را بر ثبات بانک خنثی کند؛ بنابراین حقوق مالکیت ایمن و یک سیستم حقوقی کارآمد می‌تواند منجر به توسعه کلی اقتصادی و مالی شود (وگوی و همکاران^۸، ۲۰۱۱)؛ «فازیو» و همکاران^۹ (۲۰۱۸) طرفدار این بودند که، کشورهایی با کیفیت نهادی صحیح و سطوح فساد پایین سیاست‌های دولت را در مقایسه با کشورهایی با کیفیت نهادی ضعیف و سطوح فساد بالا به‌نحو احسن اجرا می‌کنند. بنابراین، کیفیت نهادی به کاهش هزینه‌های نظارتی کمک می‌کند. علاوه بر این، ثبات نظام بانکی را با اقدامات نظارتی پایین نیز ارتقا می‌دهد. همچنین باعث افزایش کارایی و بهره‌وری کارگران می‌شود و در نتیجه شانس ثبات بانکی افزایش پیدا می‌کند. «ها» و «نگوین»^{۱۰} (۲۰۲۳)، نشان می‌دهند شمول مالی به‌طور منفی به ثبات بانک آسیب می‌رساند، اما اگر در محیطی با کیفیت نهادی خوب اجرا شود، این تأثیر بهبود خواهد یافت.

۴-۲. تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر ثبات بانکی

در کنار متغیر کیفیت نهادی، بررسی تأثیر بی‌ثباتی‌های کلان اقتصادی بر ساختارهای اقتصادی و بانکی کشورها، در سال‌های اخیر توجه محققان را به خود جلب کرده است. به‌خصوص پس از بحران مالی ۲۰۰۸ م، چندین رویداد دنباله‌دار بر محیط‌های تجاری و اقتصادی تأثیر گذاشته‌اند. در تلاش برای کاهش شوک‌های شدید بحران مالی، کشورها اقدامات شدیدی را برای تقویت بنیان‌های بانکی و اقتصادی خود انجام داده‌اند. به‌عنوان مثال، تشدید هنجارهای نظارتی، الزامات سرمایه‌ای، تقویت محرک‌های مالی، تعدیل‌های ساختاری، مقررات نهادی و غیره... (دروبتس و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۸). این هنجارهای نظارتی سخت‌گیرانه و تجدید ساختار اقتصادی باعث ایجاد عدم

¹ Aijaz Syed et al.

² Essid et al.

³ Bermpei et al.

⁴ Klomp and Haan

⁵ Bushman and William

⁶ Uddin et al.

⁷ Voghouei et al.

⁸ Fazio et al.

⁹ Dao Ha & Yen Nguyen

¹⁰ Drobetz et al.

نااطمینان در سیاست‌های پولی و مالی شده است که بر جهت‌گیری‌های دولت تأثیر می‌گذارد و به‌طور معکوس بر چشم‌انداز کسب‌وکار تأثیر می‌گذارد (بیکر و همکاران^۱، ۲۰۱۶). ناتوانی در اجرای صحیح اقدامات نظارتی و انفعالات کند سیاست‌گذاری‌ها، بر چرخه اشتغال و سرمایه‌گذاری تأثیر منفی گذاشته و نااطمینانی‌های اقتصادی را تشدید می‌کند. این ابهامات توجه محققان را برای ارزیابی پیامدهای منفی نااطمینانی‌های سیاست اقتصادی بر جنبه‌های اقتصادی و مالی جلب کرده است. نااطمینانی در سیاست‌های دولت تأثیر بزرگی بر اقتصاد واقعی دارد. به‌عنوان مثال، چرخه‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد، سود شرکت را محدود می‌کند، فرصت‌های شغلی را مختل می‌کند و نرخ پس‌انداز را کاهش می‌دهد (کاگلایان و خو^۲، ۲۰۱۸). علاوه بر این، بخش مالی، به‌ویژه بانک‌ها نیز به‌طور قابل توجهی تحت تأثیر این نااطمینانی‌های اقتصادی قرار دارند. چنین نوع نااطمینانی سیاستی نه‌تنها سودآوری و ثبات بانکی را مختل می‌کند، بلکه پیشرفت‌های مالی را نیز محدود می‌کند (ایجاز سید و همکاران^۳، ۲۰۲۲).

بنابراین، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ثبات نظام بانکی متأثر می‌کند. نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی به ناتوانی عوامل اقتصادی در پیش‌بینی قطعی این موضوع اشاره دارد که، چه زمانی و این‌که چگونه یک دولت سیاست‌های اقتصادی خود را تغییر خواهد داد (گولن و یون^۴، ۲۰۱۶). این اثرگذاری بر ثبات بانکی از سه طریق می‌تواند به‌وقوع بپیوندد: اول، نااطمینانی‌های اقتصادی بالا، اختلالات اقتصادی ایجاد می‌کنند و این نااطمینانی‌های خرد و کلان یک اثر سرریز بر ثبات و کارایی بانکی ایجاد می‌کنند. (بوردو و همکاران^۵، ۲۰۱۶). دوم، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی با توقف پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت، ظرفیت کسب درآمد بانک را کاهش می‌دهد، که در نهایت منجر به کاهش رشد اعتبار و در نتیجه بر سودآوری بانک تأثیر می‌گذارد. سوم، نااطمینانی‌های بالاتر عدم تقارن اطلاعاتی را ایجاد می‌کند که باعث ایجاد ابهام در اندازه‌گیری عملکرد شرکت می‌شود و منجر به رفتار گله‌ای در بین بانک‌ها می‌شود (ایجاز سید و همکاران، ۲۰۲۲).

در سال اخیر شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری نااطمینانی پیشنهاد شده است. شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU: Economic Policy Uncertainty) توسط بیکر و همکاران^۶ (۲۰۱۶) بر اساس مطالب موجود در مقالات و روزنامه‌ها برای محاسبه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی محاسبه شده است. در محاسبه EPU آرشیو روزنامه‌ها بررسی شده و تعداد مقالاتی که کلمات مرتبط با نااطمینانی، اقتصاد و سیاست را دارند شمارش می‌شوند. شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی (GEPU: Global EPU) توسط «دیویس»^۷ (۲۰۱۶) مطرح شد و به‌صورت میانگین وزنی شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی چند کشور مهم محاسبه شده است. شاخص نااطمینانی جهانی (WUI: Wrold Uncertainty Index) توسط «اهیر»^۸ و همکاران^۸ (۲۰۱۸) با استفاده از بررسی فضای نااطمینانی در گزارشات فصلی واحد اطلاعات اکونومیست (Economist Intelligence)

¹ Baker et al.

² Caglayan, M.; & Xu, B.

³ Aijaz Syed et al.

⁴ Gulen, H.; & Ion, M.

⁵ Bordo et al.

⁶ Baker et al.

⁷ Davis

⁸ Ahir et al.

Unit) برای هر کشور تعیین شده است. گزارشات هر کشور، امور سیاسی، سیاست اقتصادی، اقتصاد داخلی، وقایع تراز پرداخت‌های تجاری و خارجی، و به‌طور کلی عوامل مؤثر بر ریسک در هر کشور را پوشش می‌دهد. این شاخص بر پایه داده‌های فصلی برای کشورهای مختلف محاسبه شده، و نااطمینانی عمومی در اقتصاد را برآورد می‌کند. (آشنا، ۱۳۹۹).

۲-۵. شاخص ادراک فساد^۱

فساد را شامل اقدامات منفعت‌طلبانه سیاست‌مداران، تجار و مستخدمان دولتی می‌دانند که به طریق ناشایست و غیر قانونی و با سوءاستفاده از مقام و شغل دولتی و خصوصی صورت می‌گیرد (لهو و کبوی^۲، ۲۰۰۵). شاخص ادراک فساد، شاخصی است که رتبه فساد در بخش عمومی یک کشور در میان سایر کشورهای جهان را نشان می‌دهند.^۳ سازمان شفافیت بین‌الملل، با استفاده از شاخص ادراک فساد، کشورها را بر حسب میزان فساد موجود در میان مقامات دولتی و سیاست‌مداران‌شان رتبه‌بندی می‌کند. با توجه به گزارش این سازمان شاخص ادراک فساد ایران در وضعیت مطلوبی قرار نداشته و ایران در بین ۱۸۰ کشور در رتبه ۱۴۹ قرار گرفته است. کیفیت نهادی و سطح فساد در کنار متغیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، سه متغیر نهادی را تشکیل می‌دهند که، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بالاتر مستلزم کیفیت نهادی ضعیف و سطوح بالای فساد است. سطح فساد از دو طریق می‌تواند باعث کاهش ثبات بانکی شود، اول با افزایش وام‌های معوق و دوم با کاهش سود بانکی. گاهی اوقات وام‌گیرندگان از روش‌های فاسد برای گرفتن وام بیش از ظرفیت پرداخت خود استفاده می‌کنند، که در این صورت وام‌های معوق ممکن است افزایش یابند. از این‌رو، به‌دلیل این‌گونه وام‌گیرندگان، درصد وام‌های نکول شده افزایش می‌یابد. گاهی اوقات، بانک‌داران از شیوه‌های فاسد برای تصویب وام برای مشتریان بد استفاده می‌کنند که در نهایت کارایی و سود بانکی را کاهش می‌دهد. این شیوه‌ها در بلندمدت، بی‌ثباتی بخش بانکی را مختل می‌کند (ایجاز سید و همکاران، ۲۰۲۲).

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. مطالعات داخلی

«کرمی» و «پورمقدم» (۱۴۰۳) در مطالعه خود به بررسی تأثیر فناوری مالی بانکی بر ثبات مالی در صنعت بانک‌داری ایران با استفاده از داده‌های تابلویی برای بازه زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰ ه‍.ش پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که پذیرش فناوری‌های نوین مالی می‌تواند ثبات بانکی را ابتدا کاهش و سپس با گسترش فناوری در صنعت بانک‌داری، افزایش دهد. این مطالعه نقش نوآوری و کیفیت نهادی در پذیرش فناوری‌های مالی را برجسته می‌کند.

¹ Corruption Perceptions Index

² Lho, K.; & Cabuay, J.

³ این شاخص تحت عنوان شاخص درک فساد (CPI: Index Perception Corruption) توسط مؤسسه بین‌المللی شفافیت (International Transparency) و دانشگاه Passau کشور آلمان محاسبه می‌شود. این مؤسسه یک نهاد مدنی (Civil) است که در سال ۱۹۹۳ م. با هدف مبارزه با فساد تأسیس شد و در حال حاضر نزدیک به ۱۴ شعبه فعال و یا در شرف تأسیس در مناطق مختلف جهان دارد (دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۹۲).

«گودرزی فراهانی» و همکاران (۱۴۰۱) تأثیرپذیری ثبات بانکی از ریسک‌های مالی در بانک‌های ایران را با استفاده از شاخص Z-score و رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۹ ه‍.ش برای ۱۵ بانک منتخب پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که، ریسک نقدینگی و اعتباری به‌طور معنی‌داری ابتدا باعث ثبات بانکی و سپس با گذشت از رژیم اول و ورود به رژیم دوم باعث کاهش ثبات بانکی شده‌اند. اما در مجموع اثرات این دو ریسک بر ثبات بانکی کاهنده و معنی‌دار بوده است.

«اسدی» و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه خود اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری را با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دو مرحله ای (SYS-GMM) بر ثبات بانکی ایران با استفاده از داده‌های پانل ۱۸ بانک کشور برای بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۵ ه‍.ش مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج تخمین آن‌ها نشان داد که ریسک نقدینگی و اعتباری رابطه منفی و معنی‌داری با ثبات بانکی دارند ولی اثر تعاملی دو ریسک مذکور بر ثبات بانکی به‌لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است.

«رضایی» و «قرباغلو شهبابی» (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای شامل ۱۱ بانک برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۴ ه‍.ش با روش داده‌های پانلی، به شناسایی رابطه بین ریسک‌های نقدینگی و اعتباری و تأثیر این دو ریسک بر ثبات بخش بانکی اقدام نموده‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که بین ریسک نقدینگی و اعتباری، رابطه معنی‌داری وجود دارد؛ همچنین ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری بر بی‌ثباتی بانک تأثیر معنی‌داری دارند.

«جواهری» و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه خود به بررسی تأثیر کیفیت نهادها بر توسعه مالی کشورهای در حال توسعه در دو گروه منتخب از کشورهای در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۹ م. با استفاده از روش (GMM-SYS) پرداختند. یافته‌های آن‌ها حاکی از این بود که، بهبود کیفیت نهادها منجر به افزایش سطح توسعه مالی برای هر دو گروه از کشورهای منتخب داشته و سیاست‌گذاران باید سیاست مناسبی در جهت بهبود کیفیت نهادها اتخاذ نمایند.

«عزیزی» و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهش خود به بررسی تأثیر کیفیت نهادی بر توسعه مالی در کشورهای منطقه اوراسیا پرداخته‌اند. برای این منظور تأثیر سه شاخص ICGR به‌عنوان شاخص کیفیت نهادها، شاخص POLITY IV به‌عنوان شاخص دموکراسی و شاخص حقوق مالکیت به‌عنوان شاخص توسعه مالی در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۹ م. برای ۲۷ کشور با استفاده از روش GMM پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که بهبود کیفیت نهادی، حمایت از حقوق مالکیت و دموکراسی بالاتر، اثر مثبت و معنی‌داری بر توسعه مالی در کشورهای مورد بررسی داشته است.

«رستم‌زاده» و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود برای دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۵ ه‍.ش با استفاده از داده‌های پانل نامتوازن و رویکرد GMM و رگرسیون انتقال ملایم ترکیبی به این نتیجه رسیدند که، ثبات بخش بانکی با افزایش سهم بانک‌های خصوصی کاهش یافته و بهبود کیفیت نهادی می‌تواند این رابطه را بهبود ببخشد.

«خداپرست» و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه خود با استفاده از رویکرد پانل دیتا برای کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی در بازه زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۰ م. تأثیرپذیری توسعه مالی از کیفیت نهادی را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که میانگین شاخص‌های حکمرانی و کنترل فساد تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص

اعتبار دارند. علاوه بر این شاخص اثربخشی دولت بر شاخص نقدینگی اثر مثبت و معنی‌داری دارد؛ از این‌رو، بهبود کیفیت نهادی می‌تواند برای ارتقاء توسعه مالی بسیار حیاتی باشد.

۳-۲. مطالعات خارجی

«حلاج» و همکاران^۱ (۲۰۲۴) در نمونه بررسی خود شامل ۱۶۴۹ بانک در ۲۶ کشور نوظهور برای بازه زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ م. با رویکرد GMM دریافتند که، شاخص‌های حکمرانی جهانی تأثیر معناداری بر عملکرد بانکی دارند. «هوانگ» و همکاران^۲ (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۱۷۳ نظام بانکی در بازه زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ م. نشان دادند که کیفیت نهادی بالا به‌طور معنی‌داری ثبات بانکی را افزایش می‌دهد. همچنین تعامل بین سرمایه بانکی و کیفیت نهادی تأثیر مثبتی بر ثبات دارد، به‌ویژه در نظام‌هایی با سرمایه پایین‌تر، که نشان‌دهنده نقش مکمل این دو عامل است.

«ریزکی» و همکاران^۳ (۲۰۲۴) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۲۷ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته از سال ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۷ م. و با رویکرد گشتاور تعمیم‌یافته سیستمی نشان دادند که، رقابت به‌ویژه در کشورهای توسعه‌یافته اثر منفی بر ثبات بانکی دارد. از سوی دیگر شاخص کیفیت نهادی به‌طور معناداری بر ثبات بانکی به‌ویژه در کشورهای توسعه‌یافته اثر مثبتی دارد.

«ها و نگوین» (۲۰۲۳)، در مطالعه خود با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، تأثیر کیفیت نهادی را بر تأثیر شمول مالی بر ثبات ۱۵۷ بانک در هشت کشور آسه‌آن از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ م. بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که شمول مالی به‌طور منفی به ثبات بانک آسیب می‌رساند و اگر در محیطی با کیفیت نهادی خوب اجرا شود، این تأثیر بهبود خواهد یافت.

ایجاز سید و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه خود تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی، کیفیت نهادی و سطح فساد را بر ثبات بانک‌داری هند و رشد خدمات مالی دیجیتال بررسی می‌کنند. با استفاده از شاخص عدم قطعیت سیاست اقتصادی بیکر و همکاران و مدل تأخیر توزیع خودرگرسیون غیرخطی بر روی مجموعه داده‌های متغیرهای بانکی از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۹ م.، یافته‌های زیر را استنباط می‌کنند: ریشه واحد و آزمون‌های شکست سازه‌ای وجود شکست‌های ساختاری و ترتیب ترکیبی ادغام‌ها را تأیید می‌کنند. علاوه بر این، نتایج تأخیر توزیع خودرگرسیون غیرخطی بلندمدت، یک رابطه نامتقارن بلندمدت بین متغیرهای توضیحی (عدم قطعیت سیاست اقتصادی، کیفیت نهادی، سطح فساد) و متغیرهای نتیجه (خدمات بانک‌داری دیجیتال و ثبات بانکی) را اثبات می‌کند. این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش ۱ درصدی در عدم اطمینان سیاست اقتصادی، وام‌های غیرجاری (نمایشی برای اندازه‌گیری ثبات بانکی) را ۱.۴۸ درصد افزایش می‌دهد و امتیاز Z (نمایشی برای اندازه‌گیری ثبات بانکی) را ۱.۱۲ درصد کاهش می‌دهد. به همین ترتیب، افزایش ۱ درصدی در عدم قطعیت سیاست، پیشرفت خدمات مالی دیجیتال را تا ۱.۲۳ درصد در هند کاهش می‌دهد. علاوه بر این، این مطالعه یک هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرهای توضیحی و نتیجه را نیز به تصویر می‌کشد. به‌طور کلی، این مطالعه شواهد قابل توجهی را نشان می‌دهد که عدم

¹ Halaç et al.

² Hoang et al.

³ Rizky et al.

قطعیست سیاست، فساد، و کیفیت نهادی مانع ثبات بانکداری هند و رشد دیجیتالی می‌شود. این مطالعه چندین پیامد سیاستی را برای درک اثرات نامطلوب عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر بخش بانکداری هند ارائه می‌کند. **برمپی و همکاران (۲۰۱۸)** در مطالعه خود دنبال پاسخ به این سؤال بودند که آیا کیفیت نهادی، تأثیر مقررات و نظارت بانکی بر ثبات بانک را تقویت می‌کند یا تضعیف؟ برای این منظور از نمونه‌ای آماری ۱۰۵۰ بانک تجاری از ۶۹ اقتصاد نوظهور و در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۳ م. با رویکرد گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) استفاده کردند و نشان می‌دهند که پاسخ به این سؤال به نوع کیفیت نهادی و نوع مقررات بانکی بستگی دارد. ثبات سیاسی اثر مثبت مقررات سرمایه و محدودیت‌های فعالیت را بر ثبات بانکی که با امتیاز Z اندازه‌گیری می‌شود، تقویت می‌کند. کنترل فساد نیز تأثیر مثبت محدودیت فعالیت‌ها بر ثبات را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، تأثیر مثبت تنظیم سرمایه و نظارت خصوصی بر ثبات بانکی زمانی که مؤسسات با کیفیت خوب که باعث بازپرداخت وام می‌شوند، مانند حقوق اعتباردهندگان قوی و حاکمیت قانون، وجود داشته باشند، کاهش می‌یابد. در نهایت، آن‌ها شواهد محکمی پیدا نکردند که نشان‌دهنده اثر منفی قدرت نظارتی بر ثبات بانک، مشروط به کیفیت نهادی باشد. در تجزیه و تحلیل بیشتر، معیار Z-score را تفکیک می‌کنند و متوجه می‌شوند که کیفیت نهادی، تأثیر مقررات بانکی بر ثبات را بیشتر با تأثیر بر ثبات سود و سودآوری به جای تأثیر بر سرمایه‌گذاری، منجر می‌شود.

هو و وانگ (۲۰۱۶) در مقاله خود با عنوان «کیفیت نهادی، خصوصی‌سازی بانکی و ثبات بانک: شواهدی از چین» به بررسی رابطه بین خصوصی‌سازی بانکی و ثبات بانک در سطوح مختلف کیفیت نهادی در چین با استفاده از داده‌های آماری مربوط به ۵۷ بانک چینی برای دوره زمانی ۲۰۰۳-۲۰۱۱ م. و بهره‌گیری از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، می‌پردازند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که خصوصی‌سازی بانکی به‌طور اجتناب‌ناپذیری تأثیر منفی بر ثبات بانک ندارد. یکی از دو شاخص خصوصی‌سازی بانکی، یعنی نسبت سپرده‌های اخذشده توسط بانک‌های تجاری غیر دولتی به کل سپرده‌ها، تأثیر مثبت معناداری بر ثبات بانک‌ها دارد. در مقابل، شاخص دیگر، نسبت وام‌های صادرشده به شرکت‌های غیر دولتی بخش ترکیبی به کل وام‌های بخش بانکی چین، ارتباط منفی با ثبات بانک دارد. علاوه بر این، بهبود کیفیت نهادی می‌تواند تأثیر نامطلوب خصوصی‌سازی بانکی بر ثبات بانک را به‌طور کلی کاهش دهد.

اسید و همکاران (۲۰۱۴) در مقاله خود با عنوان «کیفیت نهادی و بی‌ثباتی بانکی: مطالعه بین‌کشوری از کشورهای در حال ظهور» نقش مرتبط کیفیت نهادی را در حفظ ثبات بانکی برجسته می‌کنند. نهادهای ضعیف، تعیین‌کننده‌های کلیدی در توضیح ظهور بحران‌های بانکی هستند. با استفاده از یک مطالعه تجربی شامل ۵۲ کشور نوظهور از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۹ م. با استفاده از رویکرد لاجیت نشان می‌دهند که بی‌ثباتی بانکی به‌طور گسترده با انواع عوامل کلان اقتصادی، مالی و به‌ویژه نهادی مرتبط است. نتیجه‌گیری اصلی آن‌ها تصریح می‌کند که تقویت کیفیت نهادی شرط ضروری برای تضمین ثبات بانکی است.

«کلمپ» و «هان»^۱ (۲۰۱۴) در مطالعه خود، با استفاده از داده‌های بیش از ۴۰۰ بانک از حدود ۷۰ کشور غیر صنعتی برای دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۰۸ م. و با بهره‌جستن از رویکرد گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) به این نتیجه

¹ Klomp & Haan

رسیدند که، مقررات و نظارت دقیق تر ریسک بانکی را کاهش می دهد. هم چنین مقررات نقدینگی و محدودیت های عملکردی نیز ریسک بانکی را محدود می کند، اما در صورتی که سطوح بالای کیفیت نهادی حاکم باشد.

«نییر»^۱ (۲۰۰۵) با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی اثر افزایش شفافیت بر ثبات بانکی را مورد بررسی قرار می دهد. یافته های او حاکی از آن است که، سیاست گذاران افزایش شفافیت بانکی را به عنوان یکی از راه های بالقوه برای افزایش ثبات بانک شناسایی کرده اند. ایده این است که شفافیت بیشتر انضباط بازار را تقویت می کند و انگیزه های سودمندی را از قبل ایجاد می کند. با این حال، سیاست گذاران ممکن است نگران باشند که نظم و انضباط بازار که از طریق شفافیت بیشتر ارائه می شود، اغلب مضر باشد، زمانی که واکنش های بازار ممکن است بانک های بیمار را از لبه خارج کند. این مقاله سعی کرده است تا با بررسی نمونه بزرگی از بانک ها، این مبادله بالقوه را روشن کند که آیا شفافیت احتمال مشکلات شدید بانکی را افزایش می دهد یا کاهش می دهد. نتایج او نشان می دهد که، تا حدی که چنین معامله ای وجود داشته باشد، مزایای شفافیت برای ثبات بانک بیشتر از هزینه های آن است. هم چنین، بانک هایی که اطلاعات بیشتری را افشاء می کنند کمتر در معرض خطر قرار گرفتن در بحران هستند. این نتیجه نشان می دهد که شفافیت می تواند ثبات بانکی را بهبود بخشد و بروز بحران بانکی را کاهش دهد.

بررسی مطالعات نظری و تجربی نشان می دهد که با وجود اهمیت موضوع کیفیت نهادی و پژوهش های گسترده در سطح بین المللی برای تبیین ابعاد مختلف آن، در داخل کشور هنوز مطالعه ای جامع و مستقیمی درباره ارتباط و تأثیر کیفیت نهادی بر ثبات نظام بانکی صورت نگرفته است. بیشتر تحقیقات داخلی به بررسی اثرات کیفیت نهادی در کشورهای در حال توسعه و اسلامی پرداخته اند و کمتر به تحلیل مستقیم رابطه بین شاخص های کیفیت نهادی و ثبات بانکی در ایران توجه کرده اند. در این مطالعات، تأثیر کیفیت نهادی بر ثبات بانکی عمدتاً از طریق متغیرهای واسطه ای مانند افزایش رقابت، خصوصی سازی، کفایت سرمایه و سایر عوامل مشابه مورد بررسی قرار گرفته است.

۴. مدل، روش و داده ها

۴-۱. معرفی مدل و متغیرها

مطالعه حاضر به منظور بررسی اثرات متغیرهای نهادی و عوامل درون بانکی بر ثبات نظام بانکی ایران انجام شده است. به منظور برآورد اثرات متغیرهای مستقل بر ثبات بانکی، سه مدل تجربی در نظر گرفته شده است. مدل (۱) اثرات متغیرهای نهادی بر ثبات را نشان می دهد؛ مدل (۲) اثرات ریسک های بانکی بر ثبات را نشان می دهد و در نهایت در مدل (۳) اثر متغیر قیمت نفت به دلیل اهمیت نفت در اقتصاد ایران و تأثیرگذاری آن بر بخش بانکی مورد ارزیابی قرار می گیرد.

مدل (۱)

$$LZ - score_{it} = \beta_1 LZ - score_{i,t-1} + \beta_2 linsq_{it} + \beta_3 lwui_{it} + \beta_4 lcpi_{it} + \beta_5 GDPgr_{it} + \beta_6 lsize_{it} + \varepsilon_{it}$$

¹ Erlend W. Nier

مدل (۲)

$$LZ - score_{i,t} = \beta_1 LZ - score_{i,t-1} + \beta_2 lCR_{it} + \beta_3 lLR_{it} + \beta_4 lsize_{it} + \beta_5 inf_{it} + \beta_6 GDPgr_{it} + \beta_7 exr_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۳)

$$LZ - score_{i,t} = \beta_1 LZ - score_{i,t-1} + \beta_2 lCR_{it} + \beta_3 lLR_{it} + \beta_4 loil_{it} + \beta_5 inf_{it} + \beta_6 GDPgr_{it} + \beta_7 exr_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این معادلات از $LZ - score_{i,t}$ به عنوان شاخص معرف ثبات بانکی استفاده شده است، که اندازه آن از رابطه بیان شده در بخش مبانی نظری و داده‌های مربوط به ترازنامه بانک‌ها استخراج شده است.

$linsq_{it}$ بیان‌گر شاخص کیفیت نهادی است. شاخص کیفیت نهادی به کار رفته در این مطالعه، شاخص حکمرانی (حاکمیت قانون) است که توسط **کافمن و همکاران (۲۰۱۱)** گردآوری شده است. این شاخص‌ها ابعاد مختلفی از کیفیت نهادها را نشان می‌دهند و اطلاعات مربوط به آن‌ها از سایت WGI استخراج گردیده است. داده‌های مربوط به این شاخص‌ها در بازه ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ (بد) ارائه شده است و هر چه شاخص مورد نظر به سمت منفی میل کند بیان‌گر ضعیف‌تر شدن نهادهای حکمرانی در کشور خواهد بود. شاخص‌های ارائه شده توسط **کافمن و همکاران (۲۰۱۱)** شامل شش شاخص کنترل فساد (CO)، اثربخشی دولت (GE)، ثبات سیاسی (PSNV)، کیفیت قوانین و مقررات (RQ)، حاکمیت قانون (RL) و حق اظهار نظر و پاسخ‌گویی (VA) می‌باشد. از شاخص حاکمیت قانون^۱ به پیروی از مطالعه **هو و وانگ (۲۰۱۶)** به دلیل وجود هم‌بستگی (هم‌خطی) بالا بین شاخص‌های حکمرانی استفاده گردید که در جدول ۱ نتایج آن گزارش شده است:

جدول ۱: نتایج آزمون هم‌خطی شاخص‌های حکمرانی

Table 1: Results of the collinearity test of governance indicators

	GEF	PS	COR	RQ	RL	VA
GEF	۱.۰۰۰	*	*	*	*	*
PS	۰.۶۸۱۴	۱.۰۰۰	*	*	*	*
COR	۰.۶۵۴۹	۰.۷۹۰۳	۱.۰۰۰	*	*	*
RQ	۰.۶۰۶۳	۰.۶۱۳۱	۰.۳۰۰۵	۱.۰۰۰	*	*
RL	۰.۴۰۴۸	۰.۲۳۶۵	-۰.۱۴۰۹	۰.۷۷۹۵	۱.۰۰۰	*
VA	۰.۲۳۹۲	۰.۱۴۴۱	۰.۳۳۵۲	۰.۶۴۷۳	۰.۸۸۷۲	۱.۰۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق).

(LWUI) بیان‌گر شاخص نااطمینانی جهانی است که توسط **اهیر و همکاران (۲۰۱۸)** با استفاده از بررسی فضای نااطمینانی در گزارشات فصلی واحد اطلاعات اکونومیست (Economist Intelligence Unit) برای هر کشور تعیین شده است. گزارشات هر کشور، امور سیاسی، سیاست اقتصادی، اقتصاد داخلی، وقایع تراز پرداخت‌های تجاری و خارجی، و به‌طور کلی عوامل مؤثر بر ریسک در هر کشور را پوشش می‌دهد. مطابق ادبیات افزایش شاخص نااطمینانی می‌تواند اثر منفی بر ثبات نظام بانکی بگذارد.

^۱. Rule of law

($lcpi_{it}$) بیانگر شاخص ادراک فساد می‌باشد که رتبه فساد در بخش عمومی یک کشور را در میان سایر کشورهای جهان نشان می‌دهد. داده‌های مربوط به آن توسط مؤسسه بین‌المللی شفافیت (International Transparency) ارائه می‌گردد. در این شاخص هر کشور امتیازی بین ۰ تا ۱۰۰ دریافت می‌کند که ۰ به معنای بسیار فاسد و ۱۰۰ به معنای عدم وجود فساد است. مطابق با ادبیات افزایش فساد می‌تواند زمینه‌ساز کاهش ثبات در نظام بانکی شود.

(Llr) بیانگر ریسک نقدینگی است و به صورت نسبت دارایی‌ها نقد بانک (موجودی نقد + مطالبات از بانک مرکزی + مطالبات از بانک‌ها + اوراق مشارکت و اқلام در راه) به کل دارایی‌های بانک به دست می‌آید. (ICR) بیانگر ریسک اعتباری می‌باشد و عبارت است از نسبت تسهیلات غیر جاری (تسهیلات سررسید گذشته + معوق و مشکوک الوصول) به جمع کل دارایی‌های بانک.

مطابق با ادبیات نظری نسبت به اثرات قطعی ریسک اعتباری و نقدینگی اتفاق نظر وجود نداشته ولی در مجموع انتظار اثر منفی بر ثبات بانکی را می‌توان برای هر دو ریسک متصور شد.

(ISIZE) بیانگر اندازه بانک است که به صورت لگاریتم جمع کل دارایی‌های بانک به دست می‌آید و بنابر ادبیات نظری دارای اثرات منفی بر ثبات نظام بانکی به دلیل ایجاد نوسان‌پذیری بالا در سیستم بانکی دارد. (GDPgr) بیانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و معیاری برای رشد اقتصادی است. بنابر ادبیات نظری رشد اقتصادی موجب تقویت عملکرد واحدهای اقتصادی شده و سبب بهبود عمل به تعهدات مالی این واحدها با بخش بانکی شده و نتیجه آن افزایش ثبات بانکی می‌باشد.

(Inf) لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد که معیاری برای سنجش ریسک اقتصادی است. که مطابق ادبیات اقتصادی اثر منفی بر ثبات نظام بانکی دارد.

(EXR) بیانگر ارزش پول ملی نسبت به دلار آمریکا است.

(loil) بیانگر لگاریتم قیمت نفت خام ایران می‌باشد. با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمد حاصل از صادرات نفت خام از یک سو، بانک‌محور بودن اقتصاد ایران از سوی دیگر، تغییرات قیمت نفت خام می‌تواند حلقه بازخوردی بین رشد اقتصادی و ثبات نظام بانکی باشد که اثر مثبت و معنی‌داری بر ثبات نظام به جای بگذارد. داده‌های مربوط به قیمت نفت خام سنگین ایران از بانک مرکزی جمهوری اسلامی برای دوره مورد مطالعه به دست آمده است.

داده‌های مربوط به نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و قیمت نفت خام سنگین ایران از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی برای دوره مورد مطالعه به دست آمده است.

۴-۲. روش پژوهش

در این مقاله جهت ارزیابی اثرات شاخص‌های کیفیت نهادی بر ثبات نظام بانکی در ایران، داده‌های پانل مربوط به ۱۸ بانک^۱ دولتی و خصوصی برای بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۴۰۱ ه.ش. جمع‌آوری و جهت تخمین مدل در نرم افزار

۱. نمونه مربوط به بانک‌ها شامل بانک تجارت، توسعه صادرات، پست بانک، اقتصاد نوین، پارسیان، پاسارگاد، رفاه، سامان، سرمایه، سینا، صادرات، ملت، کارآفرین، ایران زمین، خاورمیانه، شهر، دی، گردشگری می‌باشد.

Stata 17 از رویکرد گشتاور تعمیم یافته سیستمی (GMM – SYS) که توسط «آرلانو» و «باند»^۱ (۱۹۹۱) پیشنهاد شده و در ادامه توسط «بلاندل» و «باند»^۲ (۱۹۹۸) توسعه یافت، استفاده شده است. براساس دیدگاه «پساران»^۳ (۲۰۱۵)، در صورت بزرگ بودن تعداد مقاطع از طول بازه زمانی به لحاظ مدل سازی اقتصادسنجی استفاده از این برآوردگر توجیه پذیر است.

ترجیح استفاده از این رویکرد نسبت به مدل های پانل دیتا، طبق دیدگاه «بالتاجی»^۴ (۲۰۰۱) توانایی آن در کنترل درون زایی متغیرهای مستقل ناشی می شود. هم چنین، به دلیل استفاده از مقادیر وقفه موجود در متغیر وابسته و مقادیر وقفه رگرسورهای خارجی در قالب متغیرهای ابزاری، امکان کنترل ناهمگنی مشاهده نشده، کاهش و یا برطرف کردن کامل مشکل هم خطی و تداوم بعد زمانی متغیر وابسته و مستقل را فراهم می کند.

۵. نتایج و بحث

۵-۱. آزمون ریشه واحد

پیش از تخمین مدل های تعیین شده در بخش قبلی، نیاز است از پایایی (مانایی) متغیرهای اطمینان حاصل گردد؛ زیرا عدم پایایی متغیرها سبب بروز مشکل رگرسیون کاذب خواهد شد. در این پژوهش جهت بررسی پایایی متغیرهای، از روش های لین و چو (۲۰۰۲)؛ ایم و همکاران (۲۰۰۳) و ADF-Fisher استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون ها بیان گر ناپایایی متغیرها می باشد. در این صورت، چنان چه مقادیر احتمال کمتر از ۰.۰۵ باشد، فرضیه صفر رد شده و متغیرهای پایا می باشند. در جدول شماره ۲ نتایج آزمون ریشه واحد گزارش شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد

Table. 2: Unit root test results

نتایج	LLC		IPS		ADF		متغیر
	روند و عرض از مبدأ	عرض از مبدأ	روند و عرض از مبدأ	عرض از مبدأ	روند و عرض از مبدأ	عرض از مبدأ	
در سطح							
نامانا	-۱.۳۹۸۲ (۰.۰۸۱۰)	۰.۲۰۴۸ (۰.۵۸۱۲)	-۰.۵۱۲۶ (۰.۳۰۴۱)	-۰.۲۶۰۸ (۰.۳۹۷۱)	۴۷.۳۰۲ (۰.۰۹۸۵)	۵۰.۲۱۲ (۰.۰۵۸۱)	Log Z-score
نامانا	۹.۵۵۸۶ (۱.۰۰۰)	۳.۴۰۰۶ (۰.۹۹۹)	۴.۵۹۰۶ (۱.۰۰۰)	۴.۳۳۵۵ (۱.۰۰۰)	۴.۲۱۱۴ (۱.۰۰۰)	۵.۲۸۱۲ (۱.۰۰۰)	Log wui
مانا	-۴.۶۹۶۵ (۰.۰۰۰)	-۲۳.۴۴۷۹ (۰.۰۰۰)	۱.۷۶۹۵ (۰.۹۶۱)	-۱۵.۴۱۴۱ (۰.۰۰۰)	۱۴.۶۴۶۵ (۰.۹۹۹)	۲۴۱.۱۰۱ (۰.۰۰۰)	Log cpi
مانا	-۲۱.۹۱۳ (۰.۰۰۰)	-۵.۵۰۹۹ (۰.۰۰۰)	-۱۳.۰۳۸ (۰.۰۰۰)	-۳.۴۱۲۴ (۰.۰۰۰)	۱.۸۹۹۳ (۰.۰۰۰)	۶۲.۹۵۱۰ (۰.۰۰۳)	Log insq
مانا	-۶۳.۵۴۶۶ (۰.۰۰۰)	-۵۵.۵۳۰۱ (۰.۰۰۰)	-۱۵.۱۵۰۹ (۰.۰۰۰)	-۱۷.۲۵۲۹ (۰.۰۰۰)	۷۵.۸۰۱۹ (۰.۰۰۰)	۶۷.۳۶۵۶ (۰.۰۰۱)	Log size

¹ Arellano, M. & Bond, S.

² Blundell & Bond

³ Pesaran

⁴ Baltagi, H.

نامانا	-۳.۱۶۷۰ (۰.۰۰۰)	-۱.۱۳۱۸ (۰.۱۲۸۸)	-۰.۷۰۵۰ (۰.۲۴۰۴)	۰.۲۹۰۳ (۰.۶۱۴۲)	۴۳.۰۳۹۰ (۰.۱۹۵۳)	۳۸.۴۷۱۲ (۰.۳۵۸۳)	Log cr
مانا	-۵.۲۳۹۷ (۰.۰۰۰)	-۳.۱۵۶۹ (۰.۰۰۰)	-۲.۷۴۳۵ (۰.۰۰۰)	-۱.۶۳۳۶ (۰.۰۵۱)	۶۲.۲۹۱۷ (۰.۰۰۴)	۵۳.۴۸۱۰ (۰.۰۳۰)	Log lr
مانا	-۳.۶۹۷۳ (۰.۰۰۰)	-۴.۴۲۹۲ (۰.۰۰۰)	-۲.۴۵۱۰ (۰.۰۰۷)	-۳.۰۲۸۲ (۰.۰۰۲)	۵۳.۹۶۱۳ (۰.۰۲۷)	۵۷.۸۸۳۴ (۰.۰۱۱)	Log oil
نامانا	۲.۰۴۷۰ (۰.۹۷۹)	۹.۷۴۹۲ (۱.۰۰۰)	۱.۲۰۸۵ (۰.۸۸۶)	۹.۷۳۲۲ (۱.۰۰۰)	۱۷.۴۴۰۶ (۰.۹۹۶)	۰.۱۴۱۸ (۱.۰۰۰)	Log inf
نامانا	۰.۲۷۱۰ (۰.۶۰۶۸)	۴.۲۳۱۰ (۱.۰۰۰)	۰.۴۳۵۰ (۰.۶۶۸۳)	۸.۱۲۶۲ (۱.۰۰۰)	۲۳.۷۰۹۷ (۰.۹۴۲)	۱.۰۰۷۳ (۱.۰۰۰)	Log exr
مانا	-۹.۷۷۵۴ (۰.۰۰۰)	-۱۱.۷۵۱۲ (۰.۰۰۰)	-۳.۹۳۵۲ (۰.۰۰۰)	-۷.۴۳۵۱ (۰.۰۰۰)	۷۲.۸۴۱۸ (۰.۰۰۰)	۱۱۵.۵۷۰ (۰.۰۰۰)	Gdogr
تفاضل مرتبه اول							
مانا	۱۲.۲۸۹ (۰.۰۰۰)	-۱۱.۱۶۷ (۰.۰۰۰)	-۶.۱۱۸ (۰.۰۰۰)	-۸.۱۴۰ (۰.۰۰۰)	۹۶.۹۰۶ (۰.۰۰۰)	۱۲۸.۵۹۳ (۰.۰۰۰)	Log Z-score
مانا	-۹.۵۰۷ (۰.۰۰۰)	-۱.۳۹۱ (۰.۰۸۲)	-۲.۵۰۷ (۰.۰۰۶)	-۴.۷۸۴ (۰.۰۰۰)	۹۰.۰۳۲ (۰.۰۰۰)	۷۸.۷۶۵ (۰.۰۰۰)	Log wui
مانا	-۱۱.۰۱۸۷ (۰.۰۰۰)	-۱۴.۱۴۳۵ (۰.۰۰۰)	-۴.۵۸۶۹ (۰.۰۰۰)	-۱۰.۵۰۴۲ (۰.۰۰۰)	۱۱۱.۶۹۳ (۰.۰۰۰)	۱۶۹.۸۱۸ (۰.۰۰۰)	Log cr
مانا	-۲.۵۰۴۴ (۰.۰۰۶)	-۳.۹۷۳۳ (۰.۰۰۰)	-۶.۰۰۷ (۰.۰۰۰)	-۳.۵۱۲۴ (۰.۰۰۰)	۹۵.۳۶۸۳ (۰.۰۰۰)	-۳.۵۱۲۴ (۰.۰۰۰)	Log inf
مانا	-۶.۸۳۴۸ (۰.۰۰۰)	-۹.۵۴۲۱ (۰.۰۰۰)	-۶.۱۴۹۱ (۰.۰۰۰)	-۹.۲۴۶۷ (۰.۰۰۰)	۹۵.۳۱۳۱ (۰.۰۰۰)	۱۴۱.۶۳۵ (۰.۰۰۰)	Log exr

(منبع: یافته‌های تحقیق). اعداد داخل پرانتز بیان‌گر سطح معنی‌داری هستند.

۲-۵. آزمون هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی

آزمون بعدی پیش از برآورد مدل‌ها، بررسی آزمون هم‌انباشتگی است. هدف اصلی از بررسی هم‌انباشتگی این است که اگرچه اکثر سری زمانی اقتصادی پایا نبوده و دارای روند تصادفی می‌باشند، اما امکان دارد ترکیب خطی این متغیرها در بلندمدت پایا و بدون روند تصادفی باشند.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلند و ADF

Table 3: Results of Westerland and ADF cointegration tests

P-value	Statistic	آزمون وسترلند
(۰.۰۰۰)	۴.۵۱۳۸	مدل ۱
(۰.۰۳۷)	۱.۷۸۵۵	مدل ۲
(۰.۰۰۰)	۴.۲۸۰۹	مدل ۳
P-value	Statistic	آماره ADF
(۰.۰۱۸)	۵۵.۸۷۷	مدل ۱
(۰.۰۰۱)	۶۷.۲۴۰	مدل ۲
(۰.۰۰۱)	۳.۰۱۰۹	مدل ۳

(منبع: یافته‌های تحقیق).

مطابق نتایج ارائه شده در جدول (۳) فرضیه صفر بر عدم وجود هم‌انباشتگی در تمام مدل‌های مورد بررسی رد می‌گردد. به عبارت دیگر ترکیب این متغیرها در بلندمدت ایستا است و بدون نگرانی از وجود رگرسیون کاذب مدل‌های برآورد می‌گردند.

۳-۵. برآورد مدل و تفسیر نتایج

مدل‌های تعیین شده پژوهش به وسیله رویکرد GMM-SYS تخمین زده و نتایج آن‌ها در جدول ۴، ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد مدل گشتاور تعمیم یافته سیستمی (GMM-SYS)

Table 4: Results of estimation of the generalized moment model of the system (GMM-SYS)

متغیر مستقل	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
وقف مرتبه اول لگاریتم ثبات بانکی (lz-score)	۰.۵۷۰۳ *	۰.۸۵۰۶ *	۰.۷۳۲۸ *
لگاریتم نااطمینانی اقتصادی (lwui)	-۰.۱۰۰۳ *	-	-
لگاریتم کیفیت نهادی (Linsq)	۰.۰۷۰۶ *	-	-
لگاریتم ادراک فساد (lci)	-۰.۶۲۵۴ *	-	-
لگاریتم اندازه بانک (lsize)	۰.۱۰۰۸ ***	-۰.۷۰۵۰ *	-
نرخ رشد اقتصادی (gdpgr)	۰.۰۲۴۹ *	۰.۰۲۴۷ *	۰.۰۰۳۰ *
لگاریتم ریسک اعتباری (LCR)	-	-۰.۰۴۰۷ *	-۰.۰۴۰۱ *
لگاریتم ریسک نقدینگی (LLR)	-	-۰.۰۴۳۰ **	-۰.۰۵۶۰ *
لگاریتم نرخ ارز حقیقی (logexr)	-	۰.۱۲۸۶ *	۰.۱۶۵۲ *
نرخ تورم (inf)	-	-۰.۱۷۲۳ *	-۰.۲۵۷۶ *
لگاریتم قیمت نفت (loil)	-	-	۰.۰۶۰۳ *

(منبع: یافته‌های تحقیق). * معناداری در سطح ۰.۰۱، ** معناداری در سطح ۰.۰۵، *** معناداری در سطح ۰.۰۱ است.

جهت اطمینان از معتبر بودن نتایج برآورد مدل پویا نیاز به انجام آزمون‌هایی است که در ادامه نتایج آن‌ها در جدول ۵ و ۶ گزارش شده است.

به منظور معتبر بودن متغیرهای ابزاری^۱ مورد استفاده در تخمین از آماره آزمون تشخیص «سارگان»^۲ استفاده گردید. فرضیه صفر این آزمون دلالت بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد استفاده در آزمون است (گرین^۳، ۲۰۱۲). همچنین، به منظور اطمینان از سازگاری تخمین زننده GMM، وجود خودهمبستگی سریالی جملات اختلال تفاضل گیری شده از آزمون آرلانو و باند استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون بیان گر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال است. نتایج این آزمون ها به ترتیب در جداول (۵) و (۶) برای هر سه مدل گزارش شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون سارگان برای معتبر بودن متغیر ابزاری

Table 5: Results of Sargan's test for the validity of the instrumental variable

آزمون سارگان	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
مقدار آماره خی دو	۱۴.۱۸۷۶	۷.۸۰۹۲	۱۱.۲۸۶۴
سطح احتمال	(۱.۰۰۰)	(۱.۰۰۰)	(۱.۰۰۰)

(منبع: یافته های تحقیق).

نتایج آزمون سارگان نشان می دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی پسماندها با متغیرهای ابزاری، یا به عبارتی معتبر بودن ابزارها، در هر سه مدل تحت بررسی رد نمی شود. به عبارت دیگر، مقدار وقفه دار مرتبه اول متغیر شاخص ثبات بانکی به عنوان متغیر ابزاری در مدل، برای رفع تورش اثرات همبستگی بین جملات اختلال و متغیرهای توضیحی، به طور معتبر به کار رفته است.

جدول ۶: نتایج آزمون آرلانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال

Table 6: Results of Arellano and Bond test to determine the degree of autocorrelation of disruptive sentences

مرتبه خودهمبستگی	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
اول AR(1)	۰.۰۲۰۵	۰.۰۲۱۰	۰.۰۰۹۲
دوم AR(2)	۰.۳۳۶۹	۰.۴۰۶۴	۰.۲۶۵۵

(منبع: یافته های تحقیق).

با توجه به نتایج جدول فوق، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال تفاضل گیری شده برای مرتبه اول ((AR(1) رد می شود؛ زیرا p-value آن کمتر از ۰.۰۵ است. در مقابل، فرضیه صفر برای مرتبه دوم ((AR(2) رد نمی شود، زیرا p-value آن بیشتر از ۰.۰۵ است. بنابراین، می توان نتیجه گرفت که خودهمبستگی جملات اختلال در مرتبه اول وجود دارد، اما در مرتبه دوم وجود ندارد. در نتیجه، روش آرلانو و باند برای تخمین مدل های پژوهش مناسب بوده و توانسته است اثرات ثابت را حذف کند.

۱. در این مطالعه با توجه به محدودیت دوره زمانی مورد بررسی و وجود خود همبستگی مرتبه اول، از مقدار وقفه دار مرتبه اول متغیر وابسته (شاخص ثبات بانکی) به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است.

^۲ Sargan

^۳ Greene

نتایج برآورد مربوط به وقفه مرتبه اول شاخص ثبات بانکی در هر سه مدل، نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌دار در سطح یک درصد بر ثبات بانکی دارد. این رابطه مثبت بیان‌گر این است که، ثبات بانکی دوره قبلی به‌طور معنی‌داری به دلیل ایجاد خوش‌نامی و انتظار ارائه خدمات بهتر و همچنین داشتن وضعیت ترازنامه مطلوب به ارث برده‌شده از دوره قبلی به افزایش ثبات نظام بانکی در دوره فعلی منجر می‌شود.

نتایج برآورد مدل اول در قالب اثرات متغیرهای نهادی بر ثبات بانکی رفتاری مطابق بر انتظار دارد. به‌طوری که، افزایش شاخص حاکمیت قانون تأثیر مثبت و معناداری در سطح یک درصد بر شاخص ثبات بانکی دارند اما شاخص مربوط به ادارک فساد و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی اثر منفی و به‌لحاظ آماری معنی‌دار بر ثبات بانکی از خود ثبت کرده‌اند. این نشان می‌دهد که، بهبود کیفیت نهادها در کشور باعث رشد نوآوری مالی و کاهش هزینه‌های تخصیص اعتبارات خواهد شد که می‌تواند منجر به افزایش ثبات نظام بانکی شده و سبب تسهیل رشد اقتصادی و کاهش ریسک سیستماتیک در نظام بانکی شود.

نتایج برآورد مدل دوم که مربوط به ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی بود، نشان از تأثیر منفی و معنی‌دار بر ثبات بانکی دارد. علت این اثرات را می‌توان در این موضوع دانست که وجود ریسک نقدینگی، بانک را به‌منظور داشتن شرایط لازم برای مواجهه با چنین ریسکی (هجوم سپرده‌گذاران برای دریافت پول نقد) ناچار می‌کند تا اقدام به افزایش دارایی‌های کند که قدرت نقدشوندگی بالا (هر چند بدون عایدی و بازده برای بانک) را داشته باشند؛ همین امر باعث افزایش هزینه فرصت برای بانک شده و منجر به کاهش ثبات بانکی می‌شود. همچنین دلیل این اثر منفی را می‌توان در عدم مدیریت مناسب ریسک نقدینگی توسط بانک‌ها جست‌وجو کرد. همچنین تأثیر منفی ریسک اعتباری بر ثبات بانکی را می‌توان در اثری که افزایش هزینه فرصت مطالبات معوق، مشکوک الوصول، سررسید گذشته و در مجموع دارایی‌های بلوکه‌شده که امکان کسب درآمد بانک را سلب کرده و منجر به کاهش سودآوری بانک و در نهایت کاهش ثبات بانکی می‌شود، دانست.

اندازه بانک رفتار متفاوتی بر ثبات بانکی در دو مدل از خود نشان داد. اثر مثبت و معنی‌دار اندازه بانک با ثبات بانکی از این جهت قابل توجیه است که، بانک‌های بزرگ‌تر در مقایسه با بانک‌های کوچک (با این شرط که در مقیاس بهینه اقتصادی خود قرار داشته باشند) به‌لحاظ داشتن موقعیت و فرصت مناسب به لحاظ سودآوری قرار داشته و می‌تواند زمینه افزایش ثبات بانکی را فراهم کند؛ این رابطه مثبت و معنی‌دار با بهبود کیفیت نهادی کشور می‌تواند ثبت و افزایش یابد. از طرفی دیگر رابطه منفی و معنی‌دار اندازه بانک در مدل ۲ نشان‌دهنده این امر است که با افزایش اندازه بانک نوسان‌پذیری بانک‌ها به دلیل گسترش ریسک‌های بانکی افزایش یافته و بی‌ثباتی بیشتری برای نظام بانکی ایجاد می‌کند.

برآورد مدل سوم در قالب اثرات متغیرهای کلان اقتصادی و در رأس آن‌ها قیمت نفت به دلیل اهمیت جایگاه نفت در اقتصاد ایران، نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنی‌دار بین رشد قیمت نفت خام و ثبات بانکی در ایران است؛ افزایش قیمت نفت خام منجر به بهبود رشد اقتصادی و افزایش سودآوری بنگاه‌های اقتصادی شده و همین امر سبب کاهش نکول وام‌های جاری می‌شود؛ برآیند این امر سبب افزایش ثبات نظام بانکی می‌شود. همچنین، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص معرف رشد اقتصادی در هر سه مدل نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌داری این متغیر در سطح معنی‌داری یک درصد است. این اثر مثبت را می‌توان چنین تلقی کرد که، با افزایش نرخ رشد

تولید ناخالص داخلی، توان باز پرداخت تسهیلات دریافتی توسط بنگاه‌های اقتصادی و مردم به دلیل رونق اقتصادی ایجاد شده ناشی از آن، افزایش یافته و همین امر سبب افزایش ثبات نظام بانکی می‌شود. همچنین، اثر مثبت افزایش نرخ ارز حقیقی در سال‌های مورد بررسی بر ثبات بانکی بیان‌گر این حقیقت است که، با افزایش نرخ ارز توان صادراتی کشور و به تبع آن توان مالی بنگاه‌ها برای بازپرداخت اقساط تسهیلات بانکی افزایش یافته که برآیند این عوامل منجر به افزایش سودهی بانکی و در نتیجه، افزایش ثبات بانکی می‌شود. شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان معرف نرخ تورم، اثر منفی و معنی‌داری بر ثبات بانکی دارد. این اثر منفی را می‌توان چنین بیان کرد که، تورم باعث کاهش انگیزه پس انداز و افزایش انگیزه تسهیلات گیرندگان به دلیل منفی شدن نرخ بهره حقیقی شده و سبب انحراف منابع مالی می‌شود. همین امر سبب کاهش منابع بانکی در مقابل افزایش مصارف به دلیل پرداخت تسهیلات و گسترش ریسک‌های بانکی می‌شود؛ نتیجه این فعل و انفعالات سبب کاهش ثبات بانکی خواهد شد.

۵-۲-۱. استحکام یافته‌های پژوهش

به منظور ارزیابی پایداری و اعتبار نتایج حاصل از مدل‌های پژوهش، تحلیل‌های تکمیلی با تغییر در اندازه نمونه آماری انجام شد. در این راستا، هر سه مدل پژوهش با اندازه نمونه متفاوت مجدداً برآورد گردیدند و نتایج در جدول (۷) ارائه شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که تغییر در حجم نمونه تأثیر معناداری بر نتایج مدل‌ها نداشته و نتایج حاصل از تحلیل‌های اولیه همچنان معتبر باقی مانده‌اند. علاوه بر این، به منظور بررسی بیشتر استحکام مدل‌ها، برخی از متغیرهای مستقل به صورت انتخابی به مدل‌ها اضافه یا از آن‌ها حذف شدند. نتایج حاصل از این تغییرات نیز نشان داد که ساختار مدل‌ها نسبت به تغییرات در متغیرهای وارد شده حساسیت قابل توجهی نداشته و نتایج اصلی پژوهش از پایداری مناسبی برخوردار هستند. با توجه به تمرکز مقاله بر نتایج اصلی، از ارائه جداول مربوط به این تحلیل‌های تکمیلی صرف نظر شده است.

این تحلیل‌های تکمیلی نشان می‌دهد که یافته‌های پژوهش از اعتبار و پایداری قابل قبولی برخوردار بوده و نتایج به دست آمده مستقل از تغییرات در اندازه نمونه و ساختار مدل می‌باشند.

جدول ۷: استحکام یافته‌های پژوهش
Table 7: Strength of research findings

متغیر مستقل	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
وقف مرتبه اول لگاریتم ثبات بانکی (Iz-score)	۰.۵۲۰۷۷ *	0.9965 *	0.5578 *
لگاریتم نااطمینانی اقتصادی (lwui)	-۰.۰۸۲۲ *	-	-
لگاریتم کیفیت نهادی (Linsq)	۰.۹۴۰۶ ****	-	-
لگاریتم ادراک فساد (Ici)	-۰.۴۶۶۳ *	-	-
لگاریتم اندازه بانک (Isize)	۰.۷۴۳۷ ***	0.0989 ****	-
نرخ رشد اقتصادی (gdpgr)	۰.۰۰۱۳	0.0014	0.0064

*	****	*	
-0.0805	-0.0454	-	لگاریتم ریسک اعتباری (LCR)
*	*		
-0.0542	-0.0980	-	لگاریتم ریسک نقدینگی (LLR)
*	*		
0.4291	0.2085	-	لگاریتم نرخ ارز حقیقی (logexr)
**	*		
-0.7843	-0.3026	-	نرخ تورم (inf)
*	*		
0.2584	-	-	لگاریتم قیمت نفت (loil)
*			
8.0366 (1.000)	8.8281 (1.000)	10.0768 (1.000)	Sargan test
-2.5962 (0.0094)	-2.7695 (0.0056)	-2.1458 (0.0319)	Ar(1)
1.9134 (0.5570)	0.0298 (0.9762)	-0.7437 (0.4570)	Ar(2)

(منبع: یافته‌های تحقیق). * معناداری در سطح ۰.۰۱، ** معناداری در سطح ۰.۰۵، *** معناداری در سطح ۰.۰۱، **** فاقد معنی‌داری آماری است.

۶. نتیجه‌گیری

ثبات نظام بانکی و شناسایی عوامل تأثیرگذار بر آن، یکی از چالش‌های است که در سال‌های اخیر توجه بسیاری از اندیشمندان و سیاست‌گذاران حوزه پولی و مالی را به خود جلب کرده است. همان‌طوری که وجود نظام بانکی با ثبات و با کارکرد مناسب برای رسیدن به رشد اقتصادی مطلوب الزامی است، نقطه مقابل آن، آثار سویی که عدم ثبات بانکی در سطح کلان اقتصادی و اثرات اجتماعی و سیاسی ناشی از درماندگی بخش بانکی و به تبع آن بحران‌های ایجادشده در نظام مالی دارد، قابل توجه است. بنابراین شناسایی عوامل تأثیرگذار بر ثبات نظام بانکی ضروری می‌باشد. طبق دیدگاه اقتصاددانان حوزه مالی کیفیت نهادهای یک کشور می‌تواند بر سطح ثبات بانکی تأثیرگذار باشد؛ برای این منظور، در این مطالعه به بررسی تأثیر کیفیت‌های نهادی که شامل شاخص حکمرانی، شاخص نااطمینانی اقتصادی و شاخص ادراک فساد در کنار عوامل درون بانکی و متغیرهای کنترلی بر ثبات نظام بانکی ایران، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM-SYS) در سه مدل مجزا و با استفاده از داده‌های ترازنامه‌ای مربوط به نمونه ۱۸ تایی از بانک دولتی و خصوصی در قالب داده‌های پانل برای دوره زمانی ۱۳۸۷ – ۱۴۰۱ ه‍.ش پرداخته شده است.

نتایج برآورد نشان داد که، شاخص ثبات بانکی (Z-Score) در هر سه مدل تحت بررسی، در هر دوره از شاخص ثبات بانکی دوره قبل، به‌طور مثبت و معناداری تأثیر می‌پذیرد. این نتایج ناسازگار با یافته‌های مطالعه «پاشازاده و همکاران (۱۴۰۱)» می‌باشد، ولی هم‌راستا با نتایج مطالعه حلاج و همکاران (۲۰۲۴) و هوانگ و همکاران (۲۰۲۴) می‌باشد. با توجه به این که مقدار ضریب وقفه اول ثبات بانکی کمتر از واحد است، بنابراین می‌توان اظهار کرد که

ثبات بانکی در ایران روند نوسانی داشته و به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود در صورت عدم واردشدن شوک، در حرکت خواهد بود.

برآورد مدل اول پژوهش، در قالب بررسی اثرات شاخص‌های مربوط به کیفیت نهادی دلالت بر این دارد که، در مجموع کیفیت نهادی به‌طور مثبت و معناداری بر ثبات بانکی تأثیرگذار است؛ به این طریق که، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی پایین مستلزم کیفیت نهادی قوی و سطوح پایین فساد است. این نتایج مشابه یافته‌های ایجاز سید و همکاران (۲۰۲۲)، حلاج و همکاران (۲۰۲۴)، هوانگ و همکاران (۲۰۲۴) و رستم‌زاده و همکاران (۱۳۹۷) می‌باشد. بنابراین، می‌توان اظهار کرد که، بهبود شاخص‌های کیفیت نهادی می‌تواند از طریق کاهش ریسک‌های سیستمی و اطلاعات نامتقارن به کاهش مطالبات غیر جاری منجر شده و ثبات نظام بانکی را افزایش دهد. از این‌رو، سیاست‌گذاران دولتی باید تلاش کنند فساد را کنترل کنند، حاکمیت قانون را تضمین کرده و شرایط نااطمینانی اقتصادی را تا حد ممکن در سطح پایین نگاه دارند تا از این طریق حمایت لازم از سپرده‌گذاران، تسهیلات‌گیرندگان و در نهایت از سرمایه‌گذاران به عمل آورند.

مدل دوم، در قالب اثرگذاری ریسک‌های بخش بانکی بر ثبات نظام بانکی برآورد گردید. به استناد مطالعات نظری پیشین (حقیقت و همکاران، ۱۴۰۱؛ گودرزی فراهانی و همکاران، ۱۴۰۱؛ رضایی و قرباب‌غلو شهابی، ۱۳۹۹؛ اسدی و همکاران، ۱۳۹۹؛ طاهری، ۱۳۹۹؛ رادفر و همکاران، ۱۳۹۸؛ بزرگ اصل و همکاران، ۱۳۹۷؛ کبیر حسن و همکاران، ۲۰۱۹؛ ژنگمگ چای و همکاران، ۲۰۲۲؛ دیجیال و زاقدودی، ۲۰۲۰) علاوه بر متغیرهای نهادی، ریسک‌های حوزه بانکی نیز از عوامل مهم و تأثیرگذار بر ثبات نظام بانکی می‌باشند. به واسطه رابطه منفی و معنی‌داری که بین ریسک‌های اعتباری و نقدینگی با ثبات بخش بانکی برآورد گردید، مدیریت ریسک نقدینگی و اعتباری، یا توانایی افزایش وجوه و انجام به موقع تعهداتی که سررسید آن‌ها فرارسیده است، قطعاً لازمه ادامه حیات بخش بانکی است. بنابراین، نیاز است مدیران و صاحبان بانک‌ها قبل از پرداخت وام به مشتریان خود، اقدام به اعتبارسنجی کنند. چرا که اعطای وام سبب افزایش تعهدات نقدی و به عبارتی افزایش ریسک نقدینگی شده و همچنین، در صورت عدم وصول به موقع وام‌های پرداختی، زمینه افزایش ریسک اعتباری و به تبع آن افزایش بی‌ثباتی بخش بانکی خواهد شد. این نتایج هم‌راستا با مطالعات نظری پیشین می‌باشد.

نتایج برآورد مربوط به اندازه بانک رفتار متفاوتی برای این متغیر در دو مدل مختلف نشان داد. به‌طوری که در مدل اول اندازه بانک رابطه مثبت و معنی‌داری با ثبات بانکی دارد. که نشان از این دارد که بهبود کیفیت نهادی می‌تواند منجر به تأثیرگذاری مثبت افزایش اندازه بانک در سطح بهینه اقتصادی بر ثبات بانکی داشته باشد. این نتایج هم‌راستا با مطالعه رادفر و همکاران (۱۳۹۸)، گودرزی فراهانی و همکاران (۱۴۰۱) و ها و نگوبن (۲۰۲۳) می‌باشد. در طرف مقابل، رابطه منفی و معناداری اندازه بانک با ثبات بانکی در مدل دوم نشان از اثرپذیری اندازه بانک از ریسک‌های اعتباری و نقدینگی داشته و بزرگ‌شدن اندازه بانک می‌تواند نوسان‌پذیری بخش بانکی را گسترش داده و ثبات بانکی را تحت تأثیر منفی قرار دهد. این نتایج، مشابه یافته‌های حلاج و همکاران (۲۰۲۴)، افشاری و همکاران (۱۴۰۱)، اسدی و همکاران (۱۳۹۷) و شاهچرا و نوربخش (۱۳۹۶) می‌باشد.

همچنین، نتایج برآورد نشان‌داد اثر متغیرهای کنترل کلان اقتصادی (قیمت نفت خام، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی و نرخ تورم) تأثیر معنی‌داری بر ثبات بخش بانکی داشته است؛ به‌طوری که قیمت نفت خام،

نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز حقیقی اثر مثبت و معنی‌داری بر ثبات دارند و نرخ تورم اثر منفی و معنی‌داری بر ثبات بانکی دارا می‌باشد. نتایج مربوط به برآورد مدل سوم هم‌سو با یافته‌های مطالعات آلباسکو (۲۰۲۲)، ایکه (۲۰۲۲)، نادعلیزاده و همکاران (۱۳۹۸) و صادقی و همکاران (۱۳۹۸) می‌باشد.

هم‌چنین، به‌منظور اطمینان از نتایج پژوهش، تست پایداری با تغییر اندازه نمونه آماری انجام شد. نتایج نشان از معتبر بودن یافته‌های پژوهش در هر سه مدل تحت آزمون بود.

به‌طور خلاصه، از آن‌جایی که اقتصاد ایران به واسطه روابط سیاسی و تحریم‌هایی که توسط جوامع بین‌الملل وضع شده است، همواره در معرض بروز انواع شوک‌های برون‌زا قرار دارد، از این‌رو، مقامات و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور باید تمهیدات لازم به‌منظور افزایش کیفیت نهادها را در دستور کار خود قرار بدهند تا از این طریق بتواند اولاً، ثبات بخش بانکی که لازمه رشد اقتصادی پایدار است را فراهم کنند. ثانیاً، می‌توانند با بهبود عملکرد بخش بانکی به وابسته بهبود ساختار نهادی کشور، به سرمایه‌گذاران خارجی سیگنال مثبت در مورد وضعیت بازارهای مالی در راستای تصمیم‌گیری خود در مورد قابلیت سرمایه‌گذاری ارسال کنند. بنابراین، بر اساس نتایج ارائه‌شده، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقداماتی شامل:

- ۱- تقویت نهادی ضد فساد؛
 - ۲- افزایش شفافیت در نظام مالی و اداری؛
 - ۳- تقویت استقلال بانک مرکزی به‌عنوان نهاد ناظر بانکی؛
 - ۴- پیاده‌سازی استانداردهای بین‌المللی مانند بازل ۳؛
 - ۵- ایجاد نظام هشدار سریع برای نظارت پیش‌گیرانه بر ریسک‌ها؛
 - ۶- تقویت دیپلماسی اقتصادی برای کاهش تحریم‌ها؛
 - ۷- خارج کردن اقتصاد از تک‌بعدی بودن و وابستگی به نفت؛
- در راستای بهبود ثبات صنعت بانک‌داری کشور انجام دهند.

سیاسگزاری

در پایان، نویسندگان مقاله بر خود لازم می‌دانند که از سر دبیر محترم و داوران ناشناس مقاله به خاطر ارائه نظرات، رفع نواقص و بهبود مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

به دلیل استخراج از رسال دکتری، نویسندگان اعلام می‌دارند نگارش توسط نویسنده سوم به راهنمایی نویسنده اول و دوم انجام‌شده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- احدی فر، علی رضا؛ رنج پور، رضا؛ کریمی، زهرا؛ و حقیقت، جعفر، (۱۴۰۱). «بررسی عوامل مؤثر بر اهرام بانکی در بانک های منتخب ایران؛ رهیافت مدل های میانگین گروهی با ضرایب ناهمگون». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۱(۸۱): ۴۴-۱۱. <https://doi.org/10.22054/joer.2022.61082.974>
- اسدی، زهرا، یاور، کاظم؛ و حیدری، حسن، (۱۳۹۷). «بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی ایران با استفاده از شاخص Z-score». *نشریه علمی سیاست گذاری اقتصادی*، ۱۲ (۲۲): <https://doi.org/10.22034/EPJ.2020.10430.1832>
- آشنا، ملیحه، (۱۳۹۹). «اثرات متقارن و نامتقارن ناطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول در ایران». *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۷(۱): ۲۷-۱. <https://doi.org/10.30465/ce.2020.6123>
- بیگلری، حمید، (۱۳۹۳). «درس هایی از بحران های بانکی برای سیستم مالی». *فصلنامه روند*، ۲۱ (۶۶): ۱۱-۳۴. <https://elmnet.ir/doc/358817-70255>
- پاشازاده، لیلا؛ اصغریور، حسین؛ سجودی، سکینه؛ و کریمی تکانلو، زهرا، (۱۴۰۲). «اثرات تعاملی سیاست های پولی و احتیاطی کلان بر ثبات سیستم بانکی، شواهدی از اقتصاد ایران». *فصلنامه علمی مدل سازی اقتصادی*، ۱۷(۶۱): ۱-۲۶. <https://doi.org/10.30495/eco.2023.1993582.2778>
- جنتی مشکانی، ابوالفضل؛ اربابیان، شیرین؛ و خجسته، زینب، (۱۳۹۵). «تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر ثبات و ریسک بانکی». *فصلنامه پژوهش های پولی - بانکی*، ۹(۲۹): ۵۱۱-۴۸۷. <https://jmbr.mbri.ac.ir/article-511-487-1-540-fa.pdf>
- جواهری، بختیار؛ احمدزاده، خالد؛ و شاهویسی، حمیرا، (۱۳۹۹). «بررسی تأثیر کیفیت نهادها بر توسعه مالی کشورهای در حال توسعه». *فصلنامه نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۷(۴): ۲۵۱-۲۷۰. <https://doi.org/10.22034/ECOJ.2021.40508.2669>
- جهانگردی، اسفندیار؛ و عبدالشاه، فاطمه، (۱۳۹۶). «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ثبات بانک های ایران». *سیاست گذاری اقتصادی*، ۱۸(۹): ۲۲۹-۲۰۵. <https://doi.org/10.29252/JEP.9.18.205>
- حیدرپور، افشین؛ و پورشهبی، فرشید، (۱۳۹۱). «تبیین آثار ناطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصاد (مطالعه موردی: ایران)». *مجلس و راهبرد*، ۱۹(۷۱): ۱۴۸-۱۲۵. <https://sid.ir/paper/224670/fa>
- خداپرست مشهدی، مهدی؛ فلاحتی، محمدعلی؛ و رجبزاده مغانی، ناهید، (۱۳۹۵). «بررسی نقش کیفیت نهادی بر توسعه مالی در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی». *فصلنامه اقتصاد پولی و مالی (دانش و توسعه سابق)*، ۲۲(۱۱): <https://doi.org/10.22067/pm.v23i11.19433>
- دستخط گشتی، سمانه؛ و گرجی زاده، داود، (۱۴۰۲). «بررسی نظریات شفافیت مالی و کیفیت نهادی در صنعت بانکداری». *فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت*، ۶(۸۰): ۳۹-۲۵. <https://ensani.ir/fa/article/542537/>
- سلمانی، بهزاد؛ و امیری، بهزاد، (۱۳۸۸). «توسعه مالی و رشد اقتصادی: مورد کشورهای در حال توسعه». *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۲۵-۱۴۵. <https://doi.org/10.22055/jqe.2009.10689>

- شاهچرا، مهشید، و نوربخش، فاطمه، (۱۳۹۵). «اندازه بانک و ثبات عملکرد بانکی در شبکه بانکی کشور». فصلنامه پژوهش های پولی- بانکی، ۹(۲۹): ۴۲۷-۴۵۶. <https://www.sid.ir/paper/263726/fa>
- عزیزی، زهرا؛ براری، آسیه؛ احمدپور کچو، علی، (۱۳۹۹). «تأثیر کیفیت نهادی بر توسعه مالی، مطالعه موردی: کشورهای در حال توسعه منطقه اوراسیا». دو فصلنامه مطالعات سیاست های اقتصادی، ۸(۱): ۲۴۷-۲۷۴. <https://doi.org/10.22096/esp.2021.122125.1324>
- کرمی، آرزو؛ و اسماعیل پورمقدم، هادی، (۱۴۰۳). «تأثیر فناوری مالی بر ثبات صنعت بانکداری در ایران». اقتصاد با ثبات، ۵: ۱۲۳-۱۵۰. <https://doi.org/10.22111/SEDJ.2024.48471.1463>
- گودرزی فراهانی، یزدان؛ عادلی، امیدعلی؛ و احمدی، مریم، (۱۴۰۱). «تأثیرپذیری ثبات بانکی از ریسک های نقدینگی و اعتباری در بانک های ایران؛ رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی». فصلنامه راهبرد مدیریت مالی دانشگاه الزهراء، ۱۰(۳۹): ۷۴-۵۵. <https://doi.org/10.22051/JFM.2023.40509.2696>
- محمدی، تیمور؛ ناظمان، حمید؛ و خداپرست، یونس، (۱۳۹۲). «بررسی رابطه علیت پویای بین توسعه مالی، باز بودن تجاری و رشد اقتصادی؛ مقایسه موردی دو کشور نفتی ایران و نروژ». فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، ۳(۱۰): ۱۵۸-۱۷۸. https://jiece.atu.ac.ir/article_537.html
- مشکین، فردریک اس، (۱۳۸۹). اقتصاد پول و بانکداری و بازارهای مالی، حسین قضاوی؛ موسسه عالی آموزش بانکداری ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. https://press.ibi.ac.ir/book_398108.html
- ملکیان، نظام الدین؛ و ایزدی، محمدرضا، (۱۳۹۴). «بررسی رابطه توسعه نظام مالی با رشد اقتصادی». فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، ۲۰(۶۲): ۱۳۹-۱۶۲. <https://doi.org/10.22054/ijer.2015.2493>
- مهرآرا، محسن؛ و بهلولوند، الهه، (۱۳۹۵). «بررسی عوامل مؤثر بر ریسک نقدینگی در صنعت بانکداری مبتنی بر رویکرد بیزین: مطالعه موردی بانک های ایران». پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۱۱(۲۲). <https://doi.org/10.22080/IEJM.2017.9744.1468>
- مهرگان، نادر؛ و کرامت فر، مهدی، (۱۳۹۳). سرمایه داری: خیزش، خیانت، خدمات. نشر نور علم. <https://agahbookshop.com>
- میرباقری هیر، میرناصر؛ ناهیدی امیرخیز، محمدرضا؛ و سیامک شکوهی، فرد، (۱۳۹۵). «ارزیابی ثبات مالی و تبیین عوامل مؤثر بر ثبات مالی بانک های کشور». فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی، ۴(۱۵): ۲۳-۴۲. <http://qjefep.ir/article-fa.html>
- میرزایی، اسماعیل؛ محمدی، تیمور؛ و شاکری، عباس، (۱۳۹۵). «رابطه متقابل مطالبات غیرجاری بانک ها و شرایط اقتصاد کلان: یک رویکرد خودرگرسیون برداری پانل». فصلنامه پژوهش های اقتصادی، ۱۶(۶۰): ۱۸۳-۲۲۰. <https://doi.org/10.22054/joer.2016.4205>
- نادعلیزاده، امه؛ کیانی، کامبیز؛ و حسینی، شمس الدین، (۱۳۹۸). «تأثیر حرکت های قیمت نفت بر وام های غیرجاری بانکی: مورد ایران». بازبینی کسبو کار و نفت، ۳: ۶۳-۷۸. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-44890-fa.html>
- Ahadifar, A., Ranjpour, R., Zahra, K. & Haghighat, J., (1401). "Study of factors affecting banking pyramids in selected Iranian banks; Group average models approach with

- heterogeneous coefficients,”. *Economic Research Journal*, 21 (81): 11-44. <https://doi.org/10.22054/joer.2022.61082.974> (In Persian).
- Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2018). “The World Uncertainty Index”. *Journal of Econometrics*, Data access from: <https://doi.org/10.3390/su14063238>.
- Albaity, M., Mallek, R. S. & Noman, A. H. M., (2019). “Competition and Bank Stability in the MENA Region: The Moderating Effect of Islamic Versus Conventional Banks”. *Emerging Markets Review*, 38: 310-325. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2019.01.003>
- Al-Khazali, O. M. & Mirzaei, A., (2017). “The impact of oil price movements on bank non-performing loans: Global evidence from oil-exporting countries”. *Emerging Markets Review*, 31: 193–208. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.05.006>
- Al-Khouri, R. & Arouri, H., (2016). “The simultaneous estimation of credit growth, valuation, and stability of the Gulf Cooperation Council banking industry”. *Econ. Syst.*, 40: 499–518. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2015.12.005>
- Alodayni, S., (2016). “Oil Prices, Credit Risks in Banking Systems and Macro-Financial Linkages across GCC Oil Exporters”. *International Journal of Financial Studies*: 1-14. <https://doi.org/10.3390/ijfs4040023>
- Anginer D., Demirguc-Kunt A. & Zhu M., (2012 a). “How does deposit insurance affect bank risk? Evidence from the recent crisis”. *Policy Research Working Paper Series*, 6289, The World Bank: 1-29. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.09.013>
- Arellano, M. & Bover, O., (1995). “Another look at the instrumental variable estimation of error component models”. *Journal of Econometrics*, 68: 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Arellano, M. & Bond, S., (1991). “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”. *Review of Economic Studies*, 97: 58-277. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Asadi, Z., Yavari, K. & Heydari, H., (2018). “Investigating the effects of liquidity and credit risk on Iranian banking stability using the Z-score index”. *Scientific Journal of Economic Policy*, 12 (22). <https://doi.org/10.22034/EPJ.2020.10430.1832> (In Persian).
- Ashna, M., (2019). “Symmetrical and asymmetric effects of economic uncertainty on money demand in Iran”. *Review of Iranian Economic*, 7(1): 1-27. <https://sid.ir/paper/1042439/fa> (In Persian).
- Azizi, Z., Barari, A. & Ahmadpour Kacho, A., (2019). “The Impact of Institutional Quality on Financial Development, Case Study: Developing Countries in the Eurasian Region”. *Bi-Quarterly Journal of Economic Policy Studies*, 8 (1): 247-274. <https://doi.org/10.22096/esp.2021.122125.1324> (In Persian).
- Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J., (2016). “Measuring Economic Policy Uncertainty”. *Q. J. Econ.*, 131: 1593–1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Baltagi, H. (2001). *Econometric analysis of panel data (2nd Ed)*. New York: John Wiley & Sons. <https://library.wbi.ac.id/repository/27.pdf>
- Baltagi, H., (2008). “Forecasting with Panel Data”. *Journal of Forecasting*: 153–173. <https://doi.org/10.1002/for>.
- Baral, K. J., (2005). “Health Checks up of Commercial banks in the Framework of CAMEL: a case study of joint Venture Banks in Nepal”. *The Journal of Nepalese Business Studies*, 1(2). <https://doi.org/10.52547/qjerp.30.101.271>

- Baum, C. F., Caglayan, M. & Xu, B., (2021). "The impact of uncertainty on financial institutions: A cross-country study". *International Journal of Finance & Economics*, 26(3): 3719–3739. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1983>
- Beckmann, J., Czudaj, L. R. & Arora, V., (2020). "The relationship between oil prices and exchange rates: Revisiting theory and evidence". *Energy Economics*, 88: 104772. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104772>
- Berg, N., Jordahl, H. & Elinder, M., (2009). "Trust and growth: A shaky relationship". *Empirical Economics*, 35(2): 251-74. <https://doi.org/10.1007/s00181-007-0158-x>
- Bermpei, T., Kalyvas, A. & Nguyen, T. C., (2018). "Does institutional quality condition the effect of bank regulations and supervision on bank stability? Evidence from emerging and developing economies". *International Review of Financial Analysis*, 59: 255–275, <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.06.002>
- Bermpei, T., Kalyvas, A., Nguyen, T. C., (2018). "Does institutional quality condition the effect of bank regulations and supervision on bank stability? Evidence from emerging and developing economies". *Int. Rev. Financ. Anal.*, 59: 255–275. [CrossRef] <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.110123>
- Biglari, H., (2014). "Lessons from Banking Crises for the Financial System". *Quarterly Journal of Trends*, 21 65(66): 11-34. <https://elmnet.ir/doc/358817-70255> (In Persian).
- Blackburne III E. F. & Frank, M. W., (2007). "Estimation of nonstationary heterogeneous panels". *Stata Journal*, 7: 197–208. <https://EconPapers.repec.org>
- Blundell, R. & Bond, S., (1998). "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models". *Journal of Econometrics*, 87: 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bordo, M. D., Duca, J. V. & Koch, C., (2016). "Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level U.S. evidence over several decades". *J. Financ. Stab.*, 26: 90–106. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2024.102539>
- Boyd, J., De Nicoló, G. & Jalal, A., (2006). "Bank risk-taking and competition revisited: new theory and new evidence". *IMF Working Paper*: 06/297. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.06.006>
- Bushman, R. & Williams, C., (2012). "Accounting discretion, loan loss provisioning and discipline of banks risk-taking". *Journal of Accounting and Economics*, 54: 1-18. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2012.04.002>
- Caglayan, M. & Xu, B., (2018). "Economic Policy Uncertainty Effects on Credit and Stability of Financial Institutions". *Bull. Econ. Res.*, 71: 342–347. <https://doi.org/10.1111/boer.12175>
- Claudiu Tiberiu Albuлесcu, (2022). *Bank financial stability and international oil prices: Evidence from listed Russian public banks*, <https://doi.org/10.1080/00128775.2022.2064876>
- Cong, R.-G., Wei, Y.-M., Jiao, J.-L. & Fan, Y., (2008). "Relationships between oil price shocks and stock market: an empirical analysis from China". *Energy Policy*, 36: 3544–3553. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.06.006>
- Davies, R., Richardson, P., Katinaite, V. & Manning, M. J., (2010). "Evolution of the UK banking system". *Bank of England Quarterly Bulletin*, 50(4): 321–332. <https://www.bankofengland.co.uk/>

- Demircuc-Kunt A., Detragiache E., (2002). “Does deposit insurance increases banking system stability? An empirical investigation”. *Journal of Monetary Economics*, 49: 1373–1406. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00171](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00171)
- Djebali, N. & Zaghdoudi, K., (2020). “Threshold effects of Liquidity Risk and Credit Risk on Bank Stability in the MENA region”. *Journal of Policy Modeling*, <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2020.01.013>
- Drobetz, W., El Ghoul, S., Guedhami, O. & Janzen, M., (2018). “Policy uncertainty, investment, and the cost of capital”. *J. Financ. Stab.*, 39: 28–45. <https://doi.org/10.1007/s11156-022-01046-y>
- Engle, J. H. & Granger, C. W. J., (1991). *Co- integration and Error Correction: Relationships, Estimation and testing in Long-run Economic Relationships*. New York: Oxford University Press. <https://global.oup.com>
- Essid, Z., Boujelbene, Y. & Plihon, D., (2014). “Institutional quality and banking instability: cross-countries evidence in emerging countries”. *Working Papers*, 56: 56251. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/56251>
- Fazio, D. M., Silva, T. C., Tabak, B. M. & Cajueiro, D. O., (2018). “Inflation targeting and financial stability: Does the quality of institutions matter?”. *Econ. Model.*, 71: 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.09.011>
- Goodarzi Farahani, Y., Adeli, O. A. & Ahmadi, M., (2014). “The Impact of Banking Stability on Liquidity and Credit Risks in Iranian Banks; Panel Smooth Transition Regression Approach”. *Quarterly Journal of Financial Management Strategy, Alzahra University*, 10(39): 55-74. <https://doi.org/10.22051/JFM.2023.40509.2696> (In Persian).
- Gugler, K., Mueller, D. C., Peev, E. & Segalla, E., (2013). “Institutional determinants of domestic and foreign subsidiaries’ performance”. *International Review of Law and Economics*, 34: 88–96. <https://doi.org/10.1016/j.iRL.2013.01.003>
- Gulen, H. & Ion, M., (2016). “Policy uncertainty and corporate investment”. *J. Rev. Financ. Stud.*, 29 (3): 523–564.
- Halaç, U., Durak, M. G. & Çelik, İ., (2024). “The Effect of Institutional Quality on Banking Performance in Emerging Countries”. *Panoeconomicus*: 1–27. <https://doi.org/10.2298/PAN220106016H>
- Hamilton, J. D., (1996). “This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship”. *Journal of Monetary Economics*, 38: 215–220. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(96\)01282-2](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(96)01282-2)
- Hamilton, J. D., (2003). “What is an oil shock?”. *Journal of Economics*, 113: 363–398. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00207-5](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00207-5)
- Hesse, H. & Čihák, M., (2007). “Cooperative banks and Önancial stability”. *IMF Working Paper*, 07/02. https://www.policyuncertainty.com/wui_quarterly.html
- Hesse, H. & Poghosyan, T., (2016). “Oil prices and bank profitability: evidence from major oil exporting countries in the Middle East and North Africa”. *IMF Working Paper*, 09/220. https://doi.org/10.1057/978-1-137-52246-7_12
- Heydarpour, A. & Pourshahabi, F., (2012). “Explaining the Effects of Economic Uncertainty on Macroeconomic Variables (Case Study: Iran)”. *Majles va Rhadhab*, 19(71): 125-148. <https://sid.ir/paper/224670/fa> (In Persian).
- Hoffmann, P., (2011). “Determinants of the profitability of the US banking industry”. *International Journal of Business and Social Science*, 2: 22-45. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.06.006>

- Hou, X. & Wang, Q., (2016). "Institutional quality and banking marketization and bank stability: Evidence from China". *Economic Systems*, 40: 539-551. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2016.01.003>
- Hou, X. & Wang, Q., (2016). "Institutional quality, banking marketization, and bank stability: evidence from China". *Economic Systems*, 40 (4): 539–551, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2016.01.003>.
- Im, K., Pesaran, M. H. & Shin, Y., (1997). *Testing for unit roots in heterogeneous panels*. University of Cambridge. [http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304-4076\(03\)00092-7](http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304-4076(03)00092-7)
- Jahangardi, E. & Abdolshah, F., (2017). "The Impact of Macroeconomic Variables on the Stability of Iranian Banks". *Economic Policy*, 18(9): 205-229. <https://doi.org/10.29252/JEP.9.18.205> (In Persian).
- Jannati Meshkani, A., Arbabian, Sh. & Khojasteh, Z., (2016). "The impact of macroeconomic factors on banking stability and risk". *Quarterly Journal of Monetary and Banking Research*, 9(29): 487-511. <https://sid.ir/paper/263729/fa> (In Persian).
- Javaheri, B., Ahmadzadeh, Kh. & Shahvaisi, H., (2019). "Investigating the impact of institutional quality on financial development in developing countries". *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 7(4): 251-270. <https://doi.org/10.22034/ECOJ.2021.40508.2669> (In Persian).
- Jokipii, (2010). "The Impact of Banking Sector Stability on the Real Economy". *Journal of International Money and Finance*. 32: 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.02.008>
- Karami, A. & Esmaeil Pourmoghaddam, H., (2014). "The Impact of Financial Technology on the Stability of the Banking Industry in Iran". *Stable Economy*, (5): 123-150. <https://doi.org/10.22111/SEDJ.2024.48471.1463> (In Persian).
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Mastruzzi, M., (2011). "The worldwide governance indicators: methodology and analytical issues". *Hague Journal on the Rule of Law*, 3(2): 220-246. <https://doi.org/10.1017/S1876404511200046>
- Khandelwal, P., Miyajima, K. & Santos, A. O., (2016). "The impact of oil prices on the banking system in the GCC". *IMF Working Paper*, WP/16/161. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3325838>
- Khanh, H., Son, T., Dat, N. & Liem, N., (2024). "Bank capital, institutional quality and bank stability: international evidence". *International Journal of Revenue Management, Inderscience Enterprises Ltd*, 14(1): 33-53. <https://doi.org/10.1504/IJRM.2024.135965>
- Khodaparast Mashhadi, M., Fallahi, M. A. & Rajabzadeh Moghani, N., (2016). "A study of the role of institutional quality on financial development in selected member countries of the Organization of the Islamic Conference". *Quarterly Journal of Monetary and Financial Economics (formerly Knowledge and Development)*, 11 (22): <https://doi.org/10.22067/pm.v23i11.19433> (In Persian).
- Kilian, L., (2008). "The economic effects of energy price shocks". *Journal of Economic Literature*, 46: 871–909. <https://doi.org/10.1257/jel.46.4.871>
- Klomp, J. & Haan, J., (2014). "Bank regulation and the quality of institutions and banking risk in emerging and developing countries". *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(6): 19- 40. DOI:10.1080/1540496X.2014.1013874
- Law, S. H. & Azman-Saini, W. N. W., (2008). *The quality of institutions and financial development*. https://mpira.ub.uni-muenchen.de/12107/1/MPRA_paper_12107.pdf

- Lee, C.-C. & Lee, C.-C., (2019). "Oil price shocks and Chinese banking performance: Do country risks matter?". *Energy Economics*, 77: 46–53. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.01.010>
- Lee, C.-C., Lee, C.-C. & Ning, S.-L., (2017). "Dynamic Relationship of Oil Price Shocks and Country Risks". *Energy Economics*, 66(C): 571-581. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.01.028>
- Lho, K. & Cabuay, J., (2005). "Corruption in the Korean public and private sectors". In: Nicholas Tarling (Ed.), *Corruption and Good Governance in Asia*, New York, Routledge <https://doi.org/10.4324/9780203029343>
- Mabkhot, H. & Al-Wesabi, H. A. H. Banks', (2022). "Financial Stability and Macroeconomic Key Factors in GCC Countries". *Sustainability*, 14: 15999. <https://doi.org/10.3390>.
- Malekian, N. & Izadi, M. R., (2015). "Investigating the relationship between financial system development and economic growth". *Iranian Economic Research Quarterly*, 20, (62): 139-162. <https://doi.org/10.22054/ijer.2015.2493> (In Persian).
- Manuscript Gashti, S. & Gorjizadeh, D., (2023). "A Study of the Theories of Financial Transparency and Institutional Quality in the Banking Industry". *Quarterly Journal of Accounting and Management Perspectives*, 6 (3): 25-39. <https://ensani.ir/fa/article/542537/> (In Persian).
- Mare, D. S. Moreira, F. & Rossi, R., (2017). "Nonstationary Z-score Measures". *European Journal of Operational Research*, 260(1): 348-358. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2016.12>.
- Mehrara, M. & Bahlolvand, E., (2015). "Factors affecting the credit risk of banks in Iran". *Economic studies and policies*, 11(2): 27-26. <https://doi.org/10.22051/jfm.2023.40509.2696> (In Persian).
- Mehrara, M. & Behlulvand, E., (2016). "Investigating the factors affecting liquidity risk in the banking industry based on the Bayesian approach: A case study of Iranian banks". *Journal of Macroeconomics*, 11(22): <https://doi.org/10.22080/IEJM.2017.9744.1468> (In Persian).
- Mehregan, N. & Keramatfar, M., (2016). *Capitalism: Rise, Betrayal, Services*. Noor Alam Publishing. <https://agahbookshop.com> (In Persian).
- Meshkin, F. S., (2010). *Economics of Money and Banking and Financial Markets*. Hossein Ghazawi; Higher Institute of Banking Education of Iran, Central Bank of the Islamic Republic of Iran. https://press.ibi.ac.ir/book_398108.html
- Miah, M., Kabir, N. & Md Safiullah, Md., (2020). "Switching costs in Islamic banking: The impact on market power and financial stability". *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 28: 100-112. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100409>
- Michael, A., (2015). "The impact of bank size and funding risk on bank stability". *Cogent Economics & Finance*, 3(1): 1111489. <https://doi.org/10.1080/23322039.2015.1111489>
- Mirbagheri Hir, Mir-N., Nahidi Amirkhiz, M. R. & Shokoofard, S., (2016). "Assessing financial stability and explaining the factors affecting the financial stability of the country's banks". *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, 4(15): 23-42. <http://qjefp.ir/article-1-444-fa.html> (In Persian).
- Mirzaei, E., Mohammadi, T. & Shakeri, A., (2016). "The Relationship between Bank Non-Performing Loans and Macroeconomic Conditions: A Panel Vector Autoregression

Approach". *Quarterly Journal of Economic Research*, 16(60): 183-220. <https://doi.org/10.22054/joer.2016.4205> (In Persian).

- Miyajima, K., (2017). "An empirical investigation of oil-macro-financial linkages in Saudi Arabia". *Review of Middle East Economics and Finance*, 13(2). <https://doi.org/10.1515/rmeef-2017-0018>.

- Mohammadi, T., Nazman, H. & Khodaparast, Y., (2013). "Investigating the dynamic causal relationship between financial development, trade openness and economic growth; A case comparison of two oil-producing countries: Iran and Norway". *Iranian Energy Economics Quarterly*, 3(10): 178-151. https://jiec.atu.ac.ir/article_537.html (In Persian).

- Nadalizadeh, A., Kiani, K. & Hosseini, Sh., (2019). "The Impact of Oil Price Movements on Bank Non-Performing Loans: The Case of Iran". *Business and Oil Review*, (3): 63-78. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-44890-fa.html> (In Persian).

- Ngepah, N., Margarida Liandra Andrade da Silva, and Charles Shaaba Saba. (2022). "The Impact of Commodity Price Shocks on Banking System Stability in Developing Countries". *Economies*, 10: 91. <https://doi.org/10.3390/economies10040091>.

- North, D., (1996). "Institutions, Organizations and market competition". *Working Paper*, 9612005. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:wpa:wuwpeh:9612005>

- Olokoyo, F., Ibhagui, O., Babajide, A. & Yinka-Banjo, C., (2021). "The impact of macroeconomic variables on bank performance in Nigeria". *Sav. Dev.*, 43: 31-47.

- Pashazadeh, L., Asgharpour, H., Sojoodi, S. & Karimi Tekanloo, Z., (2013). "Interactive Effects of Monetary and Macprudential Policies on the Stability of the Banking System, Evidence from the Iranian Economy". *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 17(61): 1-26. <https://doi.org/10.30495/eco.2023.1993582.2778> (In Persian).

- Pesaran, M. H., (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265- 312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>

- Pesaran, M. H., (2015). *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press.

- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P., (1999). "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels". *Journal of American Statistics Association*, 94: 621-634. <https://doi.org/10.2307/2670182>

- Rahmatina, A. & Kasri, Ch.A., (2020). "Do Islamic banks more stable than conventional banks? Evidence from Indonesia". *Jurnal Ekonomi & Keuangan Islam*, 6 (2): 149-164. <https://doi.org/10.20885/jeki.vol6.iss2.art6>

- Rodrik, D., Subramanian, A. & Trebbi, F., (2005). "Institutions Rule: the Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development". *Journal of Economic Growth*, 9(2): 131-165. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02189.pdf>

- Salmani, B. & Amiri, B., (2009). "Financial Development and Economic Growth: The Case of Developing Countries". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 125-145. <https://doi.org/10.22055/jqe.2009.10689> (In Persian).

- Schinasi, J. G., (2004). *Safeguarding financial stability: Theory and practice*. International Monetary Fund. <https://www.imf.org/External/Pubs/NFT/2005/SFS/eng/sfs.pdf>

- Shahchera, M. & Nourbakhsh, F., (2016). "Bank Size and Stability of Bank Performance in the Country's Banking Network". *Quarterly Journal of Monetary and Banking Research*, 9(29): 427-456. <https://www.sid.ir/paper/263726/fa> (In Persian).
- Syed, A. A., Kamal, M. A., Ullah, A. & Grima, S., (2022). "An Asymmetric Analysis of the Influence That Economic Policy Uncertainty, Institutional Quality, and Corruption Level Have on India's Digital Banking Services and Banking Stability". *Sustainability*, 14: 3238. <https://doi.org/10.3390/su14063238>.
- Tankoyeva, V., Bazzana, F. & Gabriele, R., (2018). *The Stability of the Financial System: An Analysis of the Determinants of Russian Bank Failures*, Research Handbook of Investing in the Triple Bottom Line, 114. RePEc: elg: eechap:17813_6
- Uddin, A., Chowdhury, M. A. F., Sajib, S. D. & Masih, M., (2020). "Revisiting the impact of institutional quality on post-GFC bank risk-taking: evidence from emerging countries". *Emerging Markets Review*, 42: 100659, <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2019.100659>.
- Van Duuren, T., de Haan, J. & Van Kerkhoff, H., (2020). "Does institutional quality condition the impact of financial stability transparency on financial stability?". *Appl. Econ. Lett.*, 27: 1635–1638. <https://doi.org/10.1080/13504851.2019.1707762>
- Veblen, T. & Mills, C. W., (2017). *The theory of the leisure class*. Routledge. <https://moglen.law.columbia.edu/LCS/theoryleisureclass.pdf>
- Voghouei, H., Azali, M. & Law, S. H., (2011). "Does the political institution matter for financial development?". *Economic Papers: A Journal of Applied Economics and Policy*, 30 (1): 77–98, <https://doi.org/10.1111/j.1759-3441.2011.00095.x>.
- Westerlund, J., (2005). "New simple tests for panel cointegration". *Econometric Reviews*, 24(3): 297-316. <http://www.tandfonline.com/pricing/journal/LECR20>
- William, H. G., (2012). *Econometric Analysis, Seventh Edition*.
- Yudaruddin, R., Ulfah, Y. & Lesmana, D., (2024). "The Impact of Bank Competition and Institutional Quality on Bank Stability: International Evidence". *Economic Alternatives, University of National and World Economy, Sofia, Bulgaria*, 4: 767-780, December. RePEc: nwe: eajour: y: 2024: i: 4: 767-780
- Dao Ha & Yen Nguyen, (2023). "Institutional quality's influence on financial inclusion' impact on bank stability". *Cogent Economics & Finance, Taylor & Francis Journals*, 11(1): 2190212-219.

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2025 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

The Effect of Minimum Parking Requirements on Hosing Price (Case Study: Selected Districts of Tehran)

Majid Afsharirad¹ , Mohsen Ebrahimi² , Seyed Pooria Moosavi³ 

Type of Article: Research

 <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30673.3777>

Received: 2025/03/13; Revised: 2025/04/26; Accepted: 2025/05/05

Pp: 103-138

Abstract

The housing issue has been one of the most important concerns of humanity in the past century. Housing prices have continuously increased exponentially due to various reasons, making homeownership increasingly difficult over time. This study examines the impact of restrictive regulations on housing prices. Specifically, it investigates the relationship between the minimum parking requirement and housing prices while proposing policy alternatives to replace this regulation. The methods employed in this research include descriptive statistics for variable analysis and inferential statistics, specifically stepwise ordinary least squares regression, to determine the relationships between variables. The data is divided into two categories: survey data collected from 384 questionnaires distributed among real estate market participants in Tehran and transaction data comprising 62,419 residential property sales from December 2021 to December 2022. The findings indicate that the minimum parking requirement has led to a 2% to 8% increase in housing prices. The distributed questionnaire assessed market participants' opinions on alternative policies to reform the minimum parking requirement, and ultimately, the most effective replacement policies were selected.

Keywords: Parking, Housing, Minimum Parking Requirement, Housing Pricing, Urban Planning Regulations.

JEL Classification: C21, R28, R38, R32.

1. Associate Professor, Department of Public Affairs Economics, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran (Corresponding Author). **Email:** m.feshari@khu.ac.ir

2. Associate Professor, Department of Public Affairs Economics, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.

3. M.A. Graduate in Housing Economics, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.

Citations: Afsharirad, M., Ebrahimi, M. & Mosavi, S. P., (2025). "The Effect of Minimum Parking Requirements on Hosing Price (Case Study: Selected Districts of Tehran, Iran)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 14(54): 103-138. <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30673.3777>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6052.html?lang=en

1. Introduction

Urban centers worldwide are experiencing rapid population growth and intensified demand for housing, leading to complex challenges in housing affordability and urban planning. In Tehran, as in many megacities, skyrocketing housing prices have become a critical issue. Among the multiple factors influencing housing costs, municipal regulations particularly those enforcing minimum parking requirements have garnered significant attention. Minimum parking policies are generally implemented with the intent to manage traffic flow, ensure road safety, and encourage orderly urban development. However, these policies also have the unintended consequence of increasing construction costs, thereby exerting upward pressure on housing prices.

In recent decades, a growing body of literature has examined the relationship between parking policies and housing market dynamics. International studies have noted that stringent parking regulations can raise development costs by as much as 10–30% and may lead to a reduction in the supply of affordable housing by disincentivizing the construction of smaller units. In Tehran, the adoption of similar policies has sparked debate among urban planners, real estate developers, and policymakers regarding their impact on market equilibrium. This research aims to fill an important gap by empirically assessing the direct and indirect effects of minimum parking requirements on housing prices in selected areas of Tehran.

The core objective of this study is twofold. First, it investigates how the presence and characteristics of parking mandated by municipal codes affect the pricing of residential properties. Second, it explores alternative policy frameworks, such as imposing maximum parking limits or offering public parking facilities, which may alleviate the negative externalities associated with the current parking policy.

2. Method

The study uses two main data sources. First, over 62,000 Tehran housing transactions from late 1400 to late 1401, including area, location, age, and amenities (parking, elevators, storage). Second, a survey of 384 market participants—developers, agents, planners—captured views on parking regulations' impact on construction costs and housing demand, along with policy recommendations.

The hedonic pricing model estimates how property features affect price, with OLS regression isolating parking's effect while controlling for other factors such as area, age, and location. Stepwise selection refines the model.

Diagnostic tests addressed econometric issues: Variance inflation factors (VIFs) ruled out multicollinearity; Breusch–Pagan and White tests detected heteroscedasticity, corrected with robust standard errors; Grubbs' test identified outliers, which were excluded to improve reliability.

3. Model Specification

The housing market was segmented into two groups based on property area, and separate hedonic pricing models were estimated for each group.

For properties with an area of less than 85 m², the final regression model is specified as:

$$(1) \log(\text{Price}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(\text{Area}) + \beta_2 \cdot \text{District_Two} + \beta_3 \cdot \text{District_Four} + \beta_4 \cdot \text{District_Five} + \beta_5 \cdot \text{District_Ten} + \beta_6 \cdot \text{District_Fifteen} + \beta_7 \cdot \text{Basement} + \beta_8 \cdot \text{Elevator} +$$

$$\beta_9 \cdot \text{Parking} + \beta_{10} \cdot \log(\text{Age}) + \beta_{11} \cdot \text{Bathrooms_Foreign} + \beta_{12} \cdot \text{Bathrooms_Iranian} + \beta_{13} \cdot \text{Tower} + \varepsilon$$

For properties with an area between 85 and 155 m², the model is specified as:

$$(2) \log(\text{Price}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(\text{Area}) + \beta_2 \cdot \text{District_Two} + \beta_3 \cdot \text{District_Four} + \beta_4 \cdot \text{District_Five} + \beta_5 \cdot \text{District_Eleven} + \beta_6 \cdot \text{District_Fifteen} + \beta_7 \cdot \text{Basement} + \beta_8 \cdot \text{Elevator} + \beta_9 \cdot \text{Parking} + \beta_{10} \cdot \log(\text{Age}) + \beta_{11} \cdot \text{Bathrooms_Foreign} + \beta_{12} \cdot \text{Bathrooms_Iranian} + \beta_{13} \cdot \text{Gym_Facility} + \varepsilon$$

Notes:

- The logarithmic transformation of both Price and Area allows the coefficients to be interpreted as elasticities.
- District variables are coded as dummy variables to capture locational effects.
- The additional variables (Basement, Elevator, Parking, Bathrooms, Tower, and Gym Facility) represent property-specific features that contribute to the overall market value.
- ε represents the error term.

Qualitative Analysis: In addition to the quantitative assessment, the survey responses are analyzed using descriptive statistics and content analysis techniques. This mixed-method approach allows for the triangulation of findings, wherein the statistical significance of the parking variable in the regression model is cross-validated by the perceptions of industry experts. These qualitative insights further inform the discussion on policy implications and help to contextualize the quantitative results within broader urban planning debates.

4. Discussion

The analysis of both housing transaction data and survey responses yields several noteworthy results. Quantitatively, the hedonic pricing model indicates that the inclusion of a parking facility on a residential property is associated with a price premium ranging between 2% and 8%. This premium varies by property size and district, suggesting that the effect of parking is more pronounced in high-density areas where land costs are elevated. The regression analysis demonstrates that, even after controlling for other key variables such as property area, age, and additional amenities (e.g., elevators and storage), the parking variable remains statistically significant. In particular, the logarithmic transformation of the area and price variables provides elasticities that underscore a robust positive relationship larger and newer properties command higher prices.

Moreover, diagnostic tests such as the Breusch–Pagan and White tests confirm that while heteroscedasticity is present in the raw data, the application of robust standard errors adequately addresses the issue. Variance inflation factors (VIF) indicate that multi collinearity among the independent variables is not a significant concern. Additionally, outlier detection using Grubbs' test has allowed for the refinement of the dataset.

Qualitatively, responses from over 384 market participants including developers, real estate agents, and urban planners reinforce the quantitative findings. A significant majority of respondents noted that the mandatory construction of parking spaces not only raises development costs but also influences developers' decisions regarding unit size and design. This feedback further suggests that strict parking policies can inadvertently contribute to a reduction in the supply of affordable housing, as developers may opt to construct larger, more premium units to absorb the increased costs.

5. Conclusion

This study's findings have important implications for urban policy and housing market regulation in Tehran. The evidence clearly indicates that while minimum parking policies aim to enhance urban mobility and safety, they also contribute to higher housing prices by increasing construction costs and shifting market supply dynamics.

Key conclusions include:

- **Policy Trade-offs:** Minimum parking requirements, although designed to improve traffic management and urban safety, inadvertently elevate housing costs. Policymakers must balance these regulatory objectives with the need to maintain housing affordability in a competitive urban environment.
- **Alternative Policy Approaches:** To mitigate the unintended upward pressure on housing prices, alternative strategies should be considered. These may include the implementation of maximum parking limits, investment in public parking facilities, or enhanced public transportation infrastructure. Such measures could help lower construction costs and moderate the housing price premium associated with parking.
- **Urban Development Implications:** In densely populated areas like Tehran, revising parking regulations could lead to a more efficient use of limited urban land. A flexible regulatory framework that adapts to local market conditions could incentivize developers to optimize space usage and increase the overall supply of affordable housing units.
- **Directions for Future Research:** The study opens avenues for further research into the long-term effects of parking policies on urban development. Future studies could examine the impact of these policies over a longer time horizon, across multiple cities, or in conjunction with other urban infrastructure investments, to fully capture their broader economic and social implications.

In summary, the research provides robust evidence that minimum parking requirements have a statistically significant and economically meaningful impact on housing prices in Tehran. By carefully weighing these findings, urban planners and policymakers can design more balanced regulatory frameworks that promote both efficient urban mobility and affordable housing. This extended abstract, together with Part 1, outlines the methodology, key findings, and policy implications, offering valuable insights for sustainable urban development in Tehran and similar metropolitan areas.

Acknowledgements

Finally, the authors would like to express their gratitude to the anonymous referees of the journal for their valuable input and contribution to the improvement and depth of the article.

Observation Contribution

Pooria Moosavi was responsible for problem formulation, data collection, and all analytical computations (50%). Majid Afsharirad contributed to model selection and literature review (30%). Mohsen Ebrahimi provided critical revisions and methodological suggestions during the review phase (20%).

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ چاپی الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۴ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



تأثیر سیاست‌های حداقل پارکینگ بر قیمت مسکن (مطالعه موردی مناطق منتخب شهر تهران)

مجید افشاری‌راد^۱، محسن ابراهیمی^۲، سید پوریا موسوی^۳

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30673.3777>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۲۳، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۲/۰۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۱۶

صص: ۱۳۸-۱۰۳

چکیده

مسئله مسکن، ازجمله مهم‌ترین مسائل انسان در صد سال اخیر است. قیمت مسکن همواره به صورت تصاعدی به دلایل مختلف افزایش پیدا کرده و تهیه آن در طول زمان دشوارتر شده است. موضوع این پژوهش بررسی اثرگذار بودن قوانین محدودکننده بر قیمت واحدهای مسکونی است. در این پژوهش رابطه بین قانون حداقل پارکینگ و قیمت واحدهای مسکونی بررسی و پیشنهادهای سیاستی در جهت جای‌گزین کردن یا تسهیل این قانون ارائه شده است. روش‌های به کار رفته در این تحقیق شامل آمار توصیفی، جهت تعیین ارتباط بین متغیرها از آمار استنباطی و رگرسیون حداقل مربعات معمولی گام به گام استفاده می‌شود. داده‌ها به دو دسته تقسیم می‌شوند: داده‌های به دست آمده از پرسش‌نامه‌های توزیع شده بین فعالان بازار مسکن شهر تهران که شامل ۳۸۴ پرسش‌نامه و داده‌های ۶۲۴۱۹ معامله واحدهای مسکونی از آذر ۱۴۰۰ تا آذر ۱۴۰۱ ه.ش. از مرکز ثبت معاملات املاک و مستغلات می‌شود. طبق یافته‌های پژوهش قانون حداقل پارکینگ منجر به افزایش بین ۲ تا ۸ درصدی در قیمت واحدهای مسکونی شده است. در پرسش‌نامه توزیع شده، نظرات فعالان بازار مسکن درباره سیاست‌های جای‌گزین جهت اصلاح قانون حداقل پارکینگ گردآوری و در این پژوهش ارائه شد.

کلیدواژگان: مسکن، قانون حداقل پارکینگ، قیمت‌گذاری مسکن، قوانین شهرسازی.

طبقه‌بندی JEL: C21, R28, R38, R32.

۱. دانشیار گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

Email: m.feshari@khu.ac.ir

۲. دانشیار گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

Email: ebrahimi@khu.ac.ir

۳. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد مسکن، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

Email: pmosavi@gmail.com

۱. مقدمه

در دهه‌های اخیر، رشد سریع شهرنشینی و افزایش تقاضا برای مسکن، به‌ویژه در کلان‌شهرهایی چون تهران، فشار زیادی بر بازار املاک وارد کرده و چالش‌های متعددی را در حوزه تأمین مسکن مناسب ایجاد کرده است. مسکن، به‌عنوان یکی از اساسی‌ترین نیازهای بشری، نه‌تنها بر رفاه خانوارها و امنیت اجتماعی تأثیر دارد، بلکه نقش مهمی در ثبات اقتصادی و توسعه پایدار شهری ایفا می‌کند (پتراکوسکا و همکاران^۱، ۲۰۲۰). با توجه به محدودیت‌های موجود در زمین‌های شهری و افزایش هزینه‌های ساخت‌وساز، دسترسی به مسکن مقرون به‌صرفه برای بخش زیادی از جامعه دشوار شده است. در این راستا، شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و تحلیل سیاست‌های مؤثر در بازار املاک، از جمله مواردی است که توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان شهری را به خود جلب کرده است (کوک و همکاران^۲، ۲۰۱۴).

یکی از عوامل مهمی که بر هزینه‌های ساخت و در نتیجه بر قیمت نهایی مسکن تأثیر می‌گذارد، الزامات قانونی حداقل پارکینگ است. این قوانین، که در بسیاری از شهرهای بزرگ با هدف کنترل تراکم ترافیک و بهبود دسترسی به فضاهای پارکینگ تدوین شده‌اند، اغلب منجر به افزایش هزینه‌های ساخت‌وساز و کاهش عرضه واحدهای مسکونی کوچک و ارزان‌قیمت می‌شود. در پژوهش‌های بین‌المللی، تأثیرات اقتصادی و اجتماعی قوانین حداقل پارکینگ بر قیمت مسکن و سایر شاخص‌های مسکونی به‌خوبی نشان داده شده است. برای مثال، پژوهش «فرانکو»^۳ و همکاران^۴ (۲۰۲۰) در شهر لس‌آنجلس نشان داد که این قوانین هزینه‌های ساخت‌وساز واحدهای مسکونی را تا ۳۰ درصد افزایش می‌دهند و موجب مهاجرت سازندگان به حومه‌های شهر می‌شوند؛ در نتیجه، تمرکز جمعیتی در مراکز شهری کاهش یافته و قیمت مسکن در این مناطق افزایش می‌یابد.

پژوهش آن‌جام‌شده نشان می‌دهد که قوانین حداقل پارکینگ علاوه بر اثرگذاری بر قیمت مسکن، تأثیرات جانبی بر سایر جنبه‌های اقتصادی و اجتماعی نیز دارند. یکی از نتایج غیر مستقیم این قوانین، افزایش انگیزه برای مالکیت خودروهای شخصی و در نتیجه افزایش تراکم ترافیک شهری و آلودگی محیطی است. داده‌های حاصل از پرسش‌نامه‌های توزیع شده میان فعالان بازار مسکن نیز نشان می‌دهد که بسیاری از سازندگان و بنگاه‌داران مسکن، الزام به تأمین پارکینگ را به‌عنوان یک عامل محدودکننده برای توسعه مسکن ارزان‌قیمت و کوچک قلمداد می‌کنند. به‌عنوان راهکاری جای‌گزین، پیشنهاداتی چون تعیین سقف حداکثر پارکینگ به‌جای حداقل پارکینگ و تأمین تسهیلاتی برای استفاده از حمل‌ونقل عمومی و دوچرخه، به‌عنوان راهکارهای کاهش فشار بر سازندگان و ارتقاء کارایی قوانین شهری مطرح شده‌اند (گیب و همکاران^۵، ۲۰۲۰؛ و اندرسون و همکاران^۶، ۲۰۱۶).

هدف از این پژوهش، ارائه یک ارزیابی جامع از تأثیر قوانین حداقل پارکینگ بر قیمت مسکن در مناطق با بیشترین تعداد معاملات مسکن^۶ به ترتیب نزولی ۲، ۴، ۵، ۱۰، ۱۱ و ۱۵ شهر تهران و بررسی راهکارهای جای‌گزین به منظور بهبود بازار مسکن و کاهش فشار مالی بر خریداران است. با تحلیل داده‌های معاملات مسکن و مقایسه آن‌ها با یافته‌های پرسش‌نامه، تلاش شده است تا تصویر جامعی از وضعیت کنونی بازار مسکن و موانع ناشی از سیاست‌های فعلی پارکینگ ارائه شود. نتایج این مطالعه می‌تواند به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان شهری کمک کند

¹ Petrakovska et al.

² kok et al.

³ Franco et al.

⁴ Gabbe et al

⁵ Andersson et al.

۶. طبق گزارش بانک مرکزی

تا با اتخاذ تصمیمات مؤثرتر، بهبود دسترسی به مسکن مقرون به صرفه و کاهش بار ترافیکی را در راستای توسعه پایدار شهری محقق سازند. در ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. در بخش دوم به مروری بر ادبیات تحقیق پرداخته شده و در قسمت بعدی روش تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم دربرگیرنده برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق بوده و در نهایت به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها ی سیاست گذاری پرداخته می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

قوانین حداقل پارکینگ که توسط دولت‌ها و نهادهای شهری وضع می‌شود، به طور مستقیم بر ساخت و ساز و هزینه‌های مرتبط با بازار مسکن اثرگذار است. هدف این قوانین کاهش تراکم ترافیک و افزایش امنیت عمومی است، اما در عین حال ممکن است پیامدهای اقتصادی و اجتماعی مختلفی داشته باشد که می‌تواند تأثیر منفی قابل توجهی بر بازار مسکن داشته باشد.

۲-۱. نظریه عرضه و تقاضا

به عنوان پایه‌ای‌ترین تئوری اقتصادی، مفهوم عرضه و تقاضا کمک می‌کند تا تأثیر سیاست‌های حداقل پارکینگ بر قیمت مسکن بررسی شود. بر اساس این تئوری، عرضه مسکن متأثر از عواملی مانند قیمت زمین، هزینه ساخت و ساز، و همچنین قوانین و مقررات دولتی است. وضع قوانین حداقل پارکینگ می‌تواند هزینه ساخت و ساز را به ویژه در مناطق پرتراکم افزایش دهد، چرا که تأمین پارکینگ اضافی به مساحت و هزینه بیشتری نیاز دارد. این افزایش هزینه‌ها غالباً به خریداران منتقل می‌شود و در نتیجه، ممکن است قیمت نهایی مسکن افزایش یابد و توانایی افراد برای خرید مسکن کاهش یابد.

۲-۲. مدل هدانیک^۱ در تحلیل قیمت مسکن

مدل هدانیک که توسط روزن^۲ (۱۹۷۴) معرفی شده است، یکی از مدل‌های پایه در تحلیل قیمت گذاری کالاهای ناهمگن مانند مسکن است. در این مدل، هر واحد مسکونی به عنوان ترکیبی از ویژگی‌های مختلف در نظر گرفته می‌شود که هر ویژگی به طور مستقل بر مطلوبیت خریداران و در نتیجه بر قیمت مسکن اثر می‌گذارد. ویژگی‌هایی مانند تعداد اتاق‌ها، سن بنا، کیفیت ساخت، دسترسی به امکانات عمومی و البته وجود پارکینگ از جمله عواملی هستند که به عنوان ویژگی‌های هدانیک مسکن شناخته می‌شوند. این مدل نشان می‌دهد که چگونه قیمت مسکن با تغییر در ویژگی‌های خاص آن تغییر می‌کند و خریداران بسته به ترجیحات خود برای هر ویژگی بهایی می‌پردازند. از این رو، قوانین حداقل پارکینگ به عنوان یک ویژگی اجباری بر ارزش نهایی مسکن تأثیرگذار خواهد بود.

با توجه به نظریه روزن، خریداران مسکن برای ویژگی‌های مورد نظر خود بهای بیشتری می‌پردازند، می‌توان با استفاده از این نظریه تأثیر هر ویژگی را بر قیمت مسکن بررسی کرد.

با استفاده از مدل هدانیک و تخمین اثر هر یک از ویژگی‌های واحد مسکونی، قیمت ضمنی واحد محاسبه می‌شود. در این مدل فرض وجود بازار رقابتی با تعداد بالای خریداران و تولیدکنندگان است. خریداران ترجیحات خاص خود را برای کالای مورد نظر دارند و تولیدکنندگان با توجه به این نکته کالای مورد نظر خریداران را تولید می‌کنند.

^۱ Hedonic

^۲ Rosen

فرض شود یک کالا دارای n ویژگی داریم یعنی:

$$z = (z_1, z_2, \dots, z_n) \quad (۱)$$

اگر z ویژگی کالا باشد، $p(z)$ قیمت آن ویژگی است.

هدف خریداران حداکثر کردن تابع مطلوبیت $U(x, y)$ با توجه به محدودیت بودجه است. در اینجا X تعداد کالا و I بودجه خریدار است؛ یعنی داریم:

$$p(z)x \leq I \quad (۲)$$

تابع لاگرانژ خریدار به شکل زیر است:

$$L(x, z, \lambda) = U(x, z) - \lambda(p(z)x - I) \quad (۳)$$

با توجه به محدودیت بودجه (شرط مرتبه اول) تابع لاگرانژ به ترتیب زیر حل می‌شود:

$$\partial L / \partial x = \partial U / \partial x - \lambda p(z) = 0 \quad (۴)$$

$$\partial L / \partial z = \partial U / \partial z - \lambda x \partial p / \partial z = 0 \quad (۵)$$

$$\partial L / \partial \lambda = p(z)x - I = 0 \quad (۶)$$

هدف تولیدکننده حداکثر کردن تابع سود زیر است:

$$\pi(z) = p(z)q(z) - C(q(z)) \quad (۷)$$

تابع هدانیک روزن نشان می‌دهد قیمت محصول تابعی از ویژگی‌های محصول است و از تابع مطلوبیت خریدار و تابع سود فروشنده استخراج می‌شود. با استفاده از قضیه پوشش می‌توان شرط مرتبه اول خریدار را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\partial U / \partial z = \lambda x \partial p / \partial z \quad (۸)$$

به همین شکل شرط مرتبه اول سود تولیدکننده نیز به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$FOC \quad \max_z \pi(z) = P(z) - C(z) \quad (۹)$$

$$\frac{\partial P(z)}{\partial z_i} = \frac{\partial C(z)}{\partial z_i} \quad (۱۰)$$

برآیند معادله ۸ و ۱۰ معادله زیر به دست می‌آید:

$$\partial U / \partial z = (\partial C / \partial q) / q(z) \quad (۱۱)$$

معادله ۱۰ نشان‌دهنده تابع قیمت هدانیک است و نشان می‌دهد چگونه قیمت هر کالا با توجه به هر ویژگی آن تغییر خواهد کرد.

چهار رویکرد اصلی برای برآورد تجربی مدل‌های تقاضای مسکن عبارتند از - رویکرد ساده هدانیک:

در این رویکرد، فرض می‌شود که ترجیح مصرف‌کننده شرایط بازار مسکن را تعیین می‌کند. قیمت واحد مسکونی تابعی از ویژگی‌های آن است و مشتق تابع هدانیک نسبت به هر ویژگی، میل نهایی جانشینی (MRS) را نشان می‌دهد. منحنی θB_i و θA_i به ترتیب منحنی‌های تقاضای جبرانی برای ویژگی i از دیدگاه دو مصرف‌کننده هستند. نقاط A و B روی منحنی π_i بیان‌گر تعادل مصرف‌کننده و تولیدکننده‌اند. اما خارج از نقاط تعادلی، تابع هدانیک ممکن است تمایل نهایی به پرداخت را کمتر یا بیشتر از واقعیت نشان دهد.

- رویکرد دوم مرحله‌ای روزن:

در مرحله اول، تابع قیمت تخمینی واحد مسکونی $\hat{p}(h)$ به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\text{تقاضا} \quad \hat{p}(h_i) = \theta(h_i, y_i, \alpha) \quad (12)$$

$$\text{عرضه} \quad \hat{p}(h_j) = \theta(h_j, \beta) \quad (13)$$

که در آن $\hat{p}(h)$ مشتق تابع هدانیک است α و β عوامل برون‌زای مؤثرند. با برآورد هم‌زمان دو معادله بالا، تابع هدانیک به‌دست می‌آید.

- رویکرد پیشنهاد - اجاره:

این رویکرد با تعریف یک تابع مطلوبیت، تابع پیشنهاد اجاره را مستقیماً استخراج می‌کند. فرم عمومی تابع:

$$\log m = U - \sum a_i \log C_i - \sum b_j \log D_j - \varepsilon \quad (14)$$

در آن C ویژگی‌های پیوسته (مثلاً فیزیکی، منطقه‌ای) و D متغیرهای کیفی غیرقابل اندازه‌گیری (مجازی) است. میل نهایی جانشینی (MRS) نیز به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$MU_C = \partial U / \partial C_i = a_i / C_i \quad (15)$$

$$MU_M = \partial U / \partial m = 1/m \quad (16)$$

$$MU_D = \partial U / \partial D = b_j / D_j \quad (17)$$

$$MRS_{C,M} = MU_C / MU_M = a_i m / C_i \quad (18)$$

$$MRS_{D,M} = MU_D / MU_M = b_j m / D_j \quad (19)$$

مشکل اصلی این رویکرد، تعیین گروه‌های مصرف‌کننده با مطلوبیت هم‌سان است.

- رویکرد شاخص:

در مرحله اول، تابع هدانیک برای هر منطقه به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\text{مالکان} \quad P_{in} = \alpha_n + \beta_n h_{in} \quad (20)$$

$$\text{مستأجران} \quad R_{in} = \alpha'_n + \beta'_n h_{in} \quad (21)$$

در مرحله دوم، یک منطقه به‌عنوان مبنا انتخاب می‌شود و قیمت استاندارد مناطق دیگر محاسبه می‌شود:

$$PH_i = (\alpha_i + \beta_i h) / (\alpha_1 + \beta_1 h) \quad (22)$$

که h برداری از ویژگی‌های منطقه مبنا است. سپس مقدار مسکن استاندارد به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$p(h_1) = (h_1, h_2, \dots, h_{in}) \quad (23)$$

$$H = \text{Market Value} / p_t \quad (24)$$

این رویکرد، تفاوت قیمت‌ها را بر اساس عدم تجانس بازار تبیین می‌کند و برای مستأجران نیز قابل استفاده

است (قلی‌زاده، ۱۴۰۱).

۳-۲. بررسی اثرات اقتصادی و اجتماعی قوانین حداقل پارکینگ

بررسی اثرات اقتصادی و اجتماعی قوانین حداقل پارکینگ نشان می‌دهد که این الزامات، فراتر از افزایش هزینه‌های ساخت، پیامدهای گسترده‌ای بر بازار مسکن و ساختار شهری بر جای می‌گذارند. از یک‌سو، افزایش هزینه‌های ساخت‌وساز منجر به افزایش قیمت نهایی واحدهای مسکونی می‌شود (فرانکو و همکاران^۱، ۲۰۲۰). برای نمونه، در پژوهشی که در سان‌فرانسیسکو صورت گرفته است، مشخص شد قوانین سخت‌گیرانه پارکینگ باعث افزایش حدود

¹ Franco et al

۱۰ درصدی قیمت مسکن شده است. از سوی دیگر، الزام به تأمین پارکینگ در پروژه‌های مسکونی، سازندگان را وادار می‌کند بخش قابل توجهی از مساحت پروژه را به‌جای استفاده برای واحدهای مسکونی کوچک و مقرون به‌صرفه، به پارکینگ اختصاص دهند؛ این رویکرد در بلندمدت به کاهش عرضه واحدهای ارزان‌قیمت و تنوع کمتر گزینه‌های مسکن منجر می‌شود (اندرسون و همکاران، ۲۰۱۶). «شوپ»^۱ (۲۰۰۵) در پژوهش‌های خود نشان داده است که تأمین اجباری پارکینگ به‌عنوان یک «پارانه پنهان» برای خودروهای شخصی عمل کرده و افزون بر تحمیل هزینه‌های اضافی به خریداران مسکن، به تشدید ترافیک و آلودگی هوا نیز می‌آید. افزون بر این، برخی مطالعات نشان داده‌اند که در مناطق پرتراکم، سیاست‌های حداقل پارکینگ می‌تواند به گسترش ناموزون شهرها و کاهش تراکم جمعیتی مراکز شهری منجر شود و در مقابل، تمایل سازندگان را برای احداث پروژه‌های بزرگ‌مقیاس در حومه‌ها افزایش دهد (فرانکو و همکاران، ۲۰۲۰). در مجموع، مرور پژوهش‌ها حاکی از آن است که قوانین حداقل پارکینگ، ضمن تأثیرگذاری بر الگوی عرضه و قیمت مسکن، پیامدهای اجتماعی نظیر تشویق بیشتر به مالکیت خودروی شخصی و افزایش فاصله طبقاتی در بازار مسکن را نیز در پی دارند.

۴-۲. پیشینه پژوهش

۴-۲-۱. مطالعات خارجی

«لیتمن»^۲ (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر اصلاح سیاست‌های پارکینگ بر پایداری شهری و بازار مسکن پرداخته است. داده‌های این پژوهش از منابعی متنوع مانند سوابق شهرداری، نظرسنجی‌های ملی و مطالعات موردی گردآوری شده و جامعه آماری شامل شهرهای بزرگ آمریکای شمالی و اروپا بود و نمونه‌ای متشکل از ۲۵ شهر با سیاست‌های متفاوت در زمینه الزامات پارکینگ (از قوانین سخت‌گیرانه تا قوانین انعطاف‌پذیر) انتخاب شد. نتایج نشان داد کاهش حداقل الزامات پارکینگ می‌تواند هزینه‌های ساخت را حدود ۱۵ درصد کاهش دهد، بهره‌وری زمین را ۱۰ درصد افزایش دهد و دسترسی به حمل‌ونقل عمومی را تا ۱۲ درصد بهبود بخشد. به‌طور کلی، اصلاح این سیاست‌ها منجر به کاهش تقریبی ۲۰ درصد در قیمت نهایی واحدهای مسکونی و در عین حال بهبود کیفیت زندگی شهری، بهره‌وری انرژی و کاهش آلودگی محیطی می‌شود.

«مک اسلان» و همکاران^۳ (۲۰۲۳) تأثیر قوانین حداقل پارکینگ بر میزان مالکیت خودرو در شهرهای سوئد را بررسی کردند. داده‌ها از طریق پرسش‌نامه در ۵۶ منطقه شهری جمع‌آوری شد. تحلیل توصیفی و روش حداقل مربعات معمولی برای بررسی داده‌ها به‌کار رفت. مناطق مورد مطالعه بر اساس جمعیت در ۹ دسته (از ۲۰۰ هزار تا کمتر از ۱۵ هزار نفر) طبقه‌بندی شدند و مالکیت خودرو در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ م. همراه با قوانین پارکینگ در هر شهر مورد بررسی قرار گرفت. میزان الزام پارکینگ به ازای هر ۱۰۰۰ مترمربع از صفر تا ۱۶/۵ جای پارک تعیین شده بود. نتایج حاکی از آن است که میان شدت قوانین حداقل پارکینگ و میزان مالکیت خودرو رابطه‌ای مثبت وجود دارد.

فرانکو و همکاران (۲۰۲۰) تأثیر قوانین پارکینگ غیرحاشیه‌ای را بر بازار مسکن لس‌آنجلس بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از رگرسیون فضایی (رگرسیون وزنی جغرافیایی ترکیبی) تابع هدانیک هزینه پارکینگ را برای املاک تجاری در این شهر تخمین زدند. نتایج نشان داد که حدود ۳۰ درصد از هزینه‌های ساخت در مناطق تجاری به

¹ Shoup

² Litman

³ McAslan et al

پارکینگ اختصاص دارد. این هزینه بالا باعث می‌شود دفاتر از مناطق پرتراکم به نواحی با تراکم کمتر نقل مکان کنند.

«گیب» و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی نقش قوانین پارکینگ بر میزان عرضه پارکینگ در ساختمان‌های نوساز شهر سیاتل را بررسی کردند. داده‌ها مربوط به ۶۰,۳۶۱ واحد مسکونی بین سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۷ م. بود. تحلیل توصیفی و رگرسیون OLS به کار رفت. یافته‌ها نشان داد که ۳۴ درصد واحدها مطابق با الزام قانونی، ۳۱/۵ درصد کمتر از نصف، و ۲۸/۹ درصد بین ۰/۵ تا ۱ برابر الزامات پارکینگ را تأمین کرده‌اند. حدود ۲۰ درصد ساختمان‌ها هیچ پارکینگی ارائه نداده و ۸۸ درصد نیز کمتر از یک جای پارک به ازای هر واحد داشتند. به‌طور میانگین، هر ساختمان ۰/۶۸ درصد جای پارک برای هر واحد تأمین کرده بود که در مناطقی بدون الزامات حداقل پارکینگ، این عدد به ۰/۵۷ درصد کاهش یافته است.

«کولابودی» و همکاران^۱ (۲۰۲۰) تأثیر قوانین حداقل پارکینگ را بر عرضه پارکینگ در کلان‌شهر بانکوک بررسی کردند. داده‌ها از ۱۰,۳۰ ساختمان بین سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۶ م. جمع‌آوری شد. از رگرسیون‌های OLS و SLS^۲ برای تحلیل داده‌ها استفاده گردید. نتایج نشان داد سازندگان تنها ۱۱ درصد از حداقل الزامی را تأمین کرده و هیچ‌کدام به‌طور کامل قانون را رعایت نکرده‌اند. ظرفیت پارکینگ تابع ویژگی‌های اجتماعی-اقتصادی خریداران و دسترسی به حمل‌ونقل عمومی است. در حومه شهر، سازندگان تمایل بیشتری به عرضه پارکینگ نسبت به حداقل قانونی دارند.

«دگروت» و همکاران^۲ (۲۰۱۷) قوانین پارکینگ حاشیه‌ای و غیر حاشیه‌ای را در شهرهای آمستردام و اوترخت بررسی کردند. با تحلیل ۱۲۳,۲۶۰ واحد مسکونی طی ۳۰ سال (۱۹۸۵ تا ۲۰۱۴) مشخص شد قوانین پارکینگ حاشیه‌ای و غیر حاشیه‌ای تأثیر معناداری بر قیمت مسکن ندارند، با این حال اثر نسبی آن برای خانه‌هایی با پارکینگ داخلی ۶ درصد و برای پارکینگ حاشیه‌ای اختصاصی ۳/۹ درصد بود.

«گیب» و همکاران^۳ (۲۰۱۷) در پژوهشی تأثیر قوانین پارکینگ بر بازار مسکن کلانشهرهای آمریکا بررسی کردند. داده‌ها از طریق پرسش‌نامه‌های مؤسسه نظرسنجی AHS در سال ۲۰۱۱ گردآوری شده است. از روش تابع هدانیک برای توضیح دو مدل استفاده شده است. مدل اول نشان می‌دهد هزینه پارکینگ ۱۷۰۰ دلار در سال است. مدل دوم نشان می‌دهد هر جای پارک، اجازه را ۱۷ درصد افزایش می‌دهد. هزینه مرده افرادی که خودرو ندارند اما هزینه پارکینگ را پرداخت می‌کنند مجموعاً ۴۴۰ میلیون دلار بر دوش مستأجران می‌گذارد.

اندرسون و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از تحلیل کیفی به‌جای روش‌های اقتصادسنجی و با تکیه بر مدل دی‌پاسکواله و ویتون، اثر قوانین پارکینگ غیر حاشیه‌ای را بر بازار مسکن سوئد تحلیل کردند. نتایج نشان داد تأثیر این قوانین بر قیمت و اجازه در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت است و بازار برای واکنش به این قوانین به زمان نیاز دارد. همچنین، قوانین پارکینگ هزینه ساخت را حدود ۱۰ درصد افزایش داده که نیمی از آن از طریق پیش‌فروش و نیمی دیگر از طریق افزایش اجازه و کاهش عرضه مسکن جبران شده است.

«اومرن» و همکاران^۴ (۲۰۱۳) میزان کاهش رفاه ناشی از مجوزهای پارکینگ حاشیه‌ای را در هلند تخمین زدند. یافته‌ها نشان داد عرضه پارکینگ کم‌کاهش است و به‌ازای هر مجوز پارک، حداقل ۵۰۰ یورو کاهش رفاه (معادل ۳۰ درصد عرضه کل در مناطق خرید) ایجاد می‌کند. داده‌ها از ۳۰۸ گروه طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ م. گردآوری شده و تحلیل با رگرسیون خطی و توبیت آن جام شده است.

¹ Chullabodhi et al.

² Jesper de, G et al.

³ Gabbe et al.

⁴ Ommeren et al

«منویل» و همکاران (۲۰۱۳) تأثیر قوانین پارکینگ را بر تراکم مسکن، جمعیت و مالکیت خودرو در لس آنجلس و نیویورک بررسی کردند. طبق نتایج، افزایش ۱۰ درصد در حداقل پارکینگ موجب افزایش ۴ درصد خودرو به ازای هر نفر، ۵ درصد به ازای هر مایل مربع، و کاهش ۶ درصد در تراکم جمعیت و مسکن شد. روش‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته و لاجیت برای تحلیل داده‌های پرسش‌نامه‌ای به کار رفت.

منویل و همکاران (۲۰۱۳) منویل و همکاران تأثیر قوانین پارکینگ غیر حاشیه‌ای را بر بازار مسکن لس آنجلس بررسی کردند. داده‌ها از ۷,۳۰۰ واحد مسکونی جمع‌آوری شد و تحلیل با مدل‌های لاجیت، OLS و پواسون آن‌جام گرفت. نتایج نشان داد این قوانین اگرچه اثر مثبت دارند، اما در مناطق پرتراکم موجب کاهش ساخت‌وساز، افزایش قیمت و اجاره و کاهش تنوع مسکن می‌شوند.

«گنو» و همکاران^۱ (۲۰۱۳) تأثیر تغییر قانون حداقل پارکینگ به حداکثر پارکینگ در شهر لندن را بررسی کردند. داده‌ها از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۰ م. از ۳۵۵۵۷ واحد مسکونی گردآوری شده است. از روش‌های آمار توصیفی برای مقایسه تأثیر تغییر قانون استفاده شده است. طبق نتایج این پژوهش هرگاه قانون حداقل پارکینگ بدون تعیین حداکثر پارکینگ اجرا شده، اکثر سازندگان پارکینگ مطابق اندازه تعیین شده در قانون، پارکینگ عرضه کرده‌اند. هرگاه قانون حداکثر پارکینگ بدون حداقل اجرا شده، سازندگان پارکینگ کمتر از حد بیشینه را عرضه کرده‌اند. بعد از تغییر قانون از حداقل به حداکثر پارکینگ، عرضه آن ۴۰ درصد کاهش پیدا کرده است. وضع قوانین بازار-محور در حوزه پارکینگ سبب کاهش عرضه بیش از حد پارکینگ می‌شود و نیازمند سیاست‌های مکمل دیگر نظیر کنترل پارکینگ حاشیه، مالیات بر پارکینگ و... می‌باشد.

۲-۴-۲. مطالعات داخلی

«صمدی‌پور» و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی اثر مؤلفه‌های رفتاری بر قیمت مسکن در ایران را طی سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۴۰۰ ه‍.ش بررسی نموده و نتیجه می‌گیرند مؤلفه‌های رفتار جزء 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. همچنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در کنار عوامل رفتاری، عوامل اقتصادی مانند: حجم واقعی نقدینگی، تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ ارز بازار غیررسمی نیز بر قیمت مسکن مؤثر بوده و هر سه متغیر فوق‌الذکر دارای اثر مثبت بر قیمت واقعی مسکن هستند.

«رضوانی کاخکی» (۱۴۰۱) به تحلیل ضوابط پارکینگ در مسکن شهری در سال ۱۴۰۰ ه‍.ش. پرداخته است. برای این منظور ابتدا هزینه احداث یک واحد پارکینگ برای هر واحد مسکونی مطابق مقررات شهرسازی و معماری در ایران برآورد شده است. طبق مقررات شهرسازی برای پارک هر اتومبیل حداقل ۲۵ مترمربع فضای پارکینگ نیاز است. با توجه به الگوی کاهشی مساحت واحدهای مسکونی به نظر می‌رسد نسبت هزینه احداث پارکینگ در حال افزایش است. از طرف دیگر رویکرد پرهیز استفاده اتومبیل شخصی و ضرورت تشویق حمل‌ونقل پایدار، گویای نوعی ناسازگاری استراتژی‌های شهری با ضوابط موجود است. در محاسبات آماری داده‌های مسکن و پارکینگ، رابطه درصد هزینه پارکینگ با متراژ آپارتمان یک رابطه خطی معکوس است که با کاهش متراژ آپارتمان، تشدید می‌گردد.

«دالوند» و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی عوامل مؤثر بر تخلیفات در ساخت‌وسازهای شهری و عرضه پارکینگ را در ناحیه ۳ شهرداری منطقه ۱۶ کلان‌شهر تهران بررسی کردند. داده‌ها به صورت پرسش‌نامه‌ای و از ۳۰ نفر به روش نمونه برداری گلوله برفی جمع‌آوری شده است. برای تحلیل عوامل مؤثر بر تخلیفات از روش OLS استفاده

¹ Guo et al

شده است. عدم توازن کاربری‌ها، تمرکز شهرداری بر درآمدهای ناپایا بجای پایا، انگیزه رفع نیاز خانواده از طریق ساخت غیرقانونی، فقر اقتصادی، سودجویی مالکان و سازندگان، افزایش قیمت زمین و هزینه پایین تخلفات از جمله عوامل مهم در عدم رعایت قوانین و عرضه کمتر از میزان تعیین‌شده پارکینگ ذکر شده است.

«مرآت» و «حجازی» (۱۳۹۹) در پژوهشی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن را در بوستان قیطریه بررسی کردند. برای این هدف ۱۹ متغیر فیزیکی، همسایگی و محیطی را تعریف و دسته‌بندی کردند. نمونه جامعه از معاملات مربوط به سال ۱۳۹۵-۱۳۹۶ ه‍.ش و شامل ۴۱ واحد مسکونی در اطراف بوستان قیطریه جمع‌آوری و از روش OLS برای تخمین مدل استفاده شده است. متغیرهای مساحت زیربنا، عمر سازه، تعداد واحدها، پارکینگ، فاصله تا مراکز تفریحی، فاصله تا فروشگاه‌ها و میادین و فاصله تا پارک قیطریه در سطح ۵ درصد معنادار بوده است. بیشترین تأثیر بر قیمت مسکن را پارکینگ با ضریب ۰/۶۶۹۲ داشته است.

«لواسانی» و «ورهرامی» (۱۳۹۴) در پژوهشی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در منطقه ۱ شهر تهران را بررسی کردند. جامعه نمونه شامل ۵۴۶ آپارتمان مسکونی معامله‌شده در سال ۱۳۹۳ ه‍.ش می‌باشد. از روش بیزین برای تخمین تابع قیمت هدائیک استفاده شده است. طبق نتایج به‌دست آمده از این پژوهش، تعداد پارکینگ‌ها، استخر، سونا و سالن ورزشی بیشترین تأثیر را بر قیمت واحدهای مسکونی در منطقه ۱ شهر تهران دارد. افزایش هر واحد پارکینگ بیشتر در صورتی که از توزیع پسین مبتنی بر پیشین استفاده شود، حدود ۳۰۰ میلیون تومان ارزش واحد مسکونی را افزایش و اگر توزیع پسین مبتنی بر پیشین فاقد اطلاع باشد هر واحد پارکینگ اضافه، حدود ۵۰۰ میلیون تومان قیمت واحد مسکونی را افزایش می‌دهد.

«نوروزیان» و «همکاران» (۱۳۹۳) در پژوهشی پیامدهای ناشی از عدم رعایت قوانین پارکینگ در مناطق ۵، ۹، ۱۱، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۲۰ شهر تهران را بررسی کردند. داده‌ها از طریق پرسش‌نامه، مطالعه کتابخانه‌ای، منابع اینترنتی و آمار مراکز و سازمان‌های دولتی تهیه شده است. از روش آمار توصیفی برای تحلیل داده استفاده شده است. طبق یافته‌های این پژوهش قوانین پارکینگ دارای ضعف و ابهام بوده و در بسیاری موارد سازندگان این قوانین را رعایت نمی‌کنند. بین عدم رعایت قوانین پارکینگ در آپارتمان‌ها و بروز مشکلات اجتماعی و فرهنگی، افزایش احتمال سرقت خودرو و افزایش پارک غیرقانونی در خیابان‌ها رابطه معناداری وجود دارد. مشکلات ترافیکی اما رابطه معناداری با عدم رعایت قوانین پارکینگ ندارد.

«سعادت مهر» (۱۳۹۲) در پژوهشی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن شهری در شهر خرم‌آباد را بررسی کرده است. متغیرهای مستقل به ۳ دسته متغیرهای فیزیکی، محیطی و دسترسی دسته‌بندی شده است. داده‌ها از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده و از معاملات مربوط به سال ۱۳۸۶-۱۳۸۷ ه‍.ش که شامل ۴۰۹ مشاهده می‌شود، جمع‌آوری شده است. از روش OLS برای تخمین مدل استفاده شده است. در این مدل تأثیر پارکینگ بر قیمت مسکن مثبت و ۰/۰۲۳ درصد کل قیمت مسکن برآورد شده است.

پژوهش حاضر از دو جهت نسبت به پژوهش‌های پیشین نظیر «مرآت و حجازی» (۱۳۹۹) و «لواسانی و ورهرامی» (۱۳۹۴) تمایز دارد: نخست، به لحاظ روش‌شناسی با ترکیب روش رگرسیون گام‌به‌گام و تحلیل پرسش‌نامه‌ای، داده‌های جامع‌تری از بازار مسکن ارائه می‌دهد و دقت تحلیل‌ها را افزایش می‌دهد. دوم، داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش گسترده‌تر از داده‌های مورد استفاده در پژوهش‌های قبلی است و مناطق مختلف تهران را پوشش می‌دهد که این موضوع نتایج به‌دست‌آمده را برای سیاست‌گذاری‌های شهری قابل اعتمادتر می‌سازد.

۳. روش تحقیق و پایگاه داده‌های آماری

داده‌های این پژوهش از منابع معتبر و مرتبط با بازار مسکن تهران جمع‌آوری شده‌اند. این منابع شامل آمارهای رسمی، اطلاعات مربوط به معاملات مسکن، و همچنین پرسش‌نامه‌های توزیع‌شده بین فعالان بازار املاک مانند واسطه‌ها و سازندگان است. اطلاعات جمع‌آوری‌شده شامل مجموعه‌ای از متغیرهای کمی و کیفی است که هر یک نمایان‌گر ویژگی‌های خاصی از واحدهای مسکونی در بازار مسکن تهران هستند. داده‌های این پژوهش همچنین شامل اطلاعات مهمی نظیر وضعیت منطقه واحد مسکونی، امکانات ساختمان و مشخصات فیزیکی ساختمان مانند مساحت بنا، سن بنا، و تعداد واحدها در هر طبقه، برج بودن ساختمان، نوع ساختمان، وجود پارکینگ، وجود انباری، نوع سرویس بهداشتی، وجود سالن ورزشی و استخر است که به تحلیل جامعی از عوامل مؤثر بر قیمت‌گذاری کمک می‌کند. در نتیجه، داده‌های اولیه از طریق منابع مختلف و با توجه به گستردگی بازار مسکن تهران، نمایان‌گر جامعه آماری بزرگی است که نتایج حاصل از آن قابل تعمیم به بازار مسکن است.

۳-۱. روش‌های گردآوری داده‌ها

در این پژوهش، از روش‌های مختلف گردآوری داده‌ها استفاده شده است. اطلاعات اولیه شامل داده‌های رسمی مربوط به معاملات مسکن بوده که از طریق سامانه ثبت معاملات املاک و مستغلات کشور ثبت و گردآوری شده است. تمام داده‌های مربوط به معاملات مسکن از مرکز ثبت معاملات املاک و مستغلات کشور به‌صورت مقطعی و در بازه زمانی یک ساله، از آذر ۱۴۰۰ تا آذر ۱۴۰۱ هجری شمسی تهیه شده‌اند و شامل مشاهدات مستقل هر واحد مسکونی می‌باشند. دسته دیگر داده‌ها شامل پاسخ پرسش‌نامه‌هایی است که با توزیع در میان فعالان و کارشناسان بازار مسکن تکمیل شده و به‌طور مستقیم از دیدگاه‌های این افراد در خصوص عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن نیز استفاده شده است. در توزیع پرسش‌نامه‌ها، تلاش شده است که نمونه‌ای از بازار واقعی مسکن شامل نمایندگانی از مناطق مختلف تهران و انواع واحدهای مسکونی با ویژگی‌های متنوع گردآوری شود. این پرسش‌نامه‌ها با پرسش‌هایی پیرامون امکانات مختلف از جمله وجود یا عدم وجود پارکینگ و آسانسور، وضعیت واحدهای مسکونی و تأثیر عوامل مختلف بر قیمت و تقاضا در بازار مسکن تنظیم شده‌اند. در نتیجه، داده‌های پژوهش از ترکیب داده‌های آماری و داده‌های میدانی حاصل از پرسش‌نامه‌ها به دست آمده‌اند.

به منظور بهبود دقت مدل و کاهش مشکلات ناشی از ناهم‌سانی واریانس و ضریب تعیین پایین در مدل اولیه، داده‌ها بر اساس مساحت واحدهای مسکونی به دو دسته تقسیم شدند:

- دسته اول: واحدهای مسکونی با مساحت کمتر از ۸۵ متر مربع. معادله نهایی استفاده‌شده در رگرسیون

برای این دسته از واحدها در فرم لگاریتمی خطی به‌شکل زیر است:

$$\ln(\text{price}_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{area}_i) + \beta_2 \text{district_two}_i + \beta_3 \text{district_four}_i + \beta_4 \text{district_five}_i + \beta_5 \text{district_ten}_i + \beta_6 \text{district_fifteen}_i + \beta_7 \text{basement}_i + \beta_8 \text{elevator}_i + \beta_9 \text{parking}_i + \beta_{10} \ln(\text{age}_i) + \beta_{11} \text{bathrooms_fi}_i + \beta_{12} \text{bathrooms_f}_i + \beta_{13} \text{tower}_i + u_i \quad (25)$$

- دسته دوم: واحدهای مسکونی با مساحت بین ۸۵ تا ۱۵۵ متر مربع. معادله نهایی استفاده‌شده در رگرسیون

برای این دسته از واحدها در فرم لگاریتمی خطی به‌شکل زیر است:

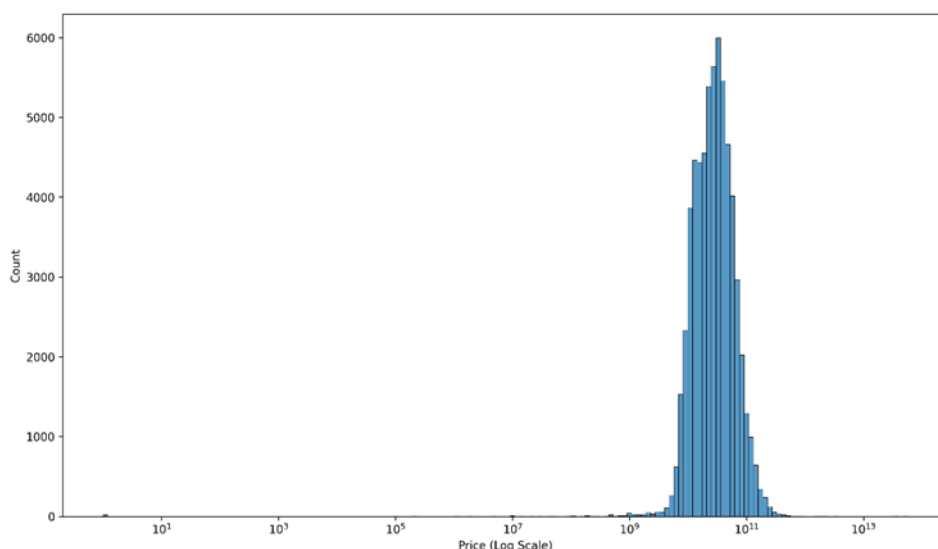
$$\ln(\text{price}_i) = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln(\text{area}_i) + \beta_{2i} \text{district_two}_i + \beta_{3i} \text{district_four}_i + \beta_{4i} \text{district_five}_i + \beta_{5i} \text{district_eleven}_i + \beta_{6i} \text{district_fifteen}_i + \beta_{7i} \text{basement}_i + \beta_{8i} \text{elevator}_i + \beta_{9i} \text{parking}_i + \beta_{10i} \ln(\text{age}_i) + \beta_{11i} \text{bathrooms_fi}_i + \beta_{12i} \text{bathrooms_i}_i + \beta_{13i} \text{gym_facility}_i + u_i \quad (26)$$

این تقسیم‌بندی بر اساس تحلیل‌های اولیه آن‌جام‌شد که نشان‌داد مدلی که تمامی داده‌ها را بدون توجه به تفاوت‌های اندازه واحدهای مسکونی در نظر می‌گیرد، با مشکلات جدی در واریانس ناهم‌سانی و ضریب تعیین مواجه است. تفکیک داده‌ها به گروه‌های مختلف امکان تحلیل دقیق‌تر روابط بین متغیرها را فراهم می‌کند، زیرا واحدهای کوچک‌تر و بزرگ‌تر رفتار قیمتی متفاوتی نسبت به یکدیگر دارند و عوامل مؤثر بر قیمت در این دو دسته به شکل معناداری متفاوت باشد. این رویکرد همچنین به کاهش اثرات داده‌های پرت و تقویت اعتبار مدل نهایی کمک می‌کند.

برای هر دسته، فرآیند مدل‌سازی مشابه با توضیحات فوق آن‌جام‌شد و نتایج به تفکیک ارائه خواهند شد. همچنین، آزمون‌های ناهم‌سانی واریانس، تصریح مناسب مدل رمزی، رنگین‌کمان و جاک-برا برای هر دسته به‌صورت جداگانه اجرا شدند و نتایج آن‌ها در ادامه گزارش شده است.

۲-۳. متغیرهای کلیدی و توصیف آماری

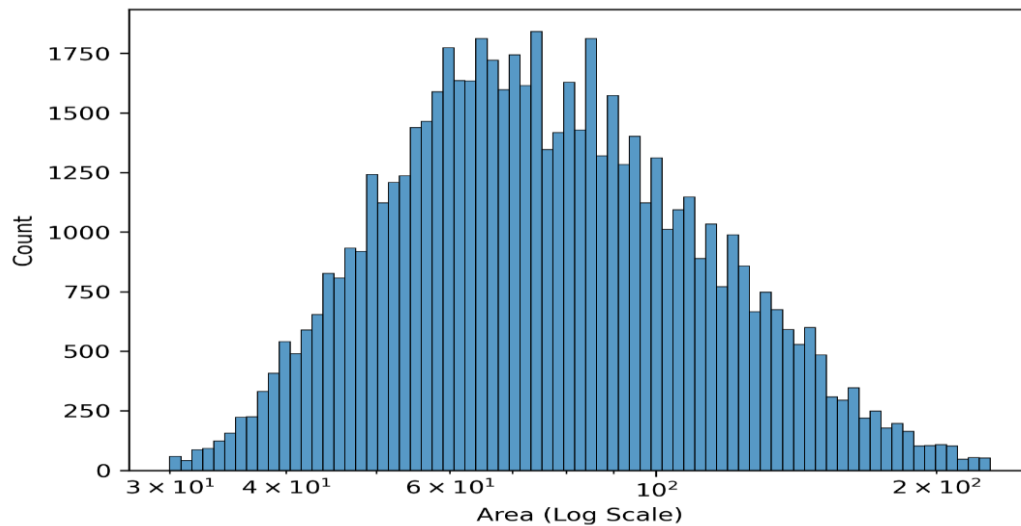
قیمت (Price): قیمت مسکن یکی از مهم‌ترین متغیرهای این پژوهش که به‌عنوان متغیر وابسته در تحلیل رگرسیون به‌کار گرفته شده است. این متغیر نشان‌دهنده قیمت نهایی پرداختی برای واحدهای مسکونی است و به واحد ریال بیان می‌شود. از آن‌جا که قیمت تحت تأثیر متغیرهای متعددی قرار دارد، تحلیل توزیع قیمت‌ها و شاخص‌های آماری آن از جمله میانگین، میانه، حداقل، حداکثر و انحراف معیار برای شناسایی روندهای اولیه در بازار بسیار مفید است. چولگی و کشیدگی این توزیع می‌تواند نشان‌دهنده تمایل بازار به خرید واحدهای ارزان‌تر یا گران‌تر باشد و اطلاعات مفیدی در خصوص تقاضای غالب در بازار ارائه دهد.



نمودار ۱: هیستوگرام قیمت واحدهای مسکونی تهران (مناطق منتخب)، (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 1: Histogram of Residential Unit Prices in Tehran (Selected Districts)

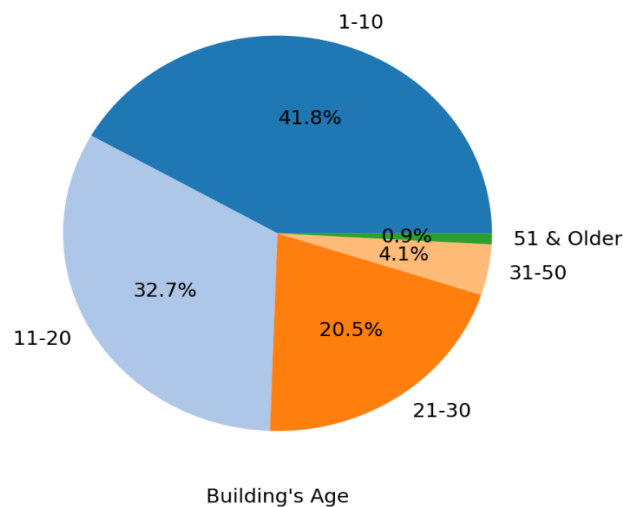
مساحت (Area): مساحت واحدهای مسکونی از جمله متغیرهایی است که تأثیر به‌سزایی بر قیمت نهایی دارد. مساحت با واحد متر مربع اندازه‌گیری شده و یکی از عوامل کلیدی تعیین‌کننده قیمت واحدهای مسکونی محسوب می‌شود. تحلیل‌های آماری این متغیر می‌تواند توزیع واحدهای کوچک و بزرگ را در بازار مشخص کند و نشان‌دهنده تمایل خریداران به انتخاب واحدهایی با مساحت خاص باشد.



نمودار ۲: هیستوگرام مساحت واحدهای مسکونی تهران (مناطق منتخب) بعد از حذف داده‌های پرت (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 2: Histogram of Residential Unit Sizes in Tehran (Selected Districts) After Removing Outliers

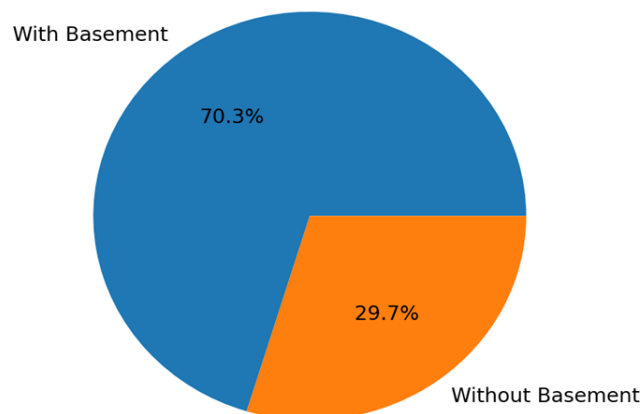
سن بنا (Age): سن بنا نشان‌دهنده فاصله زمانی از سال ساخت تا زمان معامله است و به سال بیان شده است. این متغیر می‌تواند تأثیر مستقیمی بر قیمت واحد مسکونی داشته باشد، چرا که ساختمان‌های جدیدتر معمولاً ارزش بالاتری دارند و خریداران بیشتری به دنبال آن‌ها هستند.



نمودار ۳: نمودار دایره‌ای سن بنا واحدهای مسکونی تهران (مناطق منتخب) (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 3: Pie Chart of Building Age for Residential Units in Tehran (Selected Districts)

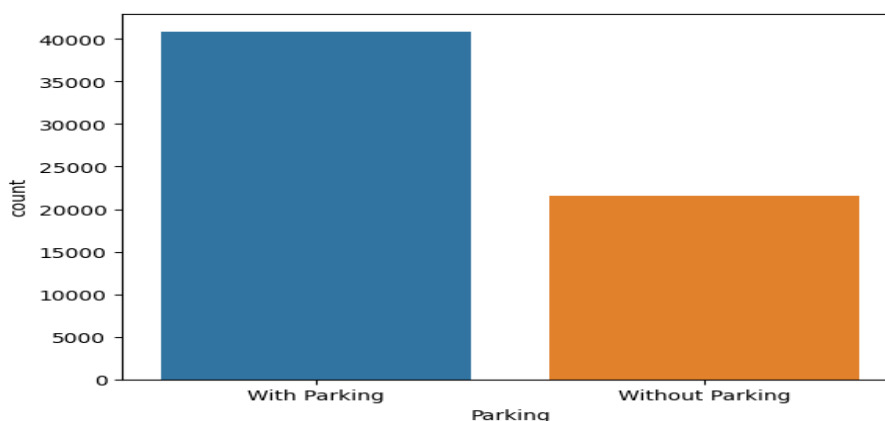
انباری (Storage): انباری نشان‌دهنده وجود یا عدم وجود فضای ذخیره‌سازی مستقل در واحد مسکونی است و به صورت متغیر (صفر و یک) تعریف شده است. در این پژوهش، تعداد واحدهای دارای انباری ۴۳,۸۷۴ واحد و واحدهای بدون انباری ۱۸,۵۴۵ واحد گزارش شده است. شاخص‌های آماری این متغیر شامل میانگین ۰/۷۰۲ و انحراف معیار ۰/۴۵۷ می‌باشد. این ویژگی به دلیل فراهم کردن فضای ذخیره‌سازی اضافی، یکی از عوامل تأثیرگذار در تصمیم‌گیری خریداران بوده و منجر به افزایش قیمت واحد مسکونی می‌شود.



نمودار ۴: نمودار دایره‌ای انباری واحدهای مسکونی تهران (مناطق منتخب) (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 4: Pie Chart of Storage Room Availability in Residential Units in Tehran (Selected Districts)

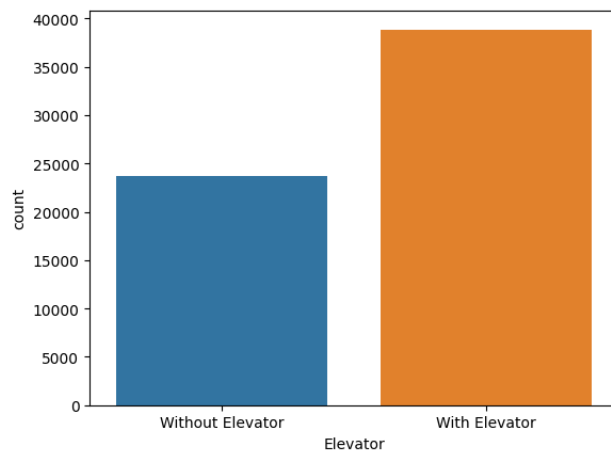
پارکینگ (Parking): پارکینگ به عنوان یک متغیر مجازی در این پژوهش در نظر گرفته شده و نشان‌دهنده وجود یا عدم وجود پارکینگ در ساختمان است. نتایج حاصل از پرسش‌نامه‌ها نشان داده که پارکینگ تأثیر مثبتی بر قیمت هر متر مربع از واحدهای مسکونی دارد و خریداران تمایل بیشتری به واحدهایی دارند که دارای پارکینگ کامل هستند. وجود پارکینگ به عنوان یکی از ویژگی‌های جذاب و ضروری در واحدهای مسکونی جدید در نظر گرفته می‌شود.



نمودار ۵: نمودار میله‌ای پارکینگ واحدهای مسکونی تهران (مناطق منتخب) (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 5: Bar Chart of Parking Availability of Residential Units in Tehran (Selected Districts)

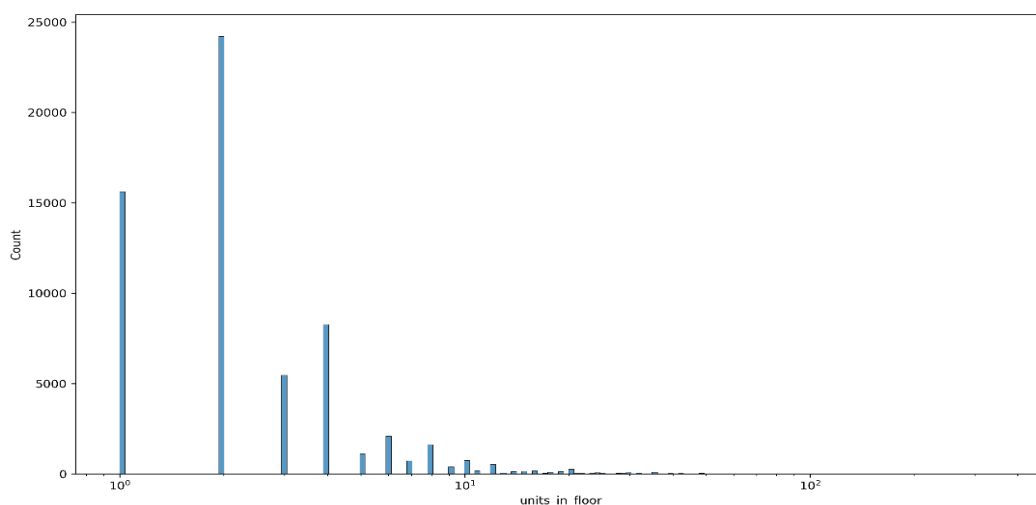
آسانسور (Elevator): آسانسور نیز به عنوان یک متغیر مجازی در این پژوهش تحلیل شده و وجود آن به ویژه در ساختمان های بلندتر بر قیمت تأثیر به سزایی دارد. از آن جا که دسترسی راحت به واحد مسکونی یکی از اولویتهای خریداران است، وجود آسانسور به عنوان یک ویژگی کلیدی برای ساختمان های با تعداد طبقات زیاد در نظر گرفته می شود.



نمودار ۶: نمودار میله ای آسانسور واحدهای مسکونی تهران (مناطق منتخب)، (منبع: یافته های تحقیق).

Graph. 6: Bar Chart of Elevator Availability in Residential Units in Tehran (Selected Districts).

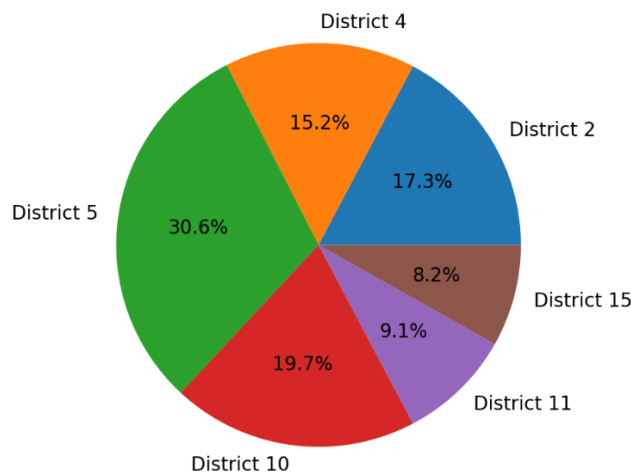
تعداد واحد در هر طبقه (Units in Floor): این متغیر نشان دهنده تعداد واحدهای مسکونی در هر طبقه ساختمان است که می تواند به عنوان یک شاخص تراکم ساختمان مورد بررسی قرار گیرد. تعداد کمتر واحدها در هر طبقه معمولاً به معنای افزایش فضای خصوصی و راحتی بیشتر برای ساکنین است و ممکن است تأثیر مثبتی بر قیمت داشته باشد. تحلیل این متغیر می تواند به بررسی رابطه بین تراکم ساختمان و قیمت واحدها کمک کند.



نمودار ۷: هیستوگرام تعداد واحدهای مجاور واحدهای مسکونی تهران (مناطق منتخب) (منبع: یافته های تحقیق).

Graph. 7: Histogram of the Number of Adjacent Units in Residential Buildings in Tehran (Selected Districts).

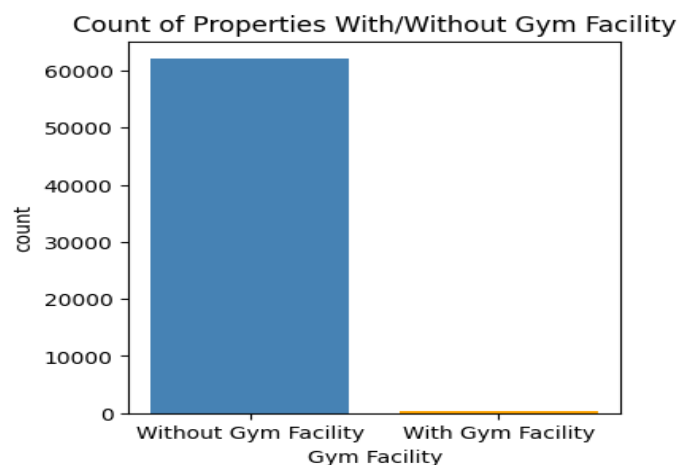
منطقه شهری (District): منطقه‌ای که واحد مسکونی در آن واقع شده یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر قیمت است و به‌عنوان یکی از ویژگی‌های اقتصادی-جغرافیایی کلیدی در پژوهش حاضر در نظر گرفته شده است. این متغیر توزیع معاملات در مناطق مختلف تهران را نشان می‌دهد. توزیع معاملات در مناطق مختلف می‌تواند نشان‌دهنده الگوهای خریدوفروش در مناطق اقتصادی مختلف و ترجیحات ساکنان برای مناطق خاص باشد.



نمودار ۸: نمودار دایره‌ای مناطق واحدهای مسکونی تهران (مناطق منتخب) (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 8: Pie Chart of the Distribution of Residential Units Across Tehran Districts (Selected Districts).

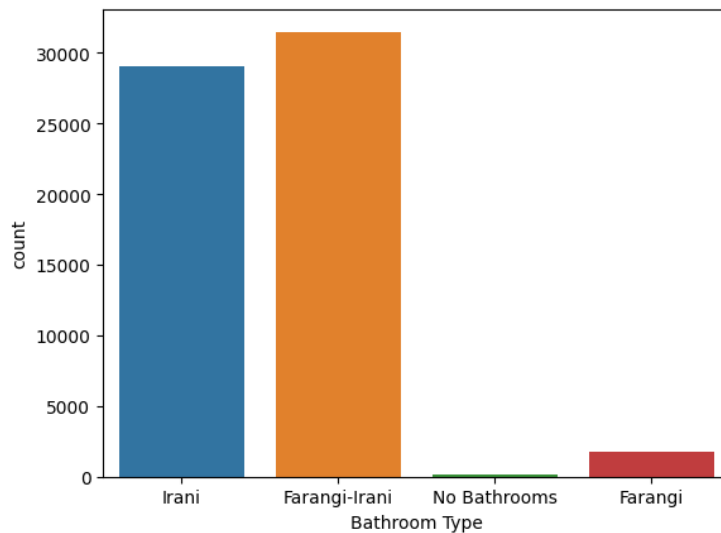
سالن ورزشی (Gym Facility): وجود سالن ورزشی در مجتمع‌های مسکونی یکی از ویژگی‌های رفاهی مهم محسوب می‌شود که می‌تواند بر ارزش و جذابیت واحدهای مسکونی تأثیر مثبت داشته باشد. این متغیر به‌صورت کیفی (صفر برای عدم وجود و یک برای وجود) تعریف شده است. در این پژوهش، میانگین تعداد واحدهای مجهز به سالن ورزشی ۰/۳۱۲ و انحراف معیار ۰/۱۹۸ بوده است. از مجموع واحدهای مورد بررسی، ۱۲۵۴۶ واحد دارای سالن ورزشی و ۴۹۸۷۳ واحد فاقد این ویژگی بوده‌اند.



نمودار ۹: نمودار میله‌ای واحدهای مسکونی دارای مجموعه ورزشی (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 9: Bar Chart of Residential Units with Gym Facilities.

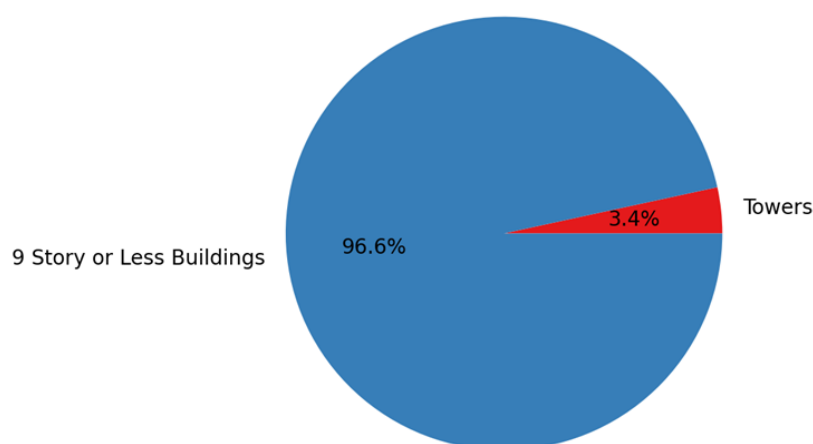
سرویس بهداشتی (Bathrooms): نوع سرویس بهداشتی داخل واحد. انواع سرویس‌های بهداشتی عبارتند از: ایرانی، فرنگی، ایرانی-فرنگی و بدون سرویس بهداشتی. تعداد واحدهای مسکونی دارای سرویس بهداشتی فرنگی – ایرانی ۳۱۴۹۰، ایرانی ۲۹۰۵۶، فرنگی ۱۷۵۱ و بدون سرویس بهداشتی ۱۲۲ است.



نمودار ۱۰: نمودار میله‌ای سرویس‌های بهداشتی واحدهای مسکونی (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 10: Bar Chart of Sanitary Facilities in Residential Units.

برج (Tower): متغیر ساختگی برج بودن ساختمان، اگر ساختمان ۱۰ طبقه یا بلندتر باشد آن واحد برج محسوب میشود. در صورت برج بودن ساختمان ممکن است تجربه زندگی نسبت به یک ساختمان کوچکتر متفاوت باشد. تعداد واحدهای واقع شده در ساختمان‌های بلندمرتبه یا برج ۲۱۳۷ و واحدهای واقع شده در ساختمان‌های کوتاه مرتبه ۶۰۲۸۲ است.



نمودار ۱۱: نمودار دایره‌ای واحدهای مسکونی قرار گرفته داخل برج (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 11: Pie Chart of Residential Units Located in High-Rise Towers.

۳-۳. مقدمه‌ای بر آماده‌سازی داده‌ها

آماده‌سازی داده‌ها یکی از اساسی‌ترین مراحل در فرآیند مدل‌سازی است که نقش کلیدی در اطمینان از دقت و اعتبار نتایج ایفاء می‌کند. در این پژوهش، داده‌ها در چندین مرحله به دقت مورد ارزیابی و اصلاح قرار گرفتند تا مدلی قابل اعتماد و علمی ارائه شود.

ابتدا مدل اولیه با استفاده از داده‌های خام اجرا شد. تحلیل‌های اولیه حاکی از وجود مشکلات واریانس ناهمسانی بود که با استفاده از دو آزمون تصریح مناسب مدل رمزی و رنگین کمان مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون رمزی نشان داد که فرضیه صفر مربوط به خطی بودن مدل رد می‌شود و این امر وجود مشکل در ساختار مدل را تأیید کرد. در مقابل، آزمون رنگین کمان که برای تشخیص نوع مشکل طراحی شده است، نشان داد که ناهمسانی واریانس به دلیل کمبود متغیرها بوده و مدل پایه از لحاظ خطی بودن قابل قبول است. این یافته بیانگر نیاز به افزودن متغیرهای توضیحی جدید به مدل بود، در حالی که وجود متغیرهای اضافی با آزمون‌های مرتبط رد شده بود. در مرحله بعد، آزمون داده‌های پرت گرابز^۱ به عنوان یکی از ابزارهای دقیق شناسایی داده‌های پرت انجام شد. این آزمون به دلیل مفروض‌های قوی و توانایی بالا در تمایز داده‌های غیرعادی انتخاب شد. نتایج نشان داد که حدود ۵۰۰۰ داده، شامل مواردی که تنها برخی از متغیرها (مانند قیمت و مساحت) را دارا بودند و سایر اطلاعات آن‌ها ناقص یا غیرمنطقی بود، از مجموعه داده‌ها حذف شدند. این اقدام باعث افزایش کیفیت داده‌ها و ارتقای دقت مدل‌سازی شد.

به منظور ارزیابی مشکلات هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی و تأثیرات بالقوه آن بر پایداری و دقت تخمین‌ها، آزمون تورم واریانس (VIF) نیز انجام شد. نتایج این آزمون در ادامه ارائه خواهند شد تا میزان هم‌خطی و راه‌حل‌های پیشنهادی برای مدیریت آن بررسی شود.

این اقدامات آماده‌سازی نشان‌دهنده تلاش برای بهینه‌سازی داده‌ها و به حداقل رساندن مشکلات مرتبط با مدل‌سازی اقتصادسنجی است. فرآیند اصلاح داده‌ها و رفع مشکلات اولیه، بنیانی قوی برای تخمین‌های نهایی فراهم کرده و تحلیل‌های دقیق‌تر و معنادارتری از نتایج را ممکن ساخته است.

۳-۴. روش تحلیل مدل‌های آماری در تحقیق

این تحقیق از روش‌های آماری پیشرفته برای تحلیل داده‌ها استفاده می‌کند. داده‌ها با استفاده از کتابخانه‌های Python مانند numpy، pandas، statsmodels و ابزارهای ترسیم matplotlib و seaborn پردازش و تحلیل می‌شوند. مدل‌های مورد استفاده شامل موارد زیر هستند.

۳-۴-۱. رگرسیون گام به گام

رگرسیون گام به گام برای انتخاب متغیرهای تأثیرگذار از میان متغیرهای موجود به کار می‌رود. این روش شامل دو رویکرد است:

- **پیش‌رونده:** متغیرها به تدریج به مدل اضافه می‌شوند.
- **پس‌رونده:** متغیرها به تدریج از مدل حذف می‌شوند.

^۱ Grubs Test

۳-۴-۲. آزمون خطی بودن ضرایب مدل: آزمون رنگین کمان^۱

آزمون رنگین کمان برای بررسی خطی بودن ضرایب یک مدل رگرسیون استفاده می شود و به ویژه برای شناسایی خطی بودن ضرایب در بخشی از داده ها و تعمیم آن به کل داده ها مفید است. در این آزمون، مدل بر روی یک زیرمجموعه تصادفی از داده ها برازش داده می شود و سپس با مدل اولیه مقایسه می شود. اگر ضرایب برای زیرمجموعه ای از داده ها خطی باشند، می توان نتیجه گرفت که مدل برای کل داده ها نیز خطی است. آماره آزمون رنگین کمان به صورت زیر محاسبه می شود:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \sum_{h=1}^q \theta_h w_{hi} + \varepsilon_i \quad (27)$$

q: بردار از پارامترهای ناشناخته.

w_{hi} : اعداد حقیقی ثابت.

فرض صفر: $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_q = 0$

فرض یک: $\theta_1 \neq \theta_2 \neq \dots \neq \theta_q \neq 0$

$$F = \frac{(SSE_{Full} - SSE_{Central})/n-m}{SSE_{Central}/m-2} \sim F(n-m, m-2) \quad (28)$$

که در این جا:

- m: تعداد مشاهدات مدل با داده های کمتر
- $SSE_{Central}$: مجموع مربعات جمله خطا مدل با داده های کمتر
- SSE_{Full} : مجموع مربعات جمله خطا مدل با داده های کامل
- k: تعداد پارامترهای مدل کامل
- n: تعداد مشاهدات نمونه است

اگر آماره F بزرگتر از مقدار بحرانی باشد، فرض صفر رد و فرض می شود که مدل برای کل داده ها خطی نیست.

۳-۴-۳. آزمون داده های پرت: آزمون گرابز^۲

آزمون گرابز (Grubbs) به منظور شناسایی داده های پرت در یک مجموعه داده استفاده می شود. این آزمون مشخص می کند که آیا مشاهدات پرت در داده ها وجود دارد. آماره آزمون گرابز به صورت زیر تعریف می شود:

$$G = \frac{\max_{i=1, \dots, N} |X_i - \bar{X}|}{s} \quad (29)$$

در این فرمول:

- X_i : مقدار مشاهده مشکوک به پرت بودن است،
- $\bar{X}$: میانگین داده ها،
- s: انحراف معیار نمونه است.

این آماره، فاصله بین مقدار مشاهده شده و میانگین داده ها را با توجه به انحراف معیار اندازه گیری می کند. مقدار بحرانی این آزمون برای سطح اطمینان α به صورت زیر محاسبه می شود:

¹. Rainbow Test

². Grubbs, 1969

$$G > \frac{N-1}{\sqrt{N}} \sqrt{\frac{t_{\alpha/(2N), N-2}^2}{N-2+t_{\alpha/(2N), N-2}^2}} \quad (30)$$

که در این‌جا:

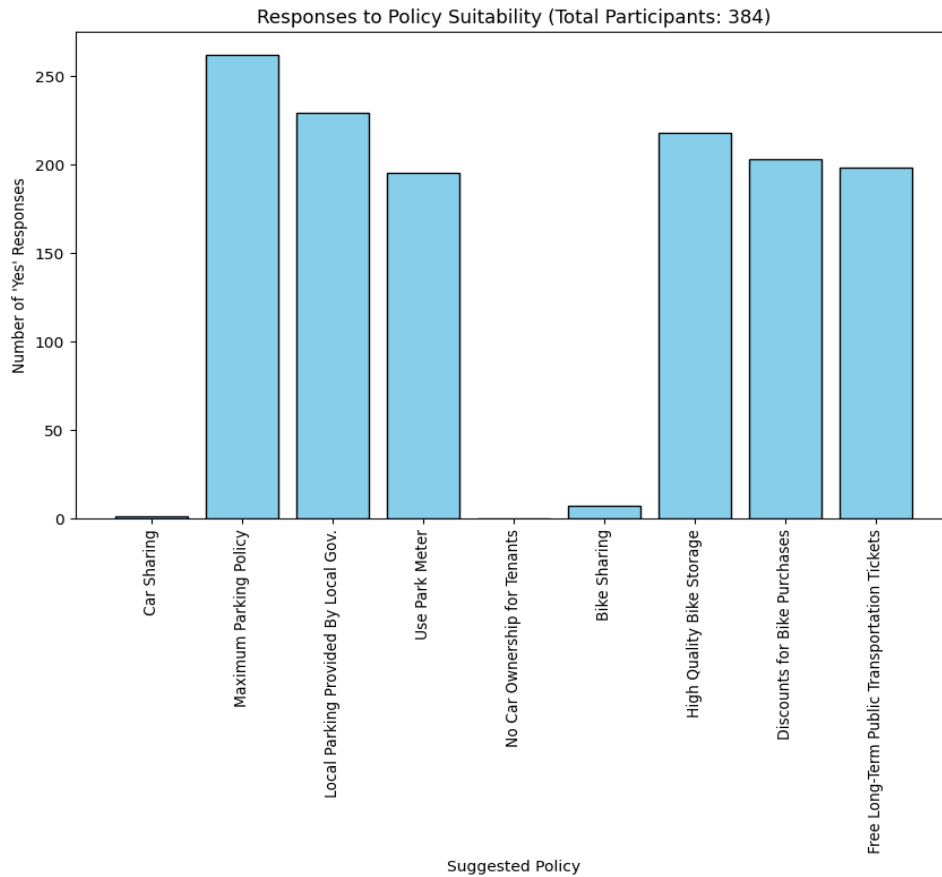
- N: تعداد کل مشاهدات است،
 - t: مقدار تی-استیودنت برای سطح اطمینان α .
- اگر مقدار آماره G بیشتر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و مشاهده مورد نظر به‌عنوان داده پرت شناخته می‌شود.

۴-۱. مدل‌سازی و تحلیل نتایج

این مطالعه با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و ارزیابی سیاست‌های جای‌گزین قانون حداقل پارکینگ در شهر تهران طراحی شده است. پرسش‌نامه‌ای برای جمع‌آوری داده‌ها از فعالان بازار مسکن تهیه شد. هدف اصلی پرسش‌نامه، شناسایی عوامل کلیدی تأثیرگذار بر قیمت مسکن در محله‌های مختلف تهران بود. این عوامل با استفاده از طیف لیکرت (۱: بی‌اهمیت‌ترین تا ۵: بااهمیت‌ترین) ارزیابی شدند. ازجمله عوامل بررسی‌شده می‌توان به مساحت واحد، تعداد اتاق‌ها، تعداد سرویس‌های بهداشتی و حمام، معماری و طراحی واحد، تعداد پارکینگ‌ها، عمر بنا، امکاناتی نظیر روف‌گاردن، سالن ورزشی، استخر و سونا، لابی، تعرفه معامله، شارژ ماهیانه، مالیات بر خریدوفروش، فول‌فرنیش بودن، نوع واحد (ویلا یا آپارتمانی)، موقعیت واحد (داخل برج یا در مناطق تجاری، تاریخی و گردشگری) اشاره کرد.

در ادامه، از شرکت‌کنندگان خواسته شد تا سایر عوامل مهم و میزان اهمیت آن‌ها را که ممکن است در پرسش‌های قبلی از قلم افتاده باشند، به‌صورت اختیاری مطرح کنند. همچنین، سیاست‌های پیشنهادی برای جای‌گزینی قانون حداقل پارکینگ ارائه و امکان انتخاب یک یا چند سیاست از سوی شرکت‌کنندگان فراهم شد. سیاست‌های جای‌گزین شامل موارد زیر بودند:

- کرایه خودرو توسط شرکت‌های خصوصی یا شهرداری‌ها.
- تعیین سیاست حداکثر پارکینگ به‌جای حداقل پارکینگ.
- پرداخت هزینه پارکینگ به‌جای ساخت آن برای تأمین پارکینگ‌های عمومی توسط شهرداری.
- استفاده از پارک‌متر و اجاره پارکینگ معابر به متقاضیان.
- اجاره دوچرخه و موتورسیکلت توسط شرکت‌های خصوصی یا شهرداری‌ها.
- ایجاد پارکینگ دوچرخه با امنیت بالا.
- ارائه کمک‌هزینه خرید دوچرخه.
- تهیه بلیط‌های سالانه یا بلندمدت مترو و اتوبوس برای خریداران یا مستأجران واحدهای مسکونی.



نمودار ۱۲: نمودار میله‌ای سیاست‌های منتخب فعالان بازار مسکن تهران (مناطق منتخب)، منبع: یافته‌های تحقیق
Graph. 12: Bar Chart of Selected Policy Preferences Among Tehran's Housing Market Stakeholders

- تعداد پاسخ‌های مثبت به هر سیاست به شرح زیر است:
- کرایه خودرو توسط شهرداری یا شرکت‌های خصوصی - ۱ نفر
 - سیاست حداکثر پارکینگ - ۲۶۲ نفر
 - پرداخت هزینه پارکینگ به جای فضای پارکینگ برای ساخت پارکینگ عمومی در محل توسط شهرداری - ۲۲۹ نفر
 - تعبیه پارک‌متر و اجاره پارکینگ معابر به متقاضیان - ۱۹۵ نفر
 - درج شرط عدم مالکیت خودرو در قرارداد اجاره و خرید - ۰ نفر
 - کرایه دوچرخه توسط شهرداری یا بخش خصوصی - ۷ نفر
 - ایجاد پارکینگ دوچرخه با امنیت بالا - ۱۶۶ نفر
 - کمک هزینه خرید دوچرخه - ۱۸۱ نفر
 - تهیه بلیط سالانه یا بلندمدت مترو و اتوبوس برای خریداران و مستأجران واحد مسکونی - ۱۸۶ نفر
- میانگین اهمیت هر کدام از عوامل در قیمت مسکن به ترتیب زیر است:

جدول ۱: میانگین و واریانس پاسخ فعالان مسکن درباره اهمیت متغیرهای موردنظر در قیمت مسکن

Tab. 1: Mean and Variance of Stakeholders' Responses Regarding the Importance of Selected Housing Price Determinants

متغیر	میانگین	واریانس
مساحت واحد	۳/۹۲۲	۰/۶۲۱
تعداد اتاق	۲/۳۶۲	۰/۹۱۶
تعداد سرویس بهداشتی و حمام	۱/۶۸۵	۰/۶۵
معماری و طراحی واحدها	۳/۸۹۸	۰/۸۰۷
تعداد پارکینگ	۴/۱۱۲	۰/۶۸۵
عمر بنا	۲/۷۲۹	۰/۷۹۳
روف گاردن	۱/۳۷۵	۰/۴۰۲
سالن ورزشی، استخر و سونا	۱/۶۸۲	۰/۷۵۵
لابی	۱/۴۰۹	۰/۵۱۴
تعرفه معامله	۱/۱۴۱	۰/۳۹۹
شارژ ماهیانه	۱/۴۰۷	۰/۰۶۶
مالیات بر خرید و فروش	۱/۴۱۷	۰/۵۹۴
فول فرنیش یا کامل بودن امکانات واحد	۲/۶۴۳	۰/۸۵۷
ویلائی یا آپارتمانی بودن واحد	۳/۷۹۹	۰/۹۳۴
قراردادن واحد مسکونی داخل برج	۱/۶۷۴	۰/۶۴۸
قراردادن در مناطق تجاری، تاریخی و گردشگری	۲/۴۰۱	۱/۱۶

(منبع: یافته‌های تحقیق).

در برخی متغیرها مانند روف گاردن، سالن ورزشی و لابی به دلیل نداشتن اطلاعات برخی شرکت‌کنندگان گزینه ۱ را انتخاب کرده‌اند.

۴-۲. مدل‌سازی: رگرسیون گام به گام

نتایج آزمون‌های تصریح برای تعیین مدل رگرسیون به شکل زیر است. با توجه به نتایج، آزمون ریست رمزی مدلی را تأیید نمی‌کند. اگرچه این علت عدم تأیید مدل می‌تواند نبود متغیرهای مهم در مدل نیز باشد. با توجه به نتایج آزمون رنگین کمان استفاده از مدل‌های لگاریتمی-خطی و لگاریتمی-لگاریتمی مشکلی ندارد.

جدول ۲: نتیجه آزمون‌های تصریح مدل

Tab. 2: Results of Model Specification Tests

آزمون / مدل	خطی-خطی	لگاریتمی-خطی
آماره ریست رمزی	۷۴/۷	۱۹/۷۸
ارزش احتمال ریست رمزی	۰.۰۰	۰.۰۰
آماره رنگین کمان	۱/۶۴۸	۰/۹۵۴
ارزش احتمال رنگین کمان	۰.۰۰	۰/۹۷۴

(منبع: یافته‌های تحقیق).

نتیجه آزمون عامل تورم واریانس (VIF) نشان‌دهنده عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی است.

جدول ۳: نتیجه آزمون VIF

Tab. 3: VIF Test Results

متغیر	area	district	parking	basement	elevator	units_in_floor	age	gym_facility	tower
آماره آزمون VIF	۱/۲۳	۱/۲	۱/۱۲	۱/۳۵	۱/۵	۱/۰۸	۱/۳۸	۱	۱/۰۷

(منبع: یافته‌های تحقیق).

در این پژوهش، روش رگرسیون گام‌به‌گام به‌عنوان ابزار اصلی برای مدل‌سازی و تحلیل روابط بین متغیرها استفاده شد. این روش به‌دلیل توانایی آن در شناسایی مهم‌ترین متغیرهای توضیحی و حذف متغیرهای غیرضروری انتخاب شد. فرآیند مدل‌سازی به‌صورت زیر انجام شد:

- ابتدا ۵ متغیر اصلی وارد مدل شدند. این متغیرها شامل: مساحت، منطقه شهری (متغیرهای مجازی)، انباری، آسانسور و پارکینگ می‌شود.
- در هر مرحله، معیارهای مرتبط با مدل، شامل ضریب تعیین (R^2)، معیارهای اطلاعاتی، و معناداری متغیرها با استفاده از آزمون‌های آماری ارزیابی شدند. نتایج این تحلیل‌ها در قالب جدول زیر ارائه خواهند شد.

جدول ۴: نتیجه برازش مدل اولیه (واحد با مساحت زیر ۸۵ متر مربع)

Tab. 4: Estimation Results of the Initial Model (Units Below 85 Square Meters)

متغیر	ضریب	R ²	AIC	BIC	معناداری ضریب (ارزش احتمال)	معناداری مدل (ارزش احتمال)
عرض از مبدأ	۸/۵۲۱	۰/۴۱۳	-۳۷۲۷	-۳۶۴۲	۰/۰۰	۰/۰۰
log ₁₀ (area)	۰/۸۸۲۸	-	-	-	۰/۰۰	-
district_two	۰/۲۳۷۸	-	-	-	۰/۰۰	-
district_four	۰/۰۵۷۶	-	-	-	۰/۰۰	-
district_five	۰/۱۹۰۱	-	-	-	۰/۰۰	-
district_ten	۰/۰۱۷۹	-	-	-	۰/۰۰	-
district_fifteen	-۰/۱	-	-	-	۰/۰۰	-
basement	۰/۰۸۹۵	-	-	-	۰/۰۰	-
elevator	۰/۰۶۴۴	-	-	-	۰/۰۰	-
parking	۰/۰۳۳۴	-	-	-	۰/۰۰	-

(منبع: یافته‌های تحقیق).

نتایج نشان داد که افزودن متغیرهای جدید در هر مرحله به مدل، بهبود قابل توجهی در معیارهای اطلاعاتی و دقت مدل ایجاد کرده است. در عین حال، مدل نهایی و تمامی متغیرهای مستقل به لحاظ آماری معنادار هستند.

۵. تقسیم‌بندی داده‌ها بر اساس مساحت واحدهای مسکونی

۵-۱. یافته‌های تحقیق

در ابتدا مدل بدون حذف داده‌های پرت برازش شد، با انجام آزمون‌های تصریح مدل، ناهمسانی واریانس و همچنین هیستوگرام متغیرهای قیمت و مساحت وجود داده‌های پرت مورد بررسی قرار گرفت و سپس توسط آزمون گرابز تأیید شد. پس از حذف داده‌های پرت تشخیص داده شده توسط آزمون گرابز، مدل با ۵ متغیر اصلی برازش و سپس سایر متغیرها با توجه به معنی‌دار بودن متغیر و مدل و معیارهای اطلاعاتی به ترتیب وارد مدل شدند.

۵-۱-۱. نتایج آزمون گرابز

برای ارزیابی داده‌های پرت و شناسایی موارد غیرعادی در مجموعه داده، از آزمون گرابز استفاده شد. این آزمون برای متغیرهای اصلی قیمت، مساحت و نسبت قیمت به مساحت و همچنین لگاریتم آن‌ها انجام شد. نتایج آزمون نشان داد که مقادیر محاسبه شده آزمون گرابز به طور قابل توجهی از مقدار بحرانی بزرگتر بوده و بیان گر وجود داده‌های پرت در این متغیرها است. در نتیجه، داده‌های پرت شناسایی شده برای جلوگیری از تحریف تحلیل‌های آماری و نتایج مدل حذف شدند. در جدول زیر، نتایج آزمون گرابز برای هر متغیر آورده شده است.

جدول ۵: نتیجه آزمون گرابز

Tab. 5: Grubbs Test Results

متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال آزمون
مساحت	۱۵۶	۰/۰۰
قیمت	۲۳۲	۰/۰۰
قیمت / مساحت	۱۹۸	۰/۰۰
لگاریتم مساحت	۹	۰/۰۰
لگاریتم قیمت	۱۷	۰/۰۰
لگاریتم (قیمت / مساحت)	۱۱	۰/۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق).

بر اساس نتایج جدول فوق، مقادیر محاسبه شده آزمون گرابز نشان می‌دهد که داده‌های پرت با سطح معناداری بالا در تمامی متغیرها وجود دارند. جهت برطرف کردن مشکل ناهمسانی واریانس در مدل سازی، افزایش کیفیت تحلیل و اطمینان از صحت نتایج، حدود ۵۰۰۰ داده پرت که تأثیر نامطلوبی بر روی مدل نهایی داشتند، حذف شدند. پس از حذف داده‌های پرت، مجموعه داده نهایی مورد استفاده شامل ۶۲۰۰۰ مشاهده است که تمامی داده‌های غیرعادی حذف شده‌اند و آماده تحلیل دقیق‌تر هستند.

۵-۱-۲. نتایج رگرسیون

در بخش نهایی مدل سازی، اندازه تأثیر متغیرهای وارد شده به مدل بررسی شد. ضرایب تخمین زده شده برای هر متغیر بیان گر میزان تأثیر آن بر متغیر وابسته است. ضرایب استاندارد شده برای مقایسه نسبی تأثیر هر متغیر ارائه شدند. نتایج تحلیل در جدول زیر قابل مشاهده است.

جدول ۶: نتیجه برازش مدل (واحد با مساحت زیر ۸۵ متر مربع)

Tab. 6: Estimation Results of the Model (Units Below 85 Square Meters)

معناداری مدل (ارزش احتمال)	معناداری ضریب (ارزش احتمال)	BIC	AIC	R ²	ضریب	متغیر
۰/۰۰	۰/۰۰	-۴۴۰۱	-۴۵۲۱	۰/۴۲۵	۸/۷۰۶۹	عرض از مبدأ
-	۰/۰۰	-	-	-	۰/۸۰۷۸	log ₁₀ (area)
-	۰/۰۰	-	-	-	۰/۲۱۹۸	district_two
-	۰/۰۰	-	-	-	۰/۰۵۰۲	district_four
-	۰/۰۰	-	-	-	۰/۱۸۱۷	district_five
-	۰/۰۰	-	-	-	۰/۰۱۶۱	district_ten
-	۰/۰۰	-	-	-	-۰/۰۹۶۱	district_fifteen
-	۰/۰۰	-	-	-	۰/۰۷۹۲	basement
-	۰/۰۰	-	-	-	۰/۰۳۱۷	elevator
-	۰/۰۰	-	-	-	۰/۰۳۳۴	parking
-	۰/۰۰	-	-	-	-۰/۰۴۷۸	log10(age)

bathrooms_fi	۰/۰۶۵۷	-	-	-	۰/۰۰	-
bathrooms_f	۰/۰۷۷۵	-	-	-	۰/۰۰	-
tower	۰/۰۲۷۵	-	-	-	۰/۰۰	-

(منبع: یافته‌های تحقیق).

هم‌چنین به منظور اعتبارسنجی نهایی مدل، آزمون‌های آماری مرتبط، شامل آزمون واریانس ناهم‌سانی، آزمون جاک-برا، و ارزیابی معیارهای اطلاعات اجرا شدند. نتایج این آزمون‌ها در جداول مربوطه ارائه شده است.

جدول ۷: نتیجه آزمون‌های تصریح و نرمال مدل

Tab. 7: Results of Model Specification and Normality Tests

آزمون	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال
ناهم‌سانی واریانس بروش پاگان	(lm)۱۴/۵۳ (F-test)۱/۱۱	۰/۳۳۷
ریست رمزی (تصریح مناسب مدل)	-۳۳/۴۸	۰/۰۰
رنگین کمان (۹۵٪ داده‌ها)	۰/۹۳۵	۰/۹۷۶
جاک-برا	۱۵۲۶۹۴۲۴۷۲	۰/۰۰
چولگی	-۲۲/۶۶	-
کشیدگی	۹۷۱/۰۷۵	-
لگاریتم درستی‌مایی	۲۲۷۴/۹	-

(منبع: یافته‌های تحقیق).

بخش پایانی نشان می‌دهد که مدل نهایی توانسته است به شکلی معنادار روابط میان متغیرهای توضیحی و وابسته را تبیین کند و از لحاظ معیارهای آماری و اقتصادی معتبر باشد. تعداد مشاهدات در این حالت ۳۹۰۰۴ است. مهم‌ترین متغیر به لحاظ توضیح دهنده مساحت است. یک درصد افزایش مساحت سبب ۸۰/۷۸٪ افزایش در قیمت می‌شود. قرار داشتن واحد در منطقه ۲ سبب افزایش به میزان ۲۲٪، منطقه ۴ به میزان ۵٪ افزایش، منطقه ۵ به میزان ۱۸/۱۷٪، منطقه ۱۰ به میزان ۱/۶٪ افزایش و قرار داشتن در منطقه ۱۵ به میزان ۹/۶٪ کاهش قیمت می‌شود. از دلایل بالا بودن قیمت در مناطق ۲ و ۵ می‌توان به قرار داشتن در نزدیکی مراکز تجاری اشاره کرد. داشتن انباری بدون مشخص بودن مساحت آن و به‌صورت کلی سبب ۷/۹۲٪ افزایش قیمت می‌شود. با توجه به پرسش‌های شفاهی محقق، قیمت هر مترمربع انباری نصف قیمت هر مترمربع واحد است. داشتن پارکینگ (بدون مشخص تعداد آن) ۳/۳۴٪ روی قیمت واحد تأثیرگذار است. با توجه به نتایج پرسش‌نامه و پرسش شفاهی با نتایج منافات ندارد. تعداد پارکینگ واحدهای زیر ۸۵ متر احتمالاً ۰/۵ (پارکینگ مزاحم) یا ۱ است. داشتن آسانسور در ساختمان ۳/۱۷٪ روی قیمت تأثیرگذار است. این تأثیر در ساختمان‌های بلند بیشتر و در ساختمان‌های کوتاه کمتر است. قرار داشتن واحد داخل برج ۲/۷۵٪ روی قیمت ساختمان اثر دارد. علت قرار نگرفتن سایر متغیرها مانند قرار داشتن در منطقه ۱۱ به علت ایجاد همخطی، تعداد واحدهای داخل ۱ طبقه بدلیل بی تأثیر بودن و سایر متغیرها به علت معنادار نبودن به لحاظ آماری از مدل حذف شده‌اند. برای خانه‌های بزرگتر از ۸۵ و کوچکتر از ۱۵۵ متر متغیرهای اصلی، میزان اهمیت هر یک در قیمت، معیارهای اطلاعاتی و معنادار بودن به لحاظ آماری هر کدام به شکل زیر است:

مدل اولیه با متغیرهای اصلی:

جدول ۸: نتیجه برازش مدل (واحد با مساحت بین ۸۵ تا ۱۵۵ متر مربع)

Tab. 8: Estimation Results of the Model (Units Between 85 and 155 Square Meters)

متغیر	ضریب	R ²	AIC	BIC	معناداری ضریب (ارزش احتمال)	معناداری مدل (ارزش احتمال)
عرض از مبدأ	۷/۵۵	۰/۲۱۷	۹۹۸۵	۱۰۰۵۶	۰/۰۰	۰/۰۰
log ₁₀ (area)	۱/۳۹۸۸	–	–	–	۰/۰۰	–
district_two	۰/۲۵۴۴	–	–	–	۰/۰۰	–
district_four	۰/۱۱۹۸	–	–	–	۰/۰۰	–
district_five	۰/۱۷۳۱	–	–	–	۰/۰۰	–
district_eleven	۰/۰۱۸۹	–	–	–	۰/۱۱	–
district_fifteen	–۰/۱	–	–	–	۰/۰۰	–
basement	۰/۱۰۶۴	–	–	–	۰/۰۰	–
parking	۰/۰۴۱۹	–	–	–	۰/۰۰	–

(منبع: یافته‌های تحقیق).

مدل نهایی با لحاظ تمامی متغیرها:

جدول ۹: نتیجه برازش مدل (واحد با مساحت بین ۸۵ تا ۱۵۵ متر مربع)

Tab. 9: Estimation Results of the Model (Units Between 85 and 155 Square Meters)

متغیر	ضریب	R ²	AIC	BIC	معناداری ضریب (ارزش احتمال)	معناداری مدل (ارزش احتمال)
عرض از مبدأ	۷/۸۴۴	۰/۲۳۴	۹۵۱۸	۹۶۲۲	۰/۰۰	۰/۰۰
log ₁₀ (area)	۰/۳۲۹۳	–	–	–	۰/۰۰	–
district_two	۰/۲۴۱۷	–	–	–	۰/۰۰	–
district_four	۰/۱۰۷۲	–	–	–	۰/۰۰	–
district_five	۰/۱۶۳۸	–	–	–	۰/۰۰	–
district_eleven	۰/۰۱۸۶	–	–	–	۰/۱۱	–
district_fifteen	–۰/۰۹۵	–	–	–	۰/۰۰	–
basement	۰/۰۶۲۵	–	–	–	۰/۰۰	–
parking	۰/۰۳۴۸	–	–	–	۰/۰۰	–
log ₁₀ (age)	–۰/۰۵۸۶	–	–	–	۰/۰۰	–
bathrooms_fi	–۰/۰۴۸	–	–	–	۰/۰۰	–
bathrooms_i	–۰/۱۲۹	–	–	–	۰/۰۰	–
gym_facility	۰/۱۰۹۸	–	–	–	۰/۰۰	–

(منبع: یافته‌های تحقیق).

نتایج آزمون‌ها به‌صورت کلی نشان‌دهنده عدم وجود مشکل در ضرایب و مدل رگرسیون است. عدم وجود واریانس ناهم‌سانی و خطی بودن ضرایب طبق آزمون رنگین کمان تأیید می‌شود. طبق آزمون جاک-برا فرض نرمال بودن توزیع جمله خطا رد شده است. با توجه به نرمال نبودن داده‌ها و حجم بالای نمونه (۶۲۰۰۰ مشاهده)، طبق قضیه حد مرکزی، این موضوع تأثیر چندانی بر نتایج ندارد. نرمال بودن جمله خطا شرط لازم برای اعتبار مدل رگرسیون نیست و تنها در آزمون‌های استنباطی اهمیت دارد که در نمونه‌های بزرگ، این شرط نیز تقریباً برقرار می‌شود.

جدول ۱۰: نتایج آزمون‌های تصریح و نرمال مدل

Tab. 10: Results of Model Specification and Normality Tests

ارزش احتمال	آماره	آزمون
۰/۳۱۷	$(lm) ۱۳/۷۴$ $(F-test) ۱/۱۴$	واریانس ناهم‌سانی بروش پاگان
۰/۰۰	۹/۷۴	ریست رمزی
۰/۰۶	۱/۱۴۶	رنگین کمان (۹۹٪ داده‌ها)
۰/۰۰	۳۱۱۷۳۲۰۳	جاک-برا
-	-۱۸/۰۴	چولگی
-	۵۹۲/۸۱۱	کشیدگی
-	-۴۷۴۶/۵	لگاریتم درست‌نمایی

(منبع: یافته‌های تحقیق).

در صورت ثبات سایر متغیرها در واحدهای بین ۸۵ تا ۱۵۵ مترمربع، هر درصد افزایش مساحت باعث افزایش قیمت به میزان ۱۳۳ درصد می‌شود. قرار داشتن در منطقه دو ۲۴/۱۷ درصد، در منطقه چهار ۱۰/۷۲ درصد، در منطقه پنج ۱۶/۳۸ درصد افزایش و در منطقه پانزده ۹/۵ درصد سبب کاهش قیمت واحد می‌شود. به‌دلیل معنادار نبودن ضریب منطقه یازده امکان تفسیر آن فراهم نیست. داشتن انباری سبب ۶/۲۵ درصد، داشتن پارکینگ ۳/۴۸ درصد، داشتن سرویس بهداشتی فرنگی-ایرانی ۴/۸- درصد، داشتن سرویس ایرانی ۱۲/۹- درصد و داشتن استخر باعث ۱۱ درصد تغییر قیمت واحد می‌شود. هر یک واحد افزایش در سن بنا سبب کاهش ۵/۸۶ درصد در قیمت می‌شود.

تا این‌جا هر ۲ مدل نشان‌دهنده تأثیر پارکینگ در قیمت مسکن بودند. با توجه به متغیر امکان تفسیر دقیق از تأثیر تعداد پارکینگ و نوع آن (مزاحم و کامل) نیست. هم‌چنین مدل تأییدکننده داده‌های پرسش‌نامه و یافته‌های محقق مبنی بر تأثیر بین ۲ تا ۸ درصدی پارکینگ بر قیمت واحد است.

۶. نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی تأثیر سیاست‌های حداقل پارکینگ بر قیمت مسکن در مناطق ۲، ۴، ۵، ۱۰، ۱۱ و ۱۵ شهر تهران طی ۱۴۰۰-۱۴۰۱ ه.ش. انجام شده است. این پژوهش در دو محور کلیدی سازمان‌دهی شد که هر یک به بررسی جنبه‌های مختلف از موضوع پرداخته‌اند. تحلیل داده‌های معاملات مسکن تهران: داده‌های مربوط به معاملات مسکن طی بازه زمانی آذر ۱۴۰۰ تا آذر ۱۴۰۱ ه.ش. پس از فرآیند پاک‌سازی شامل حذف داده‌های پرت، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. این تحلیل‌ها نشان داد که عواملی نظیر مساحت، موقعیت جغرافیایی (منطقه)، وجود انباری، پارکینگ و استخر، تأثیر به‌سزایی در تعیین قیمت واحدهای مسکونی دارند. بررسی این متغیرها از طریق

مدل سازی رگرسیون خطی مرحله ای به دست آمد. توزیع و تحلیل پرسش نامه میان فعالان بازار مسکن: پرسش نامه ها جهت شناسایی و وزن دهی به عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و همچنین پیشنهاد سیاست های جایگزین برای قانون حداقل پارکینگ طراحی و میان فعالان بازار مسکن توزیع شدند. پاسخ های به دست آمده اطلاعات ارزشمندی در زمینه ارتباط میان متغیرهای مختلف و نحوه اثرگذاری قوانین پارکینگ ارائه کردند. نتایج این پژوهش نشان می دهد چگونگی تأثیر قوانین پارکینگ بر قیمت مسکن: تحلیل ها نشان می دهند که وجود پارکینگ منجر به افزایش ۲ تا ۸ درصدی قیمت واحدهای مسکونی شده است. میزان این تأثیر بر اساس تحلیل رگرسیون خطی مدل سازی شده با داده های معاملات مسکن طی آذر ۱۴۰۰ تا آذر ۱۴۰۱ هجری و داده های به دست آمده از پرسش نامه ها به دست آمده است. معیار اصلی برای تعیین این مقدار، ارتباط آماری میان وجود پارکینگ و قیمت نهایی واحدهای مسکونی بوده که در مطالعات مشابه نیز تأیید شده است. علاوه بر این، الزام سازندگان به ایجاد فضای پارکینگ به عنوان بخشی از قوانین شهری، منجر به کاهش تراکم واحدهای کوچک و پر تقاضا شده و در نتیجه، نقطه تعادل بازار مسکن تغییر یافته است. این امر فشار مضاعفی بر بازار واحدهای اقتصادی وارد کرده است. از سوی دیگر قوانین حداقل پارکینگ، هرچند تأثیر مستقیم محدودی بر افزایش قیمت مسکن دارند، اما اثرات غیر مستقیم مهمی بر رفتار مصرف کنندگان و تصمیم گیری های سازندگان مسکن بر جای می گذارند. برای مثال، در برخی مناطق، سازندگان به دلیل الزام به ساخت پارکینگ، تمایل کمتری به ایجاد واحدهای کوچک و مقرون به صرفه دارند. این امر به نوبه خود منجر به کاهش عرضه واحدهای اقتصادی و تغییر الگوی تقاضا شده است.

سیاست های جایگزین معرفی شده در این پژوهش نه تنها در شهرهای مختلف ایران قابل اجرا هستند، بلکه تجارب موفق در سطح بین المللی نیز دارند. به عنوان مثال، نصب پارک متر در لس آنجلس کاهش ۴۰ درصدی در اشغال فضای پارکینگ را به دنبال داشت. این سیاست با هدف مدیریت بهینه فضای شهری و کاهش تراکم خودروها اجرا شد. درآمد حاصل از پارک مترها در لس آنجلس برای بهبود زیرساخت های حمل و نقل عمومی و توسعه فضاهای عمومی نظیر پیاده روها و پارک های شهری سرمایه گذاری شد. علاوه بر این، گزارش ها نشان می دهند که اجرای این سیاست منجر به کاهش زمان جست و جوی پارکینگ و کاهش مصرف سوخت در مناطق پرتردد شده است. همچنین ارائه یارانه برای خرید دوچرخه در دانشگاه آمریکایی بیروت منجر به کاهش ۲۰ درصدی ترافیک خیابان های اطراف شد.

با توجه به پاسخ های گردآوری شده از پرسش نامه بهترین سیاست های جایگزین تعهد شهرداری به ساخت پارکینگ های عمومی در محله (شفافیت در تعداد پارکینگ های ساخته شده به ازای هر واحد و میزان پارکینگ که شهرداری موظف به تأمین آن است، تعیین سیاست سقف تعداد پارکینگ به ازای هر واحد سخت گیرانه تر، تعبیه پارک متر در برخی محله های خاص و خرج بخشی درآمد حاصله از آن در محله، ایجاد پارکینگ دوچرخه با امنیت مناسب، کمک هزینه خرید دوچرخه (برقی و غیر برقی) و تهیه بلیط های حمل و نقل طولانی مدت (۱ تا ۳ ساله) برای ساکنان واحد مسکونی است.

هر کدام از سیاست های پیشنهادی و نتایج آن در مطالعه های محققان در کشورها و شهرهای مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. برای مثال تعبیه پارک متر در خیابان و تهیه بلیط حمل و نقل عمومی طولانی مدت در مطالعه شوپ (۲۰۰۵) و تأثیر آن بر اقتصاد مناطق مختلف (مسکونی و تجاری) بررسی شده است.

در مطالعه شوپ (۲۰۰۵) وجود پارکینگ مجانی در حاشیه خیابان ها سبب اشغال کامل حاشیه خیابان ها از ماشین و به سبب آن مصرف بیشتر سوخت جهت پیدا کردن جای پارک خالی و پرداخت یارانه برای داشتن خودرو سواری به صاحبان آن ها می شود. این یارانه می تواند جهت بهبود وضعیت حمل و نقل عمومی و پوشش بهتر مناطق شهر شود. افزایش ۱۰ درصد در قیمت پارکینگ حاشیه ای سبب ۴۰ درصد کاهش فضای اشغال شده توسط خودروها می شود.

وجود پارک‌متر و خرج بخشی از درآمد آن برای محله مورد نظر سبب بهبود کیفیت زندگی و اقتصاد آن می‌شود. طبق مطالعه لیتمن (۲۰۱۰) ۱۹۰۰ پارک‌متر ۵ میلیون دلار درآمد یا ۲۴۰۰ دلار درآمد به ازای هر فضای پارکینگ ایجاد می‌کند. بلیط‌های حمل‌ونقل عمومی طولانی‌مدت باعث کاهش تقاضای ۱۲ درصد مالکیت خودرو و افزایش ۱۵ درصد استفاده از حمل‌ونقل عمومی در لس‌آنجلس شده است.

سیاست حداکثر یا سقف پارکینگ و تأثیر آن در تحقیق گئو (۲۰۱۳) بررسی شده است. طبق این تحقیق الغای قانون حداقل پارکینگ سبب کاهش ۴۰ درصدی و اجرای قانون حداکثر پارکینگ کاهش ۲ درصدی در عرضه پارکینگ توسط سازندگان شده است. این قانون در همه جا به صورت یک‌سان اجرا نشده و با توجه به شرایط منطقه تغییراتی در نحوه اجرای آن اعمال شده است. اثرات مثبت این قانون شامل افزایش تراکم زمین و بازدهی برای کاربری‌های دیگر، تشویق به استفاده از حمل‌ونقل عمومی می‌شود. اثرات منفی این قانون شامل نیاز به اجرای سیاست‌های مکمل دیگر جهت افزایش بازدهی این سیاست و ضربه به اقتصاد منطقه در اثر کمبود پارکینگ می‌شود.

اثر ساخت پارکینگ دوچرخه با امنیت بالا در سیاتل ایالت واشنگتن مورد مطالعه «چن»^۱ و همکاران (۲۰۱۸) قرار گرفته است. وجود پارکینگ دوچرخه، امنیت، کیفیت و تعداد آن بر رفتار شهروندان در زمینه دوچرخه سواری تأثیر به‌سزایی دارد. وجود پارکینگ دوچرخه با امنیت بالا باعث تمایل بیشتر شهروندان به دوچرخه سواری می‌شود. در مناطق با تراکم بالا انتخاب شهروندان استفاده از دوچرخه است. وجود پارکینگ در مناطق با رفت‌وآمد زیاد سبب کاهش احتمال دزدی نیز می‌شود. مواردی که سبب افزایش کیفیت و امنیت پارکینگ دوچرخه می‌شود شامل دوربین، وجود سقف و نگهبان می‌شود. با احداث ۲۲۰۰ فضای پارک دوچرخه در مناطق پرتراфик، تقاضا برای پارکینگ حاشیه‌ای در خیابان‌های نزدیک به آن ۱۶ درصد کاهش پیدا کرده است.

اثر کمک هزینه خرید دوچرخه یا یارانه دوچرخه در مطالعه «اؤن»^۲ و همکاران (۲۰۱۳) در دانشگاه آمریکایی بیروت بررسی شده است. در این سیاست کارمندانی که دوچرخه خریداری و آن را در سیستم دانشگاه ثبت کرده باشند، ۵۰ دلار یارانه به آن‌ها تعلق می‌گیرد. میزان ترافیک و تقاضای پارکینگ قبل و بعد از اجرای این برنامه اندازه‌گیری و مقایسه شده است. بعد از اجرای این سیاست، تقاضای فضای پارکینگ دوچرخه ۲۵ درصد افزایش و خودروهای داخل پارکینگ دانشگاه ۱۰ درصد و تراکم خودروها در ساعت‌های اوج ترافیک خیابان‌های نزدیک دانشگاه ۲۰ کاهش پیدا کردند. هم‌چنین طبق نظرسنجی به‌عمل آمده از کارمندان رضایت آن‌ها به‌طور کلی افزایش یافته است.

سیاسگزاری

در پایان نویسندگان برخورد لازم می‌دانند که از داوران محترم فصلنامه در جهت بهبود و ارتقای کیفیت مقاله قدردانی و سپاسگزاری نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

پوریا موسوی: موضوع‌گذاری، گردآوری داده‌ها، و انجام محاسبات ۵۰٪؛ مجید افشاری‌راد: انتخاب مدل و مرور ادبیات موضوع ۳۰٪؛ محسن ابراهیمی: اصلاحات نگارشی و علمی، و ارائه پیشنهادها ۲۰٪.

^۱ Chen et al

^۲ Aoun et al

تعارض منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- دالوند، محمد؛ کارگر، بهمن؛ و توکلان، علی، (۱۴۰۱). «تحلیل عوامل مؤثر بر تخلفات در ساخت‌وسازهای شهری (مورد: ناحیه ۳ شهرداری منطقه ۱۶ کلانشهر تهران)». *برنامه‌ریزی و توسعه محیط شهری*، ۲(۶): ۱۶-۱.
- <https://doi.org/10.30495/juepd.2022.690607>
- رضوانی کاخکی، سعید، (۱۴۰۱). «تحلیل اقتصادی ضوابط پارکینگ در مسکن شهری و ناسازگاری با مقررات طراحی معابر شهری». *شبک*، ۸(۱): پیاپی ۶۴: ۱۷-۲۱. <http://www.udsj.ir/post.aspx?id=751>
- سعادت‌مهر، مسعود، (۱۳۹۲). «تخمین تابع قیمت هدانیک مسکن شهری خرم آباد با داده‌های مقطعی». *اقتصاد پولی مالی*، ۱۷(۳۳). <https://doi.org/10.22067/pm.v17i33.27321>
- شورای عالی شهرسازی و معماری ایران. (۱۳۵۱). *قانون تاسیس شورای عالی شهرسازی و معماری ایران مصوب ۱۳۵۱/۱۲/۲۲*. (شورای عالی شهرسازی و معماری ایران ۱۳۵۱)
- شهاب لواسانی، کیوان؛ ورهرامی، ویدا، (۲۰۱۵). «تخمین بیزین تابع قیمت هدانیک آپارتمان‌های مسکونی در منطقه شمال شهر تهران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۲): ۳۱-۵۶.
- <https://doi.org/10.22054/ijer.2015.2488>
- قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و صمدی‌پور، شهلا، (۱۴۰۲). «اثر رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر تورم از کانال قیمت مسکن». *مدل‌سازی اقتصادی-سنجی*، ۳۱(۸): ۱۶۳-۱۸۸.
- <https://doi.org/10.22075/jem.2023.31008.1853>
- قلی‌زاده، علی‌اکبر، (۱۴۰۱). *اقتصاد مسکن: نظریه‌ها و کاربردها*. تهران: انتشارات نور علم.
- مرآت، بهار؛ و حجازی، رخشاد. (۱۳۹۹). «ارائه ی مدل اقتصادی به روش هدانیک: بوستان قیطره». *اقتصاد و برنامه ریزی شهری*، ۱(۲): ۶۱-۶۹. <https://doi.org/10.22034/UE.2020.09.02.01>
- نوروزیان، مهسا؛ و زیاری، کرامت‌الله، (۱۳۹۳). «پیامدهای ناشی از عدم رعایت ضوابط و مقررات مربوط به پارکینگ در مجتمع‌های آپارتمانی (نمونه موردی: شهر تهران)». *پژوهش و برنامه ریزی شهری*، ۵(۱۷): ۶۵-۸۲.
- https://journals.marvdasht.iau.ir/article_470.html
- Andersson, M., Mandell, S., Thörn, H. B. & Gomér, Y., (2016). The effect of minimum parking requirements on the housing stock. *Transport Policy*, 49: 206-215. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2016.05.005>
- Aoun, A., Abou-Zeid, M., Kaysi, I. & Myntti, C., (2013). Reducing parking demand and traffic congestion at the American University of Beirut. *Transport Policy*, 25: 52-60. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2012.11.007>
- Bertha, B. & Smith, W., (1964). *The low-rise speculative development*.
- Chen, P., Liu, Q. & Sun, F., (2018). Bicycle parking security and built environments. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 62: 169-178. <https://doi.org/10.1016/j.trd.2018.02.020>

- Chullabodhi, C., Chalermpong, S., Ratanawaraha, A. & Kato, H., (2020). "Assessing minimum parking requirements and parking capacities for residential development in the Bangkok Metropolitan Region". *Transportation Research Record*, 2674(11): 593–605. <https://doi.org/10.1177/0361198120947716>
- Dalvand, M., Kargar, B. & Tavakkolan, A., (2022). "Analysis of factors influencing violations in urban construction (Case: District 3, Region 16, Tehran)". *Urban Environment Planning and Development*, 2(6): 1–16. <https://doi.org/10.30495/juepd.2022.690607> (in Persian)
- Franco, S., Cutter, W. & Lewis, S., (2020). *The shadow cost of parking minimums: Evidence from Los Angeles County*. https://scholarship.claremont.edu/pomona_fac_econ/11
- Gabbe, C. J. & Pierce, G., (2017). "Hidden costs and deadweight losses: Bundled parking and residential rents in the metropolitan U.S.". *Housing Policy Debate*, 27(2): 217–229. <https://doi.org/10.1080/10511482.2016.1205647>
- Gabbe, C. J., Pierce, G. & Clowers, G., (2020). "Parking policy: Effects of residential minimum parking requirements in Seattle". *Land Use Policy*, 91(C): <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2019>
- Gholizadeh, A. A., (2022). *Housing Economics: Theories and Applications*. Tehran: Noor Elm Publishing. (in Persian)
- Gholizadeh, A. A. & Samadipour, Sh., (2023). "The effect of heterogeneous investor behavior in the housing sector on inflation via the housing-price channel". *Econometric Modeling*, 31(8): 163–188. <https://doi.org/10.22075/jem.2023.31008.1853> (in Persian)
- Grubbs, F. E., (1969). "Procedures for detecting outlying observations in samples". *Technometrics*, 11(1): 1–21. <http://dx.doi.org/10.1080/00401706.1969.10490657>
- Guo, Z. & Ren, S., (2013). "From minimum to maximum: Impact of London parking reform on residential parking supply (2004–2010)?" *Urban Studies*, 50: 1183–1200. <http://dx.doi.org/10.1177/0042098012460735>
- Gyourko, J., Saiz, A. & Summers, A., (2008). "Measuring local regulatory environment for housing markets: The Wharton Residential Land Use Regulatory Index". *Urban Studies*, 45(3): 693–729. <https://doi.org/10.1177/0042098007087341>
- Kok, N., Monkkonen, P. & Quigley, J. M., (2014). "Land use regulations and the value of land and housing: An intra-metropolitan analysis". *Journal of Urban Economics*, 81: 136–148. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2014.03.004>
- Leung, H. Y. A., (2014). *Impacts of minimum parking requirements on land-use efficiency and viability of alternatives at Auckland University*. <https://hdl.handle.net/10523/4740>
- Litman, T., (2025). "Parking requirement impacts on housing affordability: The costs of residential parking mandates and benefits of reforms". *Victoria Transport Policy Institute*: 1–29. <https://coilink.org/20.500.12592/6kr7x7w>
- Manville, M., (2013). "Parking requirements and housing development". *Journal of the American Planning Association*, 79(1): 49–66. <http://dx.doi.org/10.1080/01944363.2013.785346>
- Manville, M., Beata, A. & Shoup, D., (2013). "Turning housing into driving: Parking requirements and density in Los Angeles and New York". *Housing Policy Debate*, 23(2): 350–375. <http://dx.doi.org/10.1080/10511482.2013.767851>

- McAslan, D. & Sprei, F., (2023). "Minimum parking requirements and car ownership: Analysis across Swedish municipalities". *Transport Policy*, 135: 45–58. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2023.03.003>
- Merat, B. & Hejazi, R., (2020). "Proposing an economic model using the hedonic method: Qeytariyeh Park case study". *Urban Economics and Planning*, 1(2): 61–69. <https://doi.org/10.22034/UE.2020.09.02.01> (in Persian)
- Norouzian, M. & Ziari, K. A., (2014). "Consequences of non-compliance with parking regulations in apartment complexes: Tehran case". *Urban Research & Planning Scientific-Research Quarterly*, 5(17): 65–82. https://journals.marvdasht.iau.ir/article_470.html (in Persian)
- Ommeren, J., Groote, J. & Mingardo, G., (2013). "Residential parking permits and parking supply". *Regional Science and Urban Economics*, 45. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2013.11.003>
- Petrakovska, O. & Mykhalova, M., (2020). "Land-use limitations: Environmental and socioeconomic impacts". *Baltic Surveying*, 13: 49–54. <https://doi.org/10.22616/j.balticsurveying.2020.vol13.007>
- Rezvani Kakhki, S., (2022). "Economic analysis of parking regulations in urban housing and their incompatibility with street design standards". *Shabak*, 8(1 [Serial 64]): 17–21. <http://www.udsj.ir/post.aspx?id=751> (in Persian)
- Rosen, S., (1974). "Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition". *Journal of Political Economy*, 82(1): 34–55. <https://doi.org/10.1086/260169>
- Saadatmehr, M., (2013). "Estimating the urban housing hedonic price function in Khorramabad using cross-sectional data". *Monetary and Financial Economics*, 17(33): <https://doi.org/10.22067/pm.v17i33.27321> (in Persian)
- Shahab Lavasani, K. & Varhrami, V., (2015). "Bayesian estimation of the hedonic price function for residential apartments in northern Tehran". *Iranian Economic Research*, 20(62): 31–56. <https://doi.org/10.22054/ijer.2015.2488> (in Persian)
- Shoup, D., (2005). *High Cost of Free Parking* (1st ed., pp. 125–142). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781351179539>
- Utts, J., (1982). "The rainbow test for lack of fit in regression". *Communications in Statistics: Theory and Methods*, 11: 2801–2815. <https://doi.org/10.1080/03610928208828423>

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2025 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

Study of the Factors Affecting on Iranian Dates Export with An Emphasis on The Role of The Market Structure of Trading Partners

Mohammad Khodaverdizadeh¹ , Atabak Kazempour Kahriz² ,
Reza Shakeri Bostan Abad³ 

Type of Article: Research

 <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30101.3738>

Received: 2024/11/14; Revised: 2025/04/09; Accepted: 2025/04/26

Pp: 139-171

Abstract

Dates are one of Iran's strategic agricultural products with a high share in exports; however, its share in the global market has decreased in recent years. This study examines the factors affecting date exports, focusing on the market structure of Iran's trade partners, using the gravity model, and the maximum likelihood method similar to Poisson and data from 20 trade partners between 2003 and 2021. The results show that Iran's export market structure has become more competitive. Based on the results of the gravity model, factors such as the GDP of trade partners, shared borders, and common religion having a positive impact on date exports, while Iran's economic difference with its trading partners, the presence of a strong competitor in the target market, international and European Union sanctions have a negative effect on date exports. These results indicate that in the studied period, the market structure index was not an effective factor on the changes in Iran's date exports. These findings suggest that, in addition to the aforementioned variables, Iran's date exports are also dependent on factors such as product diversity, trade policies, quality, branding, and economic stability. It is suggested that Iran's dependence on specific markets be reduced by diversifying export markets and strengthening political and economic relations with non-sanctioned countries.

Keywords: Date Export, Market Structure, Gravity Model, International Trade.

JEL Classification: Q10, Q17, Q1.

1. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author).

Email: Mo.khodaverdizadeh@urmia.ac.ir

2. PhD student of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Economics and Development, University of Tehran, Tehran, Iran.

3. PhD of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Economics and Development, University of Tehran, Tehran, Iran.

Citations: Khodaverdizadeh, M., Kazempour Kahriz, A. & Shakeri Bostan Abad, R., (2025). "Study of the Factors Affecting on Iranian Dates Export with An Emphasis on The Role of The Market Structure of Trading Partners". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 14(54): 139-171. <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30101.3738>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6027.html?lang=en

1. Introduction

Developing non-oil exports and reducing dependence on oil revenues are key goals of the Iranian economy in order to achieve economic independence, self-sufficiency, and foreign exchange earnings. In this regard, the government is trying to achieve sustainable growth by focusing on expanding non-oil exports, especially in the agricultural and natural resources sectors (Mohammadzadeh Asl and Mohammadi, 2012). Among agricultural products, dates are one of Iran's strategic products and have an important share in non-oil exports. According to [FAO statistics \(2021\)](#), Iran ranks third in date production in the world with a production of 1.3 million tons, after Egypt and Saudi Arabia, and ranks fourth in exporters with exports of 245 thousand tons, after Saudi Arabia, Iraq, and the UAE. A review of the data on the composition and share of countries importing dates from Iran between 2002 and 2022 shows that over the past two decades, firstly, the number of Iran's main partners (which account for 80 percent of Iran's exports) has decreased, and secondly, the export destination countries of Iranian dates have become concentrated only in Asian countries. All trade theories explain the reason for trade between countries but never determine the intensity of this trade and its amount. The gravity model was created to fill this missing link. This model in economics originated from Newton's law of gravity in physics. [Tinbergen \(1962\)](#) was the first person to apply this law to international trade in the world. In the original gravity model introduced by [Tinbergen \(1962\)](#) and [Pohjoen \(1963\)](#), the trade flow is explained by the gross domestic product of the exporting and importing countries and the geographical distance between them. Dierdorf introduced models with a population variable as the generalized attraction model and believes that other variables can be added to this basic model, including exchange rates, privatization indices, dummy variables for cultural similarities (language, etc.), common borders, and trade agreements ([Dierdorf, 1995](#)). A review of past studies indicates that despite extensive studies on the factors affecting the export of agricultural products, there is limited research on the structure of the market and its impact on the export of agricultural products, especially dates.

2. Materials and Methods

In this study, concentration ratio and Herfindahl-Hirschman indices were used to examine the market structure. Given the country's privileged position in the field of date production and export, in the present study, the factors affecting Iranian date exports were examined with emphasis on the market structure of Iran's trading partners using the gravity model approach and the pseudo-Poisson maximum likelihood method. The sample studied in the present study includes 20 countries importing dates from Iran (Afghanistan, United Arab Emirates, Australia, Azerbaijan, Canada, China, Germany, Denmark, England, Indonesia, India, Iraq, Kazakhstan, Malaysia, Netherlands, Pakistan, Russia, Sweden, Turkey, Ukraine), which on average account for more than 91 percent of Iran's exports.

3. Data

The present study includes 20 countries importing dates from Iran. The necessary statistics and information include the structure of the import market of trading partners, the GDP of trading partners, being on the same border, having a common religion, economic differences with trading partners, the presence of a strong competitor in the target market, international sanctions and European Union sanctions during the period 2003 to 2021.

4. Discussion

In this study, in order to determine the status of the date export market in the country, the structure of the country's date export market between 2001 and 2021 was examined. The results of the surveys showed that during the studied period, the export market structure of this product in the country has moved towards becoming competitive. So that the share of the four main countries importing this product (CR4) from Iran has increased from 52% in 1380 to 47% in 1400. And the countries of India, UAE, Pakistan, Turkey, Kazakhstan and Afghanistan are always the main importers of Iranian dates. Examining the structure of the import market of countries that import dates from Iran also showed that, except for the countries of Afghanistan, Denmark, Iraq, Pakistan and Ukraine, the structure of the import market of other target countries for importing Iranian dates has moved towards becoming more competitive. Finally, the results related to the investigation of factors affecting the export of Iranian dates using the gravity model estimation (as the main objective of this study) showed that having a common border between the country of Iran and its trading partners had a positive and significant effect on the export of Iranian dates. In other words, the export of agricultural products, including dates, can be the basis for increasing economic income and developing the country's non-oil exports in the presence of economic sanctions. The effect of the variables of having a common religion and the gross domestic product of Iran's date trading partners on the export of this product in the country has been positive and significant. According to the obtained results, the variable of the import market structure of Iran's date trading partners did not have a significant effect on the export of this product, and during the years under review, the market structure index in the countries that import dates from Iran was not an effective factor on the changes in Iran's date export. The difference between Iran's per capita income and its trading partners, which is also referred to as the economic difference index, has had a negative and significant impact on Iran's date exports.

5. Conclusions

Developing agricultural exports to reduce dependence on oil is a priority for the Iranian economy. With its diverse climate, fertile lands, and high production capacity, Iran is one of the world's leading producers and exporters of dates. Meanwhile, the market structure of trading partners can also affect the level of trade and the composition of partners. The results of the study showed that the structure of Iran's date export market has become more competitive over the period, and most target markets have also moved towards greater competition. However, based on the gravity model, during the period under study, the structure of the import market of trading partners did not have a significant effect on Iran's date exports and was not a determining factor in changes in the export of this product. This means that other factors such as product diversity, date quality, branding, sustainable trade policies, and continuous trade relations can have a greater impact on improving date exports. EU sanctions and international sanctions between 2010 and 2013 had a significant and negative impact on Iran's date exports. Therefore, it is suggested that the Iranian government reduce its dependence on specific markets and prevent the adverse effects of sanctions by diversifying export markets, strengthening political and economic relations with non-sanctioned countries, and identifying new target markets. According to the results, having a common border and religion with trading partners as non-economic factors has had a positive effect on Iranian date exports. Therefore, it is suggested that Iran's trade

policies be reviewed based on these characteristics and that trade agreements with bordering countries or countries with similar cultural and religious relations, including Muslim countries, be given more attention, especially under sanctions. Despite the competitive trend during the period under review, Iran's date export market still has exclusive characteristics in some of the years under review. It is suggested that Iran review its policies in such a way that export markets become more diverse and dependence on a few specific countries is reduced.

Acknowledgments

The authors consider it necessary to express their gratitude to the staff and referees of the Iranian Applied Economic Studies Quarterly for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution

The authors declare that the article was written by all three authors.

Conflict of Interest

The authors declare the absence of conflict of interest by observing the ethical principles of publication in reference.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ چاپی الکترونیکی: ۴۷۲۸-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۴ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)



بررسی عوامل مؤثر بر صادرات خرمای ایران با تأکید بر نقش ساختار بازار شرکای تجاری

محمد خداوردیزاده^۱، اتابک کاظم پورکهریز^۲، رضا شاکری بستان آباد^۳

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30101.3738>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۸/۲۴، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۱/۲۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۰۷

صص: ۱۷۱-۱۳۹

چکیده

خرما از محصولات استراتژیک کشاورزی ایران است که سهم بالایی در صادرات دارد، اما در سال‌های اخیر سهم آن از بازار جهانی صادرات کاهش یافته است. این مطالعه با استفاده از الگوی جاذبه و روش درست‌نمایی شبه پیشینه پواسن و داده‌های ۲۰ شریک تجاری ایران طی دوره ۲۰۲۱-۲۰۲۳ م.، عوامل مؤثر بر صادرات خرما را با تأکید بر ساختار بازار شرکای تجاری بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که ساختار صادراتی ایران رقابتی‌تر شده است. بر اساس نتایج الگوی جاذبه تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری، هم‌مرز بودن و داشتن مذهب مشترک تأثیر مثبت و تفاوت اقتصادی با شرکای تجاری، حضور رقیب قدرتمند در بازار هدف، تحریم‌های بین‌المللی و تحریم‌های اتحادیه اروپا تأثیر منفی بر صادرات خرمای ایران داشته‌اند. در عین حال، در بازه زمانی مورد مطالعه، ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری تأثیر معناداری بر صادرات خرمای ایران نداشته است. پیشنهاد می‌شود که با تغییر ساختار تجارت خارجی و ایجاد تنوع در بازارهای صادراتی و تقویت روابط سیاسی و اقتصادی با کشورهای غیرتحریمی، وابستگی ایران به بازارهای خاص کاهش یافته و اثر تحریم‌ها کاهش یابد.

کلیدواژگان: صادرات خرما، ساختار بازار، الگوی جاذبه، تجارت بین‌الملل.

طبقه‌بندی JEL: Q10, Q17, Q1.

۱. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول).

Email: Mo.khodaverdizadeh@urmia.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

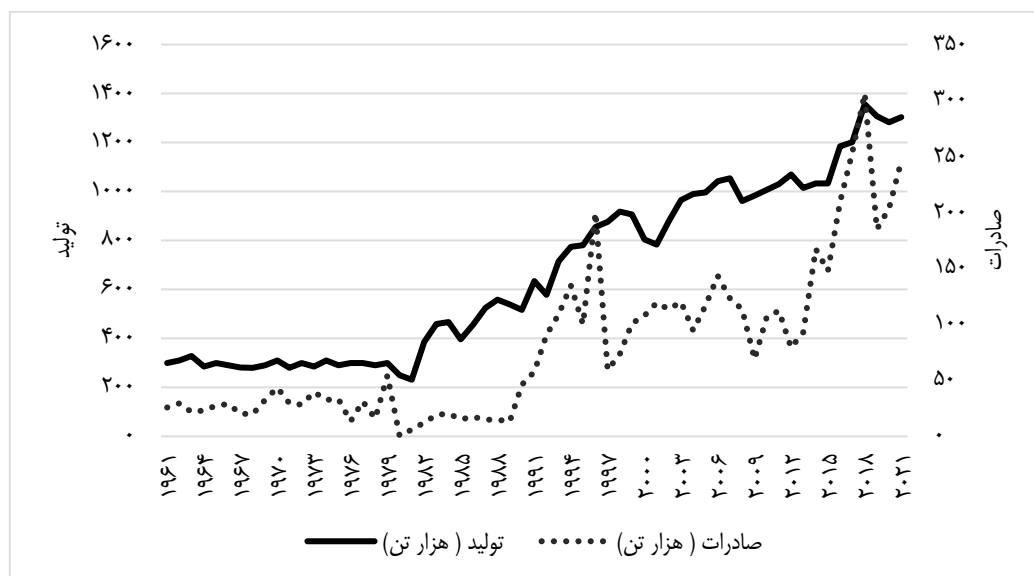
Email: kazempoor.atabak@ut.ac.ir

۳. دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

Email: reza.shakeri@ut.ac.ir

۱. مقدمه

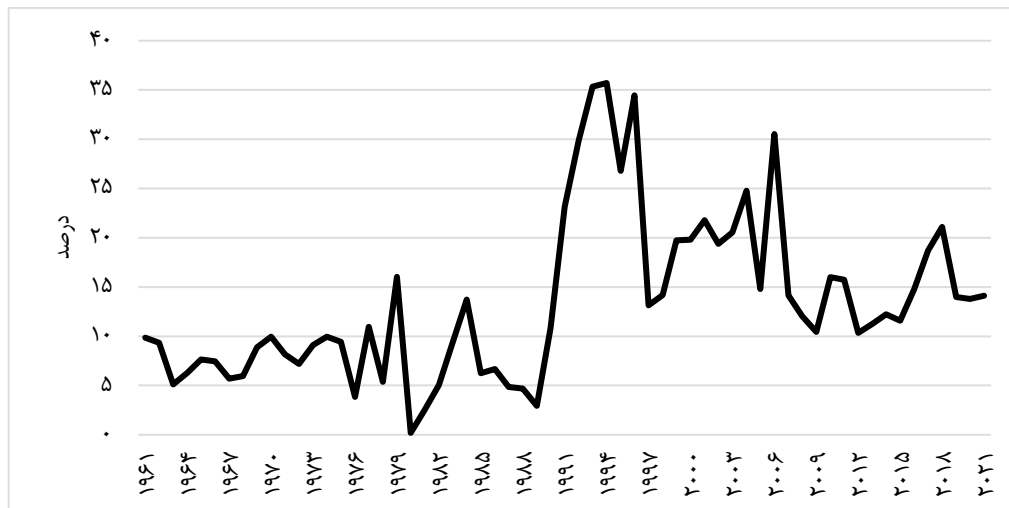
توسعه صادرات غیرنفتی و کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی از اهداف کلیدی اقتصاد ایران در راستای تحقق استقلال اقتصادی، خودکفایی و کسب ارز است. در این راستا، دولت با تمرکز بر گسترش صادرات غیرنفتی، به ویژه در بخش کشاورزی و منابع طبیعی، تلاش می‌کند تا به رشد پایدار دست یابد (محمدزاده اصل و محمدی، ۱۳۹۱). بخش کشاورزی به دلیل قابلیت ایجاد اشتغال گسترده و نیاز کمتر به سرمایه‌گذاری نسبت به سایر بخش‌ها، جایگاه ویژه‌ای در این استراتژی دارد (ملک‌آرا، ۱۳۹۹). در میان محصولات کشاورزی، خرما یکی از محصولات استراتژیک ایران است و سهم مهمی در صادرات غیرنفتی دارد. بر اساس آمار فائو (۲۰۲۱)، ایران با تولید ۱۰۳ میلیون تن، پس از مصر و عربستان، رتبه سوم تولید خرما در جهان را دارد و با صادرات ۲۴۵ هزار تن، در رتبه چهارم صادرکنندگان پس از عربستان، عراق و امارات قرار گرفته است. مطابق نمودار (۱) با وجود ظرفیت بالای تولید و صادرات خرما، بررسی روند ۶۰ ساله نشان می‌دهد که نوسانات صادراتی ایران بسیار بیشتر از نوسانات تولید این محصول بوده است. این نوسانات می‌تواند ناشی از عدم ثبات در سیاست‌ها و استراتژی‌های صادراتی باشد که در نهایت، نفوذ و جایگاه ایران را در بازار جهانی تضعیف می‌کند.



نمودار ۱: روند تولید و صادرات خرماي ایران در بازه زمانی ۱۹۶۱-۲۰۲۱ م. (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 1: Iranian date production and export trends in the period 1961-2021.

طبق نمودار (۲)، بررسی روند سهم ایران از صادرات جهانی خرما حاکی از آن است که هم‌زمان با افزایش نوسانات صادرات خرماي ایران، سهم ایران از صادرات جهانی کاهش پیدا کرده است و در طی دو دهه گذشته از حدود ۳۵ درصد به ۱۴ درصد رسیده است.

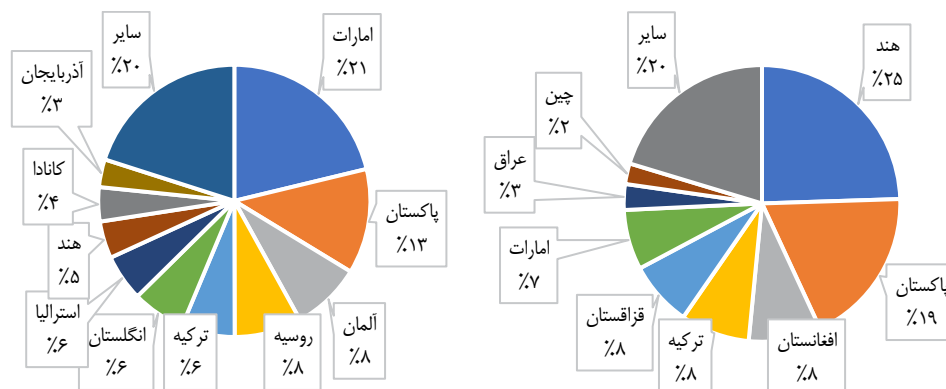


نمودار ۲: روند سهم ایران از صادرات جهانی خرما در بازه زمانی ۱۹۶۱-۲۰۲۱ م. (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 2: Trend in Iran's share of global date exports in the period 1961-2021.

مطابق با نمودار (۳)، بررسی داده‌های ترکیب و سهم کشورهای واردکننده خرما از ایران در بین سال‌های ۲۰۰۲ و ۲۰۲۲ م. نشان می‌دهد که در طی دو دهه اخیر اولاً تعداد شرکای اصلی ایران (که ۸۰ درصد صادرات ایران را شامل می‌شوند) کاهش پیدا کرده است و ثانیاً کشورهای مقصد صادراتی خرما ایران فقط متمرکز به کشورهای آسیایی شده است. این در حالی است که در سال ۲۰۰۲ م. کشورهایی از قاره اروپا و آمریکا (نظیر آلمان، انگلستان و کانادا) نیز از کشورهای صادراتی ایران بوده است. به عبارت دیگر مقایسه شرکای تجاری ایران حاکی از دست رفتن برخی از بازارهای صادرات خرمای ایران در طی دو دهه اخیر است. وجود چنین چالش‌هایی در صادرات خرمای ایران و هم‌پوشانی کاهش شرکای تجاری ایران و سهم ایران از بازار جهانی، یک هشدار برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران بخش کشاورزی است که در راستای توسعه و ثبات صادرات غیرنفتی، سیاست‌ها و استراتژی‌های صادراتی این محصول خاص را مورد ارزیابی مجدد قرار داده و با برنامه‌ریزی هدفمند موجبات ارتقاء و توسعه صادرات این محصول را فراهم کنند.

با مرور مطالب فوق، ضرورت توجه به صادرات خرمای ایران بر کسی پوشیده نمی‌ماند، اما برای دستیابی به موارد ذکر شده، ضرورت دارد که عوامل مؤثر بر صادرات این محصول از ابعاد مختلف مورد بررسی قرار گیرد که یکی از این موارد ساختار بازارهای وارداتی شرکای تجاری است.



ترکیب و سهم کشورهای واردکننده خرما از ایران (سال ۲۰۲۲) ترکیب و سهم کشورهای واردکننده خرما از ایران (۲۰۰۲)

نمودار ۳: تغییرات ترکیب و سهم شرکای تجاری ایران در صادرات خرما.

Graph. 3: Changes in the composition and share of Iran's trading partners in date exports.

این مطالعه در نظر دارد تا با مروری بر ادبیات نظری و تجربی موجود و تبیین روش‌شناسی متناسب با اهداف پژوهش، عوامل مؤثر بر صادرات خرما را مورد بررسی قرار دهد. در بخش پایانی این مطالعه، نتایج حاصل از تحقیق ارائه و پیشنهادهایی برای بهبود سیاست‌های صادراتی ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

ساختار بازار شامل تمرکز فروشندگان و خریداران، شرایط ورود و خروج و همگنی کالا است که بر قیمت‌گذاری، رقابت و انحصار تأثیر می‌گذارد (صادقی و همکاران، ۱۳۹۰). در تجارت بین‌الملل، ساختار بازار صادراتی نشان‌دهنده میزان، سهم و تعداد بازارهای هدف صادراتی یک کشور است، در حالی که ساختار بازار وارداتی بیان‌گر تعداد و سهم صادرکنندگان جهانی در یک کشور می‌باشد (بابونز و فارابی سیرس، ۲۰۱۲). بازارهای وارداتی رقابتی باعث کاهش وابستگی به صادرکنندگان اصلی، افزایش تعداد تأمین‌کنندگان و کنترل نوسانات قیمت و مقدار محصول می‌شوند. کشورهایی با این ساختار می‌توانند در برابر افزایش قیمت از سوی برخی صادرکنندگان واکنش نشان‌دهنده و محصولات جایگزین را وارد کنند، اما در بازارهای انحصاری، شوک‌های قیمتی صادرکنندگان مستقیماً منتقل می‌شود. برای صادرکنندگان نیز ساختار بازار وارداتی اهمیت دارد، نفوذ در بازارهای متمرکز دشوارتر، اما حفظ و توسعه صادرات در صورت داشتن سهم بازار بالا آسان‌تر است (چیزی و همکاران، ۱۳۹۳). بررسی تغییرات این ساختار به برنامه‌ریزی بازاریابی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کمک می‌کند. این مباحث زمینه‌ساز الگوی جاذبه^۱ بوده و بستر مناسب برای تحلیل تأثیرات ساختار بازار وارداتی و رقابت در بازارهای هدف بر صادرات خرما فراهم می‌آورد. تمام نظریه‌های تجارت دلیل تجارت میان کشورها را توضیح می‌دهند ولی هیچ‌وقت شدت این تجارت و مقدار آن را تعیین نمی‌کنند. مدل جاذبه جهت پر کردن این حلقه مفقوده ایجاد شده است. در اقتصاد، مطالعات الگوی جاذبه موفقیت‌های تجربی زیادی در توضیح انواع مختلف جریان‌های درون منطقه‌ای و بین‌المللی کسب کرد. این الگو در اقتصاد از روی قانون جاذبه نیوتن در فیزیک منشاء گرفته است. «تینبرگن»^۲ (۱۹۶۲) اولین کسی بود

¹ Gravity model

² Tinbergen

که این قانون را در دنیا بر روی تجارت بین‌الملل به کار برد. در مدل جاذبه اولیه که توسط **تینبرگن (۱۹۶۲)** و **«پویهنن»^۱ (۱۹۶۳)** معرفی شده است، جریان تجاری توسط تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده و واردکننده و فاصله جغرافیایی بین آن‌ها توضیح داده شده است. مدل جاذبه برای مدتی طولانی مورد انتقاد بود. زیرا آن‌را فاقد پایه تئوری می‌دانستند که تنها روی داده‌های کمی جواب می‌داد.

پس از مطالعات **تینبرگن** و **پویهنن**، نویسندگان دیگری از این مدل به نحو چشم‌گیری در زمینه تجارت بین‌الملل، مطابق نیازهای خود استفاده نمودند. **«لاینمن»^۲ (۱۹۶۶)** جمعیت را نیز به عنوان مقیاسی از اندازه کشورها به مدل اضافه نمود. برخی از نویسندگان از درآمد سرانه جهت توضیح سطح توسعه اقتصادی استفاده نمودند (**کوو و کارمر، ۱۹۹۱؛ کاریلو و لی، ۲۰۰۲**). **لاینمن (۱۹۶۶)** اولین اقتصاددانی بود که در تلاش جهت تهیه اصول تئوریک برای مدل جاذبه، به استخراج مدل جاذبه بر اساس مدل تعادل عرضه صادرات و تقاضای واردات پرداخت و بیشتر به سمت توجیه نظری مدل جاذبه در شرایط سیستم تعادلی والرس حرکت نمود (**پاس، ۲۰۰۰**). پس از وی **«اندرسون» (۱۹۷۹)** مدل جاذبه را با استفاده از خصوصیات تابع هزینه در کشورهایی که ساختار ترجیحات برای کالاهای تجاری مشابه است، استخراج نمود. **«برگسترند»^۳** در سال ۱۹۸۵ م. با انتقاد از روش **لاینمن** و ناتوانی آن در توضیح معادله جاذبه در فرم ضربی از روش اقتصاد خرد برای استخراج شدت تجارت میان دو کشور استفاده کرد. **برگستراند (۱۹۸۵)** مدل جاذبه را از چارچوب تعادل عمومی استخراج نمود. او نشان داد که مدل جاذبه یک فرم کاهشی سیستم تعادل جزئی از مدل تعادل عمومی تجارت است. او عرضه تجارت در کشور A را با توجه به ماکزیم کردن سود بنگاه‌ها و تقاضای تجارت در کشور J را بر اساس ماکزیم کردن تابع مطلوبیت با کشش جانشینی ثابت با توجه به قید درآمد در کشور J به دست آورد و از برابری عرضه و تقاضا به معادله جاذبه رسید. بر اساس نظر **«پیرمارتینی» (۲۰۰۵)** بهترین ابزار تحلیل داده در حوزه تجارت مدل جاذبه می‌باشد (**شیشه‌گری و همکاران، ۱۴۰۱**).

«دیردورف»^۴ مدل‌های دارای متغیر جمعیت را تحت عنوان مدل جاذبه تعمیم یافته معرفی نموده و معتقد است متغیرهای دیگری نیز می‌تواند به این مدل پایه اضافه شود، از جمله نرخ‌های ارز، شاخص‌های خصوصی سازی، متغیرهای مجازی برای تشابه‌های فرهنگی (زبان و ...)، مرزهای مشترک و موافقت‌نامه‌های تجاری (**دیردورف، ۱۹۹۵**). **«دیردورف» (۱۹۹۵)** ارتباطی میان مدل جاذبه و مدل هکشر- اوهلین با استخراج مدل جاذبه از مدل هکشر - اوهلین یافت. **«اونت» و «کلر»^۵ (۲۰۰۲)** تخصص کامل در مدل‌های هکشر - اوهلین و مدل بازده فزاینده نسبت به مقیاس را بررسی نموده و هر دو را پشتیبان مدل جاذبه یافتند (**پاس، ۲۰۰۰؛ موسوی، ۱۳۸۴**). بنابراین مطالعات مذکور یک اصول تئوریک ثابت و پابرجا برای مدل جاذبه ارائه نمودند که بخش زیادی از انتقادات پیشین وارد بر آن‌را رفع نمود. پس از استخراج پایه تئوریک مدل جاذبه از اواخر دهه ۱۹۹۰ م. به بعد مطالعات روی کاربرد عملی مدل جاذبه متمرکز شد. **«فرانکل»^۶ (۱۹۹۷)** فرم تعمیم یافته مدل جاذبه را که تأکید خاصی روی نقش عوامل جغرافیایی مانند مسافت، تقسیم‌بندی مرزی و جمعیت به عنوان عوامل تعیین کننده

¹ Poyhonen

² Linneman

³ Bergstrand

⁴ Deardorf

⁵ Evenett and Keller

⁶ Paas

⁷ Frankel

جریان‌های تجارت دوجانبه می‌نمود، تصریح کرده است. متغیرهای مجازی هم‌چون زبان مشترک، مذهب مشترک، مجاورت و ارتباطات تاریخی نیز می‌تواند به‌منظور ارائه عوامل سیاسی-جغرافیایی و موافقت‌نامه‌های تجاری در مدل وارد شود (سلیمانی، ۱۳۸۴).

علاوه بر ساختار بازار، عوامل دیگری مانند تولید ناخالص داخلی (GDP) شرکای تجاری، اختلاف درآمد سرانه، مرزهای مشترک، حضور رقبا و تحریم‌های بین‌المللی بر میزان صادرات تأثیر می‌گذارند. کشورهای با GDP بالا تقاضای بیشتری برای واردات دارند که می‌تواند به افزایش صادرات منجر شود. رشد اقتصادی شرکای تجاری نیز قدرت خرید مصرف‌کنندگان را افزایش داده و فرصت بهتری برای صادرکنندگان فراهم می‌کند. تفاوت درآمد سرانه میان ایران و شرکای تجاری نیز نقش مهمی دارد؛ کشورهای با درآمد بالاتر معمولاً تقاضای بیشتری برای کالاهای مصرفی و صنعتی دارند که می‌تواند به افزایش صادرات ایران کمک کند. هم‌چنین، کشورهای دارای مرز مشترک با ایران به دلیل کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل و سهولت تجارت، مقاصد مناسبی برای صادرات محسوب می‌شوند. رقابت در بازارهای هدف، چالش دیگری است. حضور رقبای قدرتمند ممکن است منجر به کاهش سهم بازار ایران شده و نیاز به رقابت در قیمت و کیفیت را افزایش دهد. در این راستا، شناخت استراتژی‌های رقبای اهمیت دارد. از سوی دیگر، تحریم‌های بین‌المللی با ایجاد محدودیت‌های مالی، حمل‌ونقل و تجاری، صادرات ایران را دشوار کرده و هزینه‌های تجارت را افزایش می‌دهند که می‌تواند بر اقتصاد کشور اثر منفی بگذارد (کاروسو، ۲۰۰۳؛ دبندیکتس و تاگلیونی، ۲۰۱۱؛ افسورگبور، ۲۰۱۹).

تحریم‌ها به‌عنوان یک ابزار فشار و اجبار در پیش‌برد اهداف سیاست خارجی کشورها همواره مدنظر قرار داشته است. تحریم‌های اقتصادی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین انواع تحریم‌ها، به معنی اقدامات غیر نظامی می‌باشند که بر انتقال کالا، خدمات و یا سرمایه به یک کشور خاص، تأثیر نامطلوبی می‌گذارند و هدف از برقراری آن‌ها، تنبیه یا مجازات و یا وادار ساختن آن کشور به تطبیق خود با اهداف سیاسی دولت تحریم‌کننده و یا بیان ناخرسندی کشور تحریم‌کننده از اقدامات و رفتارهای آن کشور است. معمولاً تحریم‌ها توسط همه شرکای تجاری اعمال نمی‌شوند و همه کالاهای تجاری کشور هدف را پوشش نمی‌دهند و حتی ممکن است منجر به خودکفایی کشور هدف نیز شوند. در مجموع، اثر تحریم‌ها بستگی به سهم تجاری کشور هدف نسبت به بقیه جهان دارد (پورعبادالهی و همکاران، ۱۳۹۸).

۳. پیشینه پژوهش

به جهت جایگاه و اهمیت صادرات خرما، مطالعات متعددی تأثیر عوامل مؤثر بر صادرات این محصول را بررسی کرده‌اند که در این زمینه می‌توان به مطالعات «رفیعی» و همکاران (۱۳۹۷)، «دکالی» و همکاران (۱۳۹۸) و «رفیعی» و همکاران (۱۴۰۱) اشاره کرد. برخی مطالعات اثر تحریم را بر صادرات بررسی کرده‌اند. «آقای» و همکاران (۱۳۹۷) اثر تحریم‌های اقتصادی و تجاری بر روابط تجاری ایران و کشورهای شریک عمده تجاری را با استفاده از مدل جاذبه طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۴ ه‍.ش. بررسی کردند. نتایج نشان داد که تحریم‌های شدید و

گسترده تأثیر منفی قابل ملاحظه‌ای بر میزان صادرات و واردات کالاهای تجاری ایران داشته است. «مکی»^۱ و همکاران (۲۰۱۵) در بررسی صادرات سوریه و اثر تحریم اقتصادی بر آن در فاصله سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ م. با استفاده از مدل جاذبه و رهیافت دو مرحله‌ای «هکمن»^۲ نشان دادند که با اعمال تحریم‌های اقتصادی و تخریب زیرساخت صنایع، پتانسیل صادرات در سوریه ۷۰ درصد کاهش یافته است. «آذربایجانی» و همکاران (۱۳۹۴) اثر تحریم‌های اقتصادی ایالات متحده و اتحادیه اروپا بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای عمده تجاری آن‌را با استفاده از مدل جاذبه طی سال‌های ۲۰۰۰ - ۲۰۱۱ م. بررسی کردند. نتایج نشان داد که تحریم‌ها آثار معکوس بر جریان تجارت دارند.

از سوی دیگر اهمیت ساختار بازار محصولات کشاورزی و تأثیر آن بر صادرات موجب شده است این مسئله مورد توجه پژوهش‌گران قرار بگیرد. در زمینه مطالعاتی که به بررسی ساختار بازار محصولات کشاورزی پرداخته‌اند می‌توان به مطالعه «خداوردی‌زاده» و محمدی (۱۳۹۵)، «خداوردی‌زاده» و محمدی (۱۳۹۶)، «رفیعی» و همکاران (۱۳۹۷)، «میرباقری» و همکاران (۱۳۹۸)، «آدتونجی» و «آدسیان»^۳ (۲۰۰۸)، «آگوم» و همکاران^۴ (۲۰۱۲)، «موسی» و همکاران^۵ (۲۰۲۰) و «ونگنا» و همکاران^۶ (۲۰۲۲) اشاره کرد. در رابطه با تأثیر ساختار بازار بر صادرات، «کاوز»^۷ (۱۹۸۶) در مطالعه‌ای با عنوان «رفتار صادراتی و ساختار بازار: شواهدی از ایالات متحده» به بررسی روابط پیچیده بین فعالیت‌های صادراتی تولیدکنندگان یک صنعت، ساختارهای بازار پیرامون آن‌ها و عملکرد کلی صنایع پرداخته است. این مطالعه نشان می‌دهد که تعاملات بین رفتار صادراتی و ساختار بازار چندوجهی و در هم تنیده هستند. وی استدلال می‌کند که صنایعی با فعالیت‌های صادراتی سنگین به‌عنوان بخش‌های کوچکی از بازارهای رقابتی جهانی عمل نمی‌کنند، بلکه تحت تأثیر ساختارهای بازار قرار می‌گیرند و به نوبه خود، این ساختارها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهند. این تأثیر متقابل الگوهای صادراتی صنعت و عملکرد کلی بازار را شکل می‌دهد و منجر به ارتباطات پیچیده‌ای می‌شود که با اصول رقابت خالص هم‌خوانی ندارد. این مطالعه به اهمیت در نظر گرفتن عوامل خارجی (بازار بین‌المللی) و داخلی (ساختار بازار داخلی) در تحلیل رفتار صادراتی تأکید می‌کند. تحقیقات کاوز (۱۹۸۶) به فهم گسترده‌تری از تأثیرات ساختار بازار بر عملکرد صنایعی با صادرات ملی کمک می‌کند و نیاز به یک رویکرد جامع برای بررسی پویایی‌های تجاری را مورد تأکید قرار می‌دهد. «بوی» و «چن»^۸ (۲۰۱۷) عوامل مؤثر بر صادرات برنج ویتنام را بر اساس مدل جاذبه طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ م. بررسی کردند. نتایج نشان داد که تولید ناخالص داخلی (GDP) شرکای تجاری، قیمت جهانی برنج، جمعیت و نرخ ارز بیشترین تأثیر را بر صادرات برنج ویتنام داشتند. «اشتو» و «گوشو»^۹ (۲۰۲۱) عوامل تعیین‌کننده صادرات قهوه اتیوپی به شرکای تجاری اصلی

¹ Mehchy

² Heckman's two-step

³ Adetunji & Adesiyani

⁴ Agom et al.

⁵ Musa et al.

⁶ Wongnaa et al.

⁷ Caves

⁸ Bui and Chen

⁹ Eshetu and Goshu

خود با رویکرد مدل جاذبه پویا و روش تخمین گشتاور تعمیم یافته سیستم (GMM) برای دوره ۱۹۹۸-۲۰۱۶ م. را بررسی کردند. نتایج نشان داد که باز بودن تجارت، اندازه جمعیت اتیوپی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و شاخص کیفیت نهادی اتیوپی بر حجم صادرات قهوه اتیوپی تأثیر مثبت و معناداری دارند. اما جمعیت کشورهای شریک، فاصله، حجم صادرات با تأخیر و نرخ ارز واقعی بر حجم صادرات قهوه اتیوپی تأثیر منفی و قابل توجهی دارد.

«اسماعیل» و همکاران (۲۰۲۳) عوامل تعیین کننده تجارت کشور مصر با ۱۱ شریک تجاری (لیبی، لبنان، سوریه، عربستان سعودی، سودان، اردن، ترکیه، بریتانیا، اوکراین، بلژیک و رومانی) برای محصول برنج را با استفاده از رویکرد مدل جاذبه طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۰۱ م. بررسی کردند. نتایج نشان داد با افزایش تولید ناخالص داخلی مصر و شرکای تجاری، ارزش کل صادرات، ارزش صادرات کشاورزی و ارزش صادرات برنج مصر افزایش می یابد. نتایج همچنین نشان داد که افزایش یک درصدی قیمت های صادراتی منجر به افزایش ۳.۹۷ درصدی در صادرات برنج مصر به کشورهای شریک می شود. فاصله بین پایتخت ها اثر منفی بر صادرات مصر دارد. پیشنهاد می شود که در صادرات برنج از کشور مصر تمرکز بر کشورهایی با تولید ناخالص داخلی پولی و واقعی بالا و توزیع جغرافیایی نزدیک گردد. «گوگوردچیان» و همکاران (۱۳۹۳) اثر ساختار بازار بر تجارت درون صنعت ایران و شرکای تجاری را طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۷ م. با استفاده از مدل جاذبه بررسی کردند. نتایج نشان داد که متغیر ساختار بازار شرکای تجاری ایران بر تجارت درون صنعت ایران با آن کشورها اثر منفی دارد. به عبارت دیگر هر چه ساختار بازار شرکای تجاری ایران انحصاری تر شود، تجارت درون صنعت بین این کشورها کاهش خواهد یافت. «آسیابانی» و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه ای به بررسی ساختار بازارهای هدف زعفران و تأثیر آن بر صادرات زعفران پرداختند. بر اساس نتایج این پژوهش، از میان ۱۶ کشور اصلی واردکننده زعفران ایران، هیچ کشوری دارای ساختار رقابت کامل نبوده و در همه بازارها درجه ای از انحصار وجود دارد. همچنین بر اساس نتایج الگوی جاذبه، متغیر ساختار بازار کشورهای واردکننده اثر معنی داری بر صادرات زعفران ایران داشته است و رقابتی تر شدن بازارهای هدف موجب کاهش صادرات زعفران ایران شده است. «امینی زاده» و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به ارزیابی اثر ساختار بازار واردکنندگان اتحادیه اروپا بر صادرات کشمش ایران پرداختند. بدین منظور در این پژوهش از الگوی جاذبه با استفاده از داده های تابلویی نامتوازن استفاده شده است. بر اساس نتایج، متغیر درآمد سرانه شرکای تجاری، اثر مثبت و معنی دار بر صادرات کشمش ایران داشته است. در حالی که تفاوت اقتصادی میان ایران و شرکای تجاری و همچنین بحران اقتصادی جهانی اثری منفی و معنی دار بر صادرات کشمش ایران داشته است. همچنین، ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری اثری معنی دار بر صادرات کشمش ایران نداشته و به عنوان عامل محدودکننده جدی به شمار نمی رود.

«امینی زاده» و همکاران (۱۴۰۳) تأثیر ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری ایران را بر صادرات پسته با استفاده از الگوی جاذبه بررسی کردند. بر اساس نتایج، افزایش نسبت تمرکز کشورهای واردکننده اثری مثبت و معنی دار بر صادرات پسته ایران داشته است. به عبارت دیگر، کاهش رقابت در بازار وارداتی کشورهای هدف موجب افزایش صادرات پسته ایران می شود، در حالی که افزایش رقابت در بازارها اثر منفی بر صادرات ایران دارد.

۳-۱. نوآوری پژوهش

مرور مطالعات گذشته حاکی از آن است که علی‌رغم وجود مطالعات گسترده در زمینه عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی، پژوهش‌های محدودی در زمینه ساختار بازار و تأثیر آن بر صادرات محصولات کشاورزی، به‌ویژه خرما، وجود دارد. از این‌رو، مطالعه حاضر با توجه به این خلاء بر بررسی متغیرهایی چون تولید ناخالص داخلی (GDP) شرکای تجاری، اختلاف درآمد سرانه ایران با شرکای تجاری، داشتن مرز مشترک (زمینی یا هوایی)، وجود رقیب قدرتمند در بازار هدف، ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری، تحریم‌های بین‌المللی و تحریم‌های اتحادیه اروپا تأکید دارد. جنبه نوآوری این مطالعه در این است که برخلاف مطالعات پیشین، به‌ویژه در زمینه صادرات محصولات کشاورزی، ترکیب و تعامل این عوامل در صادرات خرما به‌طور جامع و با استفاده از مدل جاذبه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۴. مواد و روش‌ها

ساختار بازار ویژگی‌های سازمانی بازار را نشان می‌دهد و در محدوده رقابت کامل تا انحصار کامل قرار دارد. شناسایی این ساختار به تعیین قیمت‌گذاری، تمرکز و رقابت در بازار کمک می‌کند (تومی و همکاران^۱، ۲۰۰۵؛ خداوردی‌زاده و محمدی، ۱۳۹۵). تمرکز فروشندگان نشان می‌دهد چه میزان از تولید در اختیار تعداد کمی از تولیدکنندگان است و تمرکز خریداران نشان‌دهنده میزان اختصاص تولید به تعداد محدود خریداران است. در این زمینه، معیارهای نابرابری و مطلق تمرکز شناسایی می‌شوند. معیارهای نابرابری مانند ضریب جینی^۲ و ضریب تغییرات به نابرابری اندازه توجه دارند، در حالی که معیارهای مطلق مانند شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص نسبت تمرکز به تعداد و اندازه بنگاه‌ها توجه می‌کنند (تارالد^۳، ۲۰۲۲؛ عبادی و شهیکی‌تاش، ۱۳۸۳؛ هانا و کای، ۱۹۷۷). در این مطالعه، دو شاخص نسبت تمرکز و هرفیندال-هیرشمن مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۴-۱. شاخص نسبت‌های تمرکز، (CR_n) :

نسبت تمرکز (CR_n) به‌عنوان یکی از مناسب‌ترین شاخص‌های بیان‌کننده چگونگی اداره بازار مطرح‌شده و به‌صورت نسبت مجموع اندازه فروش n تا از بزرگ‌ترین بنگاه‌های موجود در بازار به کل اندازه بازار قابل بیان است. شاخص فوق را می‌توان به‌صورت رابطه (۱) تعریف کرد (بزرگی و حسینی، ۱۳۸۷):

$$CR_n = \sum_{i=1}^n S_i \quad i=1, 2, \dots, n \quad (1)$$

در این رابطه k تعداد بنگاه‌ها، n تعداد بنگاه‌های بزرگ، S_i سهم بازار بنگاه i ام و CR_n نسبت تمرکز n بنگاه می‌باشد. سهم بازار بنگاه i ام از رابطه (۲) به‌دست می‌آید (دی‌وانی و کیم^۴، ۲۰۰۳):

¹ Twomey et al.

³ Gini Index

³ Tarald

⁴ Concentration ratio

⁵ De Vany and kim

$$S_i = \frac{X_i}{\sum X_i} \quad (2)$$

در رابطه فوق صورت کسر بیان گر صادرات یا واردات بنگاه i ام و منخرج کسر کل صادرات یا واردات محصول را نشان می دهد.

۴-۲. شاخص هرفیندال-هیرشمن (HHI):

جهت برطرف کردن بعضی از کاستی های وارد بر شاخص نسبت های تمرکز نظیر نادیده گرفتن توزیع اندازه بازار در بین بنگاه های موجود، آریسی هرفیندال و هیرشمن شاخصی را برای اندازه گیری قدرت بازار پیشنهاد کردند که از مجموع توان دوم سهم بازار تمامی بنگاه ها محاسبه می گردد. این شاخص از رابطه (۳) به دست می آید (حسینی و هومن، ۱۳۸۶؛ گاجورل و پرادهام، ۲۰۱۲):

$$HHI = \sum_{i=1}^n S_i^2 \quad (3)$$

در رابطه فوق، k تعداد بنگاه ها و S_i سهم بازار بنگاه i ام می باشد. شاخص هرفیندال یک آماره است که هر چقدر به صفر نزدیک باشد نشان گر درجه رقابتی بالای بازار و هر چقدر به یک نزدیک باشد، درجه انحصاری بالا را نشان می دهد. از مزایای این شاخص آن است که نخست، سهم تمامی بنگاه ها در بازار را در نظر می گیرد و دوم، عکس شاخص هرفیندال نوع بازار (تعداد بنگاه ها با سهم یکسان) را نشان می دهد (ویلیامز و روزن، ۱۹۹۹).^۱ تعیین ساختار بازار با ترکیب شاخص نسبت تمرکز و شاخص هرفیندال-هیرشمن به شرح جدول (۱) می باشد که هرچه CR_1 به سمت ۱۰۰ می رود درجه رقابتی کمتر و هر چه HHI به سمت صفر می رود درجه رقابتی بیشتر می شود (دابسون و همکاران، ۱۹۹۵).^۴

جدول ۱: انواع ساختار بازار

Tab. 1: Types of market structure

نسبت تمرکز (درصد)	شاخص هرفیندال- هیرشمن (HHI)	ویژگی اصلی بازار	بازار
$CR_1 \rightarrow 0$	$HHI \rightarrow 0$	بیش از ۵۰ بنگاه رقیب بدون در انحصار داشتن سهم در خور توجهی از بازار وجود دارند.	رقابت کامل
$CR_1 < 10$	$(1/HHI) \rightarrow 10$	هیچ کدام از بنگاه های رقیب، بیش از ۱۰ درصد بازار را در انحصار ندارند.	رقابت انحصاری
$CR_4 < 40$	$6 < (1/HHI) \leq 10$	۴ بنگاه حداکثر ۴۰ درصد بازار را در انحصار دارند.	انحصار چندجانبه باز
$CR_4 > 60$	$3 < (1/HHI) \leq 6$	۴ بنگاه حداقل ۶۰ درصد بازار را در انحصار دارند.	انحصار چندجانبه بسته
$CR_1 \geq 50$	$1 < (1/HHI) \leq 3$	بیش از ۵۰ درصد بازار در انحصار یک بنگاه است.	بنگاه مسلط

¹ Herfindahl-Hirschman index

² Gajurel & Pradhan

³ Williams and Rosen

⁴ Dobson et al.

یک بنگاه کل بازار را در انحصار دارد.

$HHI \rightarrow 1$

$CR_1 \rightarrow 100$

انحصار کامل

(منبع: دابسون و همکاران، ۱۹۹۵؛ کاظمپور و همکاران، ۱۴۰۲).

۴-۳. مدل جاذبه

الگوی تجربی استفاده شده در پژوهش حاضر الگوی جاذبه می باشد که نخستین بار توسط **تینبرگن (۱۹۶۲)** و بر اساس قانون جاذبه نیوتون برای تحلیل جریان های تجاری بین المللی مورد استفاده قرار گرفت که امروزه به دلیل توانمندی بالا در ارزیابی مؤلفه های اثرگذار بر جریان تجاری کشورها به ابزاری مهم برای محققین تبدیل شده است. الگوی پایه جاذبه معرفی شده توسط تینبرگن به صورت رابطه (۴) تعریف می شود (**امینی زاده و همکاران، ۱۴۰۰**):

$$T_{ij} = \alpha_0 Y_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} D_{ij}^{\alpha_3} \quad (4)$$

که در آن، T_{ij} سطح تجارت بین دو کشور i و j ، Y_i تولید ناخالص داخلی کشور i ، Y_j تولید ناخالص داخلی کشور j و D_{ij} فاصله بین دو کشور است. رابطه (۴) به عنوان رابطه جاذبه در تجارت مطرح بوده و الگوی اقتصادی جاذبه برای تعیین سطح تجارت بین کشورها به صورت رابطه (۵) می باشد:

$$T_{ij} = \alpha_0 Y_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} D_{ij}^{\alpha_3} \eta_{ij} \quad (5)$$

در رابطه فوق η_{ij} بیان گر جزء اخلاص و فرض می شود که مستقل از متغیرهای توضیحی است. برای برآورد الگوی فوق از روش حداقل مربعات معمولی که در آن تمام متغیرها باید به صورت لگاریتمی نوشته شوند، استفاده می شود. از آنجایی که در مدل فوق، تصریح لگاریتمی الگوی جاذبه با واریانس ناهمسانی روبه رو بوده و در آن فرض استقلال η_{ij} با متغیرهای توضیحی رد می شود، برآورد الگوی فوق با روش حداقل مربعات معمولی، نتایج ناسازگاری از کشش ها را ارائه می کند (**سیلوا و تنریرو^۱، ۲۰۰۶**) که برای برطرف کردن این ایرادهای برآوردی از روش برآوردی درست نمایی شبه بیشینه پواسن^۲ که برای اولین بار توسط **سیلوا و تنریرو (۲۰۰۶)** ارائه شده و رابطه آن به صورت معادله (۶) می باشد، استفاده می شود:

$$\sum_{i=1}^n \left[y_i - \exp(x_i \hat{\beta}) \right] x_i = 0 \quad (6)$$

بنابراین، روش برآوردی درست نمایی شبه بیشینه پواسن ایرادهای برآوردی روش حداقل مربعات معمولی را نداشته و نتایج به دست آمده سازگاری بیشتری خواهند داشت. این روش همچنین امکان استفاده کامل از مشاهدات را با استفاده از توزیع پواسن برای محققین فراهم می آورد. چرا که در روش حداقل مربعات معمولی نظر به لگاریتمی بودن متغیر وابسته و تعریف نشدن لگاریتم صفر، مشاهدات با متغیر وابسته صفر در آن ها حذف شده و منجر به ایجاد اریب در نتایج پژوهش می شود. از این رو، برآورد الگوی جاذبه به روش درست نمایی شبه بیشینه

¹ Silva and Tenreiro

² Pseudo-Poisson Maximum Likelihood (PPML)

پوآسن به جهت کارایی و سازگاری بیشتر در اکثر مطالعات داخلی و بین‌المللی (کی و همکاران^۱، ۲۰۱۹؛ قربانی و امینی‌زاده، ۱۳۹۹) مورد استفاده قرار گرفته است.

در مطالعه حاضر نیز به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر صادرات خرمای ایران از الگوی جاذبه و روش درست‌نمایی شبه بیشینه پوآسن استفاده شده است که در آن الگوی پایه بر اساس اهداف مطالعات با تغییراتی روبه‌رو شده است. الگوی تجربی پژوهش حاضر در رابطه (۷) ارائه شده است:

$$\text{Export}_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(\text{Gdp}_{jt}) + \beta_2 \text{Ln}(\text{GdpDif}_{ij}) + \beta_4 \text{Ln}(\text{Market}_{jt}) + D_1 \text{ESC}_{jt} + D_2 \text{CR}_{jt} + D_3 \text{CoB}_{it} + D_4 \text{ESanction}_t + D_5 \text{ISanction}_t + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

در رابطه فوق، Export معرف صادرات خرمای ایران به شرکای تجاری، Ln(Gdp) معرف لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب واردکننده خرما از ایران، Ln(GdpDif) بیان‌گر لگاریتم اختلاف درآمد سرانه میان ایران و شرکای تجاری، Ln(Market) معرف لگاریتم ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری که بر اساس معکوس شاخص هرفیندال-هیرشمن محاسبه شده است، CoB نشان‌دهنده متغیر مرز مشترک بین ایران و شرکای تجاری بوده و برای کشورهایی که مرز زمینی یا هوایی مشترک با ایران دارند عدد ۱ و برای سایر کشورها عدد صفر در نظر گرفته شده است، ESC بیان‌گر حضور رقیب قدرتمند در بازار هدف خرمای صادراتی ایران بوده و برای حضور آن در بازار هدف ایران عدد ۱ و برای عدم حضور رقیب قدرتمند در بازار هدف عدد صفر در نظر گرفته شده است، CR معرف وجود مذهب و دین مشترک بوده و مقدار آن برای کشورهای هدف مسلمان عدد ۱ و برای سایر کشورها عدد صفر به‌کار رفته است، متغیر ESanction بیان‌گر متغیر دمی تحریم‌های اتحادیه اروپا علیه ایران بوده و مقدار آن برای سال‌های تحریم عدد ۱ و برای باقی سال‌ها عدد صفر در نظر گرفته شده و در نهایت متغیر ISanction بیان‌گر تحریم‌های بین‌المللی اقتصادی است که به‌صورت متغیر مجازی در الگو وارد شده است. بر اساس مطالعه «سامور» (۲۰۱۵) برای این متغیر در سال‌های تحریم (۲۰۱۰-۲۰۱۵) عدد ۱ و برای سال‌های نبود تحریم عدد صفر داده شده است. منابع دریافت اطلاعات متغیرهای وابسته و توضیحی و علامت مورد انتظار متغیرهای توضیحی در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: معرفی متغیرهای وابسته و توضیحی

Tab. 2: Introduction to dependent and explanatory variables

متغیر	واحد	علامت مورد انتظار	منابع اطلاعاتی
متغیر وابسته	صادرات خرمای ایران	۱۰۰۰ دلار	گمرک جمهوری اسلامی ایران
پیوسته	GDP شرکای تجاری	دلار	بانک جهانی
پیوسته	اختلاف درآمد سرانه ایران با شرکا	دلار	محاسبات محققین و اطلاعات بانک جهانی

¹ Kea et al

مجازی	داشتن مرز مشترک (زمینی یا هوایی)	-	+	مرکز مطالعات و داده‌های بین‌المللی
مجازی	وجود رقیب قدرتمند در بازار هدف	-	-	بررسی‌های محققین
پیوسته	ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری	-	- / +	محاسبات محققین و اطلاعات سایت trade map
مجازی	تحریم‌های بین‌المللی	-	-	سامور (۲۰۱۵)
مجازی	تحریم‌های اتحادیه اروپا	-	-	آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۴)

پژوهش حاضر شامل ۲۰ کشور واردکننده خرما از ایران است که طبق آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران و سازمان تجارت جهانی^۱ (ITC) در دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۱ م، به‌طور میانگین بیش از ۹۱ درصد از صادرات خرمای ایران را به خود اختصاص داده‌اند. با توجه به بازه زمانی اطلاعات تجاری منتشرشده مربوط به واردات کشورهای واردکننده خرما از کشور ایران در زمان انجام مطالعه، آخرین اطلاعات تجارت جهانی این محصول برای بازه ۲۰ سال منتهی به ۲۰۲۲ م. در دسترس بودند. نظر به نقص اطلاعات بعضی از کشورهای هدف در خصوص سال ۲۰۲۲ م. به ناچار اطلاعات تجاری مربوط به این سال از سری زمانی مورد استفاده در بررسی ساختار بازار وارداتی ۲۰ کشور هدف مورد بررسی حذف و دوره زمانی مورد بررسی در مطالعه حاضر بین سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۱ م. انتخاب شده است. به‌منظور محاسبه ساختار بازار وارداتی کشورهای هدف، از نرم‌افزار EXCEL2019 و برای برآورد نتایج الگوی جاذبه از نرم‌افزار STATA15 استفاده شده است.

۵. یافته‌ها

در مطالعه حاضر، ساختار صادراتی خرمای ایران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ ه‍.ش بررسی شده که نتایج آن در جدول (۳) ارائه گردیده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که بازار صادراتی خرمای ایران به سمت رقابتی‌تر شدن حرکت کرده است. سهم چهار کشور اصلی واردکننده خرما (CR₄) از ۵۲ درصد در سال ۱۳۸۰ به ۴۷ درصد در سال ۱۴۰۰ ه‍.ش کاهش یافته است که بیان‌گر کاهش ۹۶۲ درصدی است. بر اساس جدول (۱)، کشورهای هند، امارات، پاکستان، ترکیه، قزاقستان و افغانستان از مهم‌ترین واردکنندگان خرمای ایران هستند. شاخص CR₁ نشان می‌دهد که میانگین سهم بزرگ‌ترین واردکنندگان از خرمای ایران در این دوره ۱۸ درصد بوده و هند در سال ۱۳۹۹ ه‍.ش با ۲۴ درصد بیشترین سهم وارداتی را داشته است.

جدول ۳: ساختار بازار صادراتی خرمای ایران

Tab. 3: Structure of the Iranian date export market

سال	CR ₁	CR ₄	HHI	1/HHI	شرکای تجاری اصلی	ساختار بازار
۱۳۸۰	۰/۲۱	۰/۵۲	۰/۱۰	۱۰/۳۲	امارات، روسیه، پاکستان، آلمان	انحصار چندجانبه باز
۱۳۸۱	۰/۲۱	۰/۵۰	۰/۰۹	۱۰/۸۶	امارات، پاکستان، آلمان، روسیه	انحصار چندجانبه باز
۱۳۸۲	۰/۱۷	۰/۵۲	۰/۰۹	۱۰/۹۸	امارات، روسیه، انگلستان، ترکیه	رقابت انحصاری
۱۳۸۳	۰/۱۶	۰/۵۳	۰/۰۸	۱۱/۷۷	امارات، پاکستان، روسیه، ترکیه	رقابت انحصاری

¹ International Trade Center

رقابت انحصاری	امارات، پاکستان، روسیه، ترکیه	۱۳/۳۵	۰/۰۷	۰/۴۷	۰/۱۳	۱۳۸۴
رقابت انحصاری	ترکیه، امارات، روسیه، پاکستان	۱۱/۰۶	۰/۰۹	۰/۵۳	۰/۱۶	۱۳۸۵
رقابت انحصاری	امارات، روسیه، پاکستان، آذربایجان	۱۱/۶۹	۰/۰۹	۰/۴۸	۰/۲۰	۱۳۸۶
رقابت انحصاری	روسیه، امارات، پاکستان، آذربایجان	۱۲/۵۸	۰/۰۸	۰/۴۵	۰/۱۹	۱۳۸۷
رقابت انحصاری	امارات، روسیه، پاکستان، هند	۱۳/۵۷	۰/۰۷	۰/۴۶	۰/۱۴	۱۳۸۸
رقابت انحصاری	امارات، پاکستان، هند، روسیه	۱۱/۸۴	۰/۰۸	۰/۵۰	۰/۱۶	۱۳۸۹
رقابت انحصاری	امارات، پاکستان، هند، ترکیه	۱۰/۹۸	۰/۰۹	۰/۵۰	۰/۲۱	۱۳۹۰
رقابت انحصاری	امارات، پاکستان، ترکیه، افغانستان	۱۱/۶۹	۰/۰۹	۰/۴۷	۰/۱۹	۱۳۹۱
رقابت انحصاری	امارات، ترکیه، پاکستان، افغانستان	۱۲/۸۹	۰/۰۸	۰/۴۶	۰/۱۷	۱۳۹۲
رقابت انحصاری	هند، ترکیه، امارات، قزاقستان	۱۳/۲۹	۰/۰۸	۰/۴۷	۰/۱۳	۱۳۹۳
رقابت انحصاری	هند، قزاقستان، پاکستان، امارات	۱۳/۲۶	۰/۰۸	۰/۴۶	۰/۱۵	۱۳۹۴
رقابت انحصاری	هند، پاکستان، قزاقستان، ترکیه	۱۱/۷۰	۰/۰۹	۰/۵۱	۰/۱۷	۱۳۹۵
انحصار چندجانبه باز	هند، پاکستان، ترکیه، قزاقستان	۹/۱۹	۰/۱۱	۰/۵۷	۰/۲۱	۱۳۹۶
رقابت انحصاری	هند، پاکستان، ترکیه، قزاقستان	۱۰/۱۷	۰/۱۰	۰/۵۴	۰/۲۲	۱۳۹۷
انحصار چندجانبه باز	پاکستان، هند، ترکیه، قزاقستان	۹/۳۴	۰/۱۱	۰/۵۷	۰/۲۰	۱۳۹۸
انحصار چندجانبه باز	هند، پاکستان، ترکیه، افغانستان	۸/۲۰	۰/۱۲	۰/۶۰	۰/۲۴	۱۳۹۹
رقابت انحصاری	هند، پاکستان، امارات، ترکیه	۱۳/۱۵	۰/۰۸	۰/۴۷	۰/۱۴	۱۴۰۰

(مأخذ: یافته‌های تحقیق).

ساختار بازار وارداتی ۲۰ کشور هدف خرمای ایران بین سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۱ م. بررسی شده که نتایج آن در جدول (۴) آمده است. به جز افغانستان، دانمارک، عراق، پاکستان و اوکراین، سایر کشورها به سمت رقابتی‌تر شدن حرکت کرده‌اند. در سال ۲۰۲۱ م، استرالیا با شاخص CR_4 برابر ۵۶ درصد، رقابتی‌ترین و افغانستان با شاخص CR_4 برابر ۱۰۰ درصد، انحصاری‌ترین بازار وارداتی خرما از ایران را داشته‌اند. بیشترین رشد شاخص تمرکز با ۲۶۵ درصد مربوط به استرالیا و کمترین رشد با ۴۰- درصد مربوط به عراق بوده است.

جدول ۴: ساختار بازار وارداتی خرمای شرکای تجاری ایران

Tab. 4: Structure of the date import market for Iran's trading partners

کشور	CR4 (2003)	CR4 (2021)	درصد رشد	1/HHI (2003)	1/HHI (2021)	درصد رشد	مسیر حرکتی بازار
افغانستان	۱/۰۰	۱/۰۰	۰	۱/۱۱	۱/۰۷	-۴	به سمت انحصاری شدن
امارات	۰/۹۸	۰/۹۱	-۷	۲/۲۴	۲/۷۶	۲۳	به سمت رقابتی‌تر شدن
استرالیا	۰/۹۳	۰/۵۶	-۴۰	۲/۶۱	۹/۵۵	۲۶۵	به سمت رقابتی‌تر شدن
آذربایجان	۱/۰۰	۰/۸۹	-۱۱	۱/۰۱	۲/۳۳	۱۳۱	به سمت رقابتی‌تر شدن
کانادا	۰/۷۸	۰/۷۵	-۴	۴/۷۵	۴/۵۰	-۵	به سمت رقابتی‌تر شدن
چین	۱/۰۰	۰/۹۷	-۳	۲/۲۵	۳/۶۷	۶۳	به سمت رقابتی‌تر شدن
آلمان	۰/۸۹	۰/۶۴	-۲۸	۲/۲۶	۵/۳۵	۱۳۷	به سمت رقابتی‌تر شدن

دانمارک	۰/۷۸	۰/۸۱	۴	۴/۷۷	۴/۱۴	-۱۳	به سمت انحصاری شدن
انگلستان	۰/۷۹	۰/۵۸	-۲۷	۵/۵۷	۷/۰۰	۲۶	به سمت رقابتی شدن
اندونزی	۰/۹۰	۰/۸۶	-۴	۳/۹۷	۵/۰۹	۲۸	به سمت رقابتی شدن
هند	۰/۹۹	۰/۹۱	-۸	۲/۱۰	۳/۵۰	۶۷	به سمت رقابتی شدن
عراق	۱/۰۰	۱/۰۰	۰	۲/۶۷	۱/۶۱	-۴۰	به سمت انحصاری شدن
قزاقستان	۱/۰۰	۰/۹۷	-۳	۱/۰۳	۱/۳۳	۲۹	به سمت رقابتی شدن
مالزی	۰/۸۱	۰/۷۹	-۳	۴/۰۹	۵/۷۸	۴۱	به سمت رقابتی شدن
هلند	۰/۸۲	۰/۶۷	-۱۸	۴/۹۵	۳/۹۵	-۲۰	به سمت رقابتی تر شدن
پاکستان	۱/۰۰	۱/۰۰	۰	۱/۶۳	۱/۴۲	-۱۳	به سمت انحصاری شدن
روسیه	۰/۹۸	۰/۹۴	-۴	۱/۱۲	۳/۲۶	۱۹۰	به سمت رقابتی شدن
سوئد	۰/۷۷	۰/۶۰	-۲۲	۵/۹۱	۷/۵۲	۲۷	به سمت رقابتی شدن
ترکیه	۰/۹۲	۰/۶۷	-۲۷	۲/۰۷	۷/۰۹	۲۴۲	به سمت رقابتی شدن
اکراین	۰/۹۳	۰/۹۷	۵	۳/۵۳	۲/۲۸	-۳۵	به سمت انحصاری شدن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه به منظور دست‌یابی به ضرایب مورد اعتماد در الگوی جاذبه، ایستایی و هم‌خطی متغیرهای مورد استفاده در الگو به ترتیب در جدول‌های (۵) و (۶) مورد بررسی و تحلیل واقع شده‌اند. مطابق نتایج ارائه شده در جدول (۵) و بر اساس مقادیر آزمون‌های «لین-لین-چو»^۱ (LLC) و «ایم، پسران و شین»^۲ (IPS)، مشخص است که تمامی متغیرهای وابسته و توضیحی الگو در سطح ایستا می‌باشند.

جدول ۵: نتایج آزمون ایستایی متغیرها
 Tab. 5: Results of the stationarity test of variables

متغیر	آزمون لوین-لین-چو (LLC)		آزمون ایم-پسران-شین (IPS)	
	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
میزان صادرات خرمای ایران به شرکای تجاری	-۳/۴۵	۰/۰۰	-۲/۷۱	۰/۰۰
GDP شرکای تجاری	-۲/۷۱	۰/۰۰	-۳/۰۳	۰/۰۰
ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری	-۲/۹۵	۰/۰۰	-۳/۹۲	۰/۰۰
تفاوت اقتصادی ایران با شرکای تجاری (اختلاف درآمد سرانه)	-۴/۹۱	۰/۰۰	-۲/۵۰	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

یکی دیگر از آزمون‌هایی که در تحلیل‌های رگرسیونی باید مورد بررسی قرار گیرد، بررسی ارتباط خطی بین متغیرهای توضیحی الگو است. نتایج بررسی هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی الگو که اطلاعات مربوط به آن در جدول (۶) ارائه شده است حاکی از نبود هم‌خطی میان متغیرهای توضیحی الگو می‌باشد. به‌طوری که در مورد همه متغیرهای توضیحی مورد استفاده در الگو مقدار میانگین عامل تورم واریانس کمتر از ۵ (۱/۸۱) می‌باشد.

^۱ Levin, Lin & Chui

^۲ Im, Pesaran and shin

جدول ۶: نتایج هم خطی با استفاده از آزمون VIF
Tab. 6: Collinearity results using the VIF test

متغیر	VIF	1/VIF
درآمد سرانه شرکای تجاری	۲/۶۲	۰/۳۸
ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری	۲/۲۷	۰/۴۴
تفاوت اقتصادی ایران با شرکای تجاری (اختلاف درآمد سرانه)	۲/۲۶	۰/۴۴
حضور رقیب قدرتمند در بازار هدف	۲/۲۴	۰/۴۵
هم‌مرز بودن با شریک تجاری	۱/۸۲	۰/۵۵
داشتن مذهب مشترک (مسلمان بودن شریک تجاری)	۱/۱۱	۰/۸۹
تحریم‌های اتحادیه اروپا	۱/۰۹	۰/۹۱
تحریم‌های بین‌المللی	۱/۰۷	۰/۹۴
میانگین VIF	۱/۸۱	

(منبع: یافته‌های تحقیق).

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی عوامل مؤثر بر صادرات خرمای ایران با استفاده از الگوی جاذبه و روش برآوردی درست‌نمایی شبه بیشینه پواسن در فاصله سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۱ م. است. طبق نتایج ارائه‌شده در جدول (۷)، با توجه به معنی‌داری مقادیر آماره‌های چاو و هاسمن، فرض صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأها رد شد، که نشان می‌دهد استفاده از الگوی Pool باعث ناسازگاری و ناکارآمدی نتایج می‌شود. بنابراین، با رد فرض صفر مبنی بر کارایی بیشتر روش اثرات تصادفی، ساختار داده‌های پژوهش به صورت تابلویی بوده و برآورد الگو با استفاده از روش اثرات ثابت به طور قابل توجهی کارآتر است. ضریب تعیین برابر با ۰.۷۰ در الگوی برآوردشده نشان‌دهنده این است که ۷۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی توضیح داده می‌شود.

نتایج بررسی عوامل مؤثر بر صادرات خرمای ایران با استفاده از الگوی جاذبه نشان داد که وجود مرز مشترک با شرکای تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات این محصول دارد. ضریب مربوط به هم‌مرز بودن نشان می‌دهد که وقتی صادرات خرما به کشورهایی که مرز مشترک با آن‌ها وجود دارد، انجام می‌شود ارزش صادرات خرما به طور متوسط به میزان ۴۰۹۰ دلار افزایش می‌یابد. وجود مرزهای زمینی و آبی باعث تسهیل حمل‌ونقل، کاهش مسافت و هزینه‌های حمل‌ونقل و صدور، افزایش صادرات محصولات کشاورزی و تقویت درآمدهای تجاری، به‌ویژه در شرایط تحریم می‌شود. بررسی‌ها طی دوره مورد بررسی حاکی از روند صعودی صادرات خرمای ایران به کشورهای آذربایجان، افغانستان، عراق، ترکیه، امارات، پاکستان، قزاقستان، بحرین، عمان، قطر، کویت و عربستان دارد که مرز زمینی یا آبی با ایران دارند. این یافته با نتایج پژوهش «طوسی» و همکاران (۱۳۸۹) هم‌سو است. در میان متغیرها ضریب مربوط به متغیر مرز مشترک نسبت به سایر متغیرها دارای مقدار بزرگتری است و نشان می‌دهد که حساسیت صادرات خرمای ایران نسبت به عامل مرز مشترک و به نوعی نبود مسافت و فاصله به عنوان معیاری از هزینه‌های صدور و توزیع کالا، نسبت به سایر متغیرها بیشتر است. اشتراک مذهبی (مسلمان بودن) بین ایران و شرکای تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات خرما داشته است. با صادر کردن خرما به کشورهای مسلمان به طور متوسط ارزش صادرات خرما به میزان ۳۸۵۰ دلار افزایش می‌یابد. این یافته با نتایج پژوهش طوسی و

همکاران (۱۳۸۹) هم‌سو است. در کشورهای مسلمان، به دلیل مناسبت‌هایی مانند ماه رمضان، جایگاه فرهنگی خرما و شباهت‌های مذهبی و قومی تقاضای این محصول بیشتر است. حضور رقبای قدرتمند در بازارهای هدف تأثیر منفی بر صادرات خرمای ایران داشته است. در سال‌هایی که رقیب قدرتمند در بازار صادرات جهانی خرما وجود داشته است، ارزش صادرات خرما به‌طور متوسط به میزان ۹۴۴۰ دلار کاهش یافته است. البته اعمال تحریم‌ها اثر این عامل را تقویت کرده است. با وجود جایگاه سوم ایران در تولید جهانی خرما، رقابت شدید در بازارهای هدف مانع افزایش صادرات شده است. این موضوع به ضعف بازاریابی، عدم شناخت علایق مشتریان و ناکارآمدی در بسته‌بندی و سورتینگ محصول بازمی‌گردد. بنابراین، فضای رقابتی نه تنها به توسعه صادرات کمک نکرده، بلکه چالشی در مسیر آن ایجاد کرده است.

نتایج پژوهش نشان داد که ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری تأثیر معناداری بر صادرات خرمای ایران ندارد. این یافته با مطالعه **امینی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰)** که نشان دادند ساختار بازار وارداتی شرکا اثری معنادار بر صادرات کشمش ایران ندارد، هم‌سو است. به نظر می‌رسد که عوامل دیگری مانند تنوع محصول، سیاست‌های تجاری، ثبات اقتصادی، کیفیت و برندینگ بر صادرات خرمای ایران تأثیر داشته باشند. در واقع شاید بازارهای مختلف به خرمای ایران علاقه‌مند باشند، اما به دلیل تنوع محصول و کیفیت خرماها، تأثیری که ساختار بازار شرکا بر صادرات دارد، کم است. همچنین، سیاست‌های تعرفه‌ای، یارانه‌های داخلی، ثبات اقتصادی ایران و پایایی روابط تجاری ممکن است تأثیر بیشتری بر صادرات این محصول نسبت به ساختار بازار شرکا داشته باشند. در سطح بازاریابی بین‌الملل نیز، کیفیت محصول و استراتژی‌های برندینگ می‌توانند نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا کنند، به‌طوری که اگر خرمای ایران در بازارهای جهانی به‌خوبی شناخته و پذیرفته شود، ساختار بازار شرکا اهمیت کمتری خواهد داشت.

نتایج بررسی‌ها نشان داد که تولید ناخالص داخلی (GDP) شرکای تجاری تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات خرمای ایران دارد. اگر GDP شرکای تجاری ۱ درصد افزایش یابد، ارزش صادرات خرما به میزان ۲۸۶۰ دلار افزایش می‌یابد. افزایش GDP و به تبع آن افزایش درآمد در کشورهای هدف، موجب رشد تقاضا و در نتیجه افزایش صادرات این محصول می‌شود. این یافته با پژوهش‌های «فرتو» و «سرب»^۱ (۲۰۱۷) و «اولنجین»^۲ و همکاران (۲۰۱۵) هم‌سو است. در مقابل، اختلاف درآمد سرانه ایران با شرکای تجاری، که به‌عنوان شاخص تفاوت اقتصادی شناخته می‌شود، تأثیر منفی و معناداری بر صادرات خرما داشته است. اگر اختلاف درآمد سرانه ایران با شرکای تجاری ۱ درصد افزایش یابد، ارزش صادرات خرمای ایران ۱۳۴۰ دلار کاهش می‌یابد. هر چه تفاوت اقتصادی بین ایران و کشورهای هدف کمتر باشد، صادرات افزایش می‌یابد و بالعکس، افزایش شکاف اقتصادی منجر به کاهش صادرات می‌شود. این نتیجه با مطالعات **اولنجین و همکاران (۲۰۱۵)** و «کاپورال»^۳ و همکاران (۲۰۱۵) که اثر منفی تفاوت اقتصادی بر صادرات محصولات کشاورزی را نشان دادند، مطابقت دارد. یکی از دلایل این موضوع، تفاوت

^۱ Ferto and Szerb

^۲ Ulengin et al.

^۳ Caporale

استانداردهای کیفی و بهداشتی بین کشورها می‌تواند باشد. اختلاف درآمد سرانه بر انتظارات مصرف‌کنندگان از کیفیت محصول تأثیر گذاشته و می‌تواند مانعی برای صادرات باشد.

در این مطالعه، برای ارزیابی تأثیر تحریم‌های تجاری اتحادیه اروپا در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۳ م. از متغیر مجازی استفاده شد. نتایج نشان داد که این تحریم‌ها تأثیر منفی و معناداری بر صادرات خرمای ایران داشته‌اند. در سال‌هایی که تحریم‌های اتحادیه اروپا وجود داشته است، ارزش صادرات خرمای ایران به طور متوسط به میزان ۸۲۰ دلار کاهش داشته است. بررسی روند صادرات خرمای ایران طی دوره مورد بررسی نشان داد که صادرات خرمای ایران در سال‌های تحریم روند تقریباً نزولی دارد. از آن‌جا که کشورهای عضو اتحادیه اروپا از بازارهای مهم محصولات کشاورزی ایران، از جمله خرما، محسوب می‌شوند، این تحریم‌ها باعث کاهش حجم صادرات به این کشورها شده‌اند که عمدتاً جزء کشورهای پردرآمد نیز هستند. این یافته با نتایج مطالعه امینی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰)، آقایی و همکاران (۱۳۹۷)، مکی و همکاران (۲۰۱۵) و آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۴) که تأثیر منفی تحریم‌ها بر صادرات را نشان دادند، همخوانی دارد. همچنین، تحریم‌های بین‌المللی در سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۵ م. نیز اثر مشابهی داشته و به‌طور متوسط منجر به کاهش ارزش صادرات خرمای ایران به شرکای تجاری به میزان ۱۰۲۰ دلار شده است.

جدول ۷: نتایج برآورد الگوی جاذبه به روش درست‌نمایی شبه بیشینه پواسن

Tab. 7: Results of estimating the gravity pattern using the Poisson pseudo-maximum likelihood method

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری	۲/۸۶	۰/۳۶	۷/۸۲	۰/۰۰
ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری	۰/۱۰	۰/۲۰	۰/۲۳	۰/۸۱
تفاوت اقتصادی ایران با شرکای تجاری (اختلاف درآمد سرانه)	-۱/۲۴	۰/۱۹	-۴/۴۴	۰/۰۰
حضور رقیب قدرتمند در بازار هدف	-۹/۴۴	۱/۱۸	-۷/۹۸	۰/۰۰
هم‌مرز بودن با شریک تجاری	۴/۰۹	۰/۵۰	۸/۰۸	۰/۰۰
داشتن مذهب مشترک (مسلمان بودن شریک تجاری)	۳/۸۵	۰/۴۵	۸/۳۸	۰/۰۰
تحریم‌های اتحادیه اروپا	-۰/۸۲	۰/۱۵	-۵/۳۲	۰/۰۰
تحریم‌های بین‌المللی	-۱/۰۲	۰/۱۷	-۵/۹۲	۰/۰۰
جزء ثابت	-۶۴/۶۲	۹/۳۲	-۶/۹۳	۰/۰۰
ضریب تعیین	۰/۷۰			
F	۳۴/۱۸			
آزمون چاو	۴/۰۸ (۰/۰۰)			
آزمون هاسمن	۲۶/۴۵ (۰/۰۰)			

(مأخذ: یافته‌های تحقیق).

۶. نتیجه‌گیری

توسعه صادرات کشاورزی برای کاهش وابستگی به نفت از اولویت‌های اقتصاد ایران است. ایران با اقلیم متنوع، اراضی مستعد و ظرفیت تولید بالا، یکی از اصلی‌ترین تولیدکنندگان و صادرکنندگان خرما در جهان محسوب می‌شود. در این میان، ساختار بازار شرکای تجاری نیز می‌تواند بر سطح تجارت و ترکیب شرکا تأثیر بگذارد. این پژوهش با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر صادرات خرمای ایران، از الگوی جاذبه و روش درست‌نمایی شبه بیشینه پواسن برای داده‌های ۲۰ شریک تجاری در بازه ۲۰۰۳-۲۰۲۱ م. استفاده کرده است. نتایج بررسی نشان داد که ساختار صادراتی خرمای ایران در طول دوره رقابتی تر شده و اکثر بازارهای هدف نیز به سمت رقابت بیشتر حرکت کرده‌اند. با این حال، بر اساس الگوی جاذبه، در بازه زمانی مورد مطالعه ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری اثری معنادار بر صادرات خرمای ایران نداشته و عامل تعیین‌کننده‌ای در تغییرات صادرات این محصول نبوده است. این بدین معناست که عوامل دیگری مانند تنوع محصولات، کیفیت خرما، برندسازی، سیاست‌های تجاری پایدار و روابط تجاری مستمر، می‌توانند تأثیر بیشتری در بهبود صادرات خرما داشته باشند.

تحریم‌های اتحادیه اروپا و تحریم‌های بین‌المللی بین سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۳ م. تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات خرمای ایران داشته‌اند. در نمودار ۲ هم اثر منفی تحریم‌ها بر میزان صادرات طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۳ م. بیشتر مشخص است. این امر به دلیل جایگاه کشورهای اروپایی در میان بازارهای اصلی خرمای ایران و توانایی جای‌گزینی این محصول در بازارهای رقابتی بوده است که موجب حساسیت تجارت خرما به روابط سیاسی می‌شود. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که دولت ایران با ایجاد تنوع در بازارهای صادراتی و تقویت روابط سیاسی و اقتصادی با کشورهای غیر تحریمی و شناسایی بازارهای هدف جدید، وابستگی خود به بازارهای خاص را کاهش داده و از آثار سوء وضع تحریم‌ها جلوگیری کند. به‌ویژه، می‌توان با استفاده از ظرفیت سازمان‌هایی مانند سازمان همکاری اسلامی، همکاری‌های تجاری را تقویت کرده و با کاهش تعرفه‌ها، صادرات خرما را تسهیل کرد. بنابراین در صورت تغییر ساختار تجارت خارجی و گسترش آن با کشورهایی که به لحاظ سیاسی، هم‌سویی بیشتری با کشور دارند، می‌توان اثر تحریم‌ها را محدود و کنترل نمود.

مطابق نتایج، حضور رقیب قدرتمند در بازارهای هدف باعث کاهش صادرات ایران شده است. جهت حل مشکل کاهش صادرات در بازارهای هدفی که رقیب قدرتمند وجود دارد، پیشنهاد می‌شود که با ارائه محصولات متمایز، با کیفیت‌تر و متناسب با نیازهای خاص و پتانسیل‌های بازار هدف، صادرات را افزایش داد. به علاوه می‌توان به شناسایی بازارهای هدف جدید و نوپا هم اقدام کرد که هنوز توسط رقبای اشباع یا کشف نشده است و سهم ایران را در آن بازارها افزایش داد. ایجاد تنوع در انواع خرماهای تولیدی و صادراتی به‌ویژه در جهت ارتقای کیفیت، می‌تواند موقعیت رقابتی ایران را در بازارهای هدف بین رقبای تقویت کند.

مطابق نتایج داشتن مرز و مذهب مشترک با شرکای تجاری به‌عنوان عوامل غیر اقتصادی تأثیر مثبتی بر صادرات خرمای ایران داشته است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های تجاری ایران بر مبنای این ویژگی‌ها بازنگری شود و توافقاتی تجاری با کشورهای هم‌مرز یا کشورهای با روابط فرهنگی و دینی مشابه از جمله کشورهای مسلمان به‌ویژه در شرایط تحریم، بیشتر مورد توجه قرار گیرد. هم‌چنین با توسعه بیش از پیش بازارچه‌های مرزی به‌عنوان یکی از اهرم‌های مهم در توسعه روابط تجاری با کشورهای هم‌جوار به‌خصوص در شرایط تحریمی، می‌توان میزان صادرات خرما به بازارهای هدف همسایه را افزایش داد. از آن‌جا که میزان صادرات خرمای ایران

به عوامل غیراقتصادی وابسته است بهتر است با برقراری موافقت‌نامه‌های همکاری در تقویت روابط فرهنگی و دیپلماتیک کوشید.

تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری اثر مثبت و اختلاف اقتصادی ایران با شرکای تجاری اثر منفی بر صادرات خرمای ایران داشتند. لذا پیشنهاد می‌شود که ایران در جهت انتخاب شرکای تجاری با اقتصادهای پویا و رو به رشد گام بردارد و در عین حال، از مزایای تولید ناخالص داخلی بالاتر در بازارهای هدف بهره‌برداری کند. همچنین پیشنهاد می‌شود در بلندمدت بازارهای با تولید ناخالص داخلی بالا و البته نزدیک به عنوان بازار هدف در نظر گرفته شوند. علاوه بر این بهتر است خواسته‌ها و سلیق مصرفی مشتریان در بازارهای با تولید ناخالص داخلی بالا با حفظ و رعایت قوانین استاندارد بین‌الملل تأمین شود.

بازار صادرات خرمای ایران علی‌رغم روند رقابتی طی دوره مورد بررسی، هنوز ویژگی‌های انحصاری را در برخی سال‌های مورد بررسی دارد. پیشنهاد می‌شود که ایران سیاست‌های خود را به گونه‌ای بازنگری کند که بازارهای صادراتی متنوع‌تر شوند و وابستگی به چند کشور خاص کاهش یابد. ایجاد توافق‌های تجاری با کشورهای بالقوه و پیش‌بینی برنامه‌های حمایتی از صادرکنندگان، از جمله راهکارهای دیگر هستند. بررسی روند صادرات خرما طی سال‌های مورد بررسی نشان از نوسانات بالا در صادرات خرما دارد. به منظور کاهش نوسانات در صادرات خرما می‌توان سیاست‌های تجاری را تقویت کرد. حفظ و تقویت روابط تجاری با شرکای تجاری موجود و همچنین جستجو برای بازارهای جدید که بتوانند به‌طور مداوم خرمای ایران را به عنوان یک کالای رقابتی تقاضا کنند، نیز می‌تواند به رشد صادرات کمک کند.

سیاسگزاری

در پایان نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از داوران ناشناس محترم نشریه برای بهبود و عمق‌بخشی به مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

سهم نویسندگان اول و دوم ۳۵٪ و سهم نویسنده سوم ۳۰٪ می‌باشد.

تعارض منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– امینی‌زاده، میلاد؛ رفیعی، حامد؛ رستم‌زاده، زینب؛ ریاحی، اندیشه؛ و مهرپرورحسینی، الهام، (۱۴۰۱). «بررسی نقش تحریم‌های اقتصادی در تراز تجاری دوجانبه بخش کشاورزی ایران». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۲۰(۳۰):

۱-۲۰. http://aead.agri-peri.ac.ir/article_128512.html

- امینی زاده، میلاد؛ رفیعی، حامد؛ قاسمی، احمد؛ و رضانی، محمدرضا، (۱۴۰۰). «ارزیابی اثر ساختار بازار واردکنندگان اتحادیه اروپا بر صادرات کشمش ایران». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۳(۲): ۴۳-۶۲. [20.1001.1.20086407.1400.13.2.3.4](https://doi.org/10.1001.1.20086407.1400.13.2.3.4)
- امینی زاده، میلاد؛ رفیعی، حامد؛ کاظم پور، اقبالیک؛ زارع، عباس؛ و کیودتبار، مطهره، (۱۴۰۳). «بررسی اثر ساختار بازار وارداتی شرکای تجاری ایران بر صادرات پسته: کاربرد الگوی جاذبه». *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، ۵۵(۱): ۱۶۹-۱۸۱. https://ijaedr.ut.ac.ir/article_81838.html
- آذربایجانی، کریم؛ طیبی، سید کمال؛ و صفادریگیری، حلیمه، (۱۳۹۴). «اثر تحریم های اقتصادی ایالات متحده و اتحادیه اروپا بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای عمده تجاری آن: کاربرد مدل جاذبه». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۰(۳): ۵۳۹-۵۶۲. https://jte.ut.ac.ir/article_55800.html
- آسیابانی، ناصر؛ رفیعی، حامد؛ امینی زاده، میلاد؛ و مهرپورحسینی، الهام، (۱۳۹۹). «تعیین ساختار بازارهای هدف زعفران و تحلیل اثرگذاری آن بر صادرات ایران». *زراعت و فناوری زعفران*، ۸(۳): ۴۲۱-۴۲۶. https://saffron.torbath.ac.ir/article_108510.html
- آقایی، مجید؛ رضاقلی زاده، مهدیه؛ و محمدرضایی، مجید، (۱۳۹۷). «بررسی تاثیر تحریم های اقتصادی و تجاری بر روابط تجاری ایران و کشورهای شریک عمده تجاری». *مطالعات راهبردی سیاستگذاری عمومی*، ۸(۲۸): ۴۹-۶۸. https://sspp.iranjournals.ir/article_30294.html
- بزرگی، وحید؛ و حسینی، میرعبدالله، (۱۳۸۷). «ساختار بازار جهانی سیمان و رژیم تعرفه های کشورها در تجارت با این محصول». *فرهنگ*، ۶۶: ۷۹-۱۱۲. <http://noo.rs/jLuYA>
- پورعبداللهمان کوپچ، محسن؛ پناهی، حسین؛ و جوادزاده، لیلا، (۱۳۹۸). «تاثیر تحریم های بین المللی بر صادرات زیر بخش های صنعتی ایران». *پژوهش های اقتصاد صنعتی*، ۳(۹): ۵۵-۶۸. https://indeco.journals.pnu.ac.ir/article_7015.html
- چیزدی، امیرحسین؛ ریاحی، اندیشه؛ و امینی زاده، میلاد، (۱۳۹۳). «اولویت بندی بازارهای هدف کشمش صادرکنندگان عمده جهانی (با رویکرد شناسایی پتانسیل رقابتی ایران در این بازارها». *مجله اقتصاد کشاورزی*، شماره ۴(۳۲): ۵۹-۸۸. https://www.iranianjae.ir/article_12107.html?
- حسینی، میرعبداله؛ و هومن، تقی، (۱۳۸۶). «مطالعه بازار جهانی خرما و بازارهای هدف خرمای صادراتی ایران». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۵(۱): ۲۹-۱. http://aead.agri-peri.ac.ir/article_92162.html
- خداوردیزاده، محمد؛ و محمدی، سمیه، (۱۳۹۵). «بررسی ساختار بازار و اولویت بندی بازارهای هدف صادرات گیاهان دارویی منتخب ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵(۲۰): ۲۰۱-۲۲۰. https://aes.basu.ac.ir/article_1672.html
- خداوردیزاده، محمد؛ و محمدی، سمیه، (۱۳۹۶). «تعیین مزیت نسبی و ساختار بازار صادرات جهانی گیاهان دارویی (مطالعه موردی: رازیانه، بادیان، انیسون و گشنیز)». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۹(۳۴): ۱۵۳-۱۷۴. https://jae.marvdasht.iau.ir/article_2384.html

- دکالی، عاطفه؛ حسینی، سید مهدی؛ و دادرس مقدم، امیر، (۱۳۹۸). «تأثیر بی ثباتی نرخ ارز بر صادرات خرمای کشورهای عمده صادرکننده با استفاده از مدل دوربین فضایی». *اقتصاد کاربردی*، ۹(۲۸): ۵۵-۶۸.
<https://sanad.iau.ir/Journal/jae/Article/804227/FullText>
- رفیعی، حامد؛ قریشی، سجاد؛ میرباقری، سید شهاب؛ و باستانی، مهدی، (۱۴۰۱). «بررسی و تعیین الگوی صادراتی خرمای ایران به تفکیک ارقام». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۰(۱): ۸۷-۱۱۳. http://aead.agri-peri.ac.ir/article_127069.html
- رفیعی، حامد؛ میرباقری، سید شهاب؛ و اکبرپور، حامد، (۱۳۹۷). «بررسی عوامل مؤثر بر نوسانهای قیمت صادراتی خرمای ایران». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۰(۳۷): ۱۷۰-۱۴۹.
https://jae.marvdasht.iau.ir/article_2736.html
- سلیمانی، سعید، (۱۳۸۴). «برآورد سازگاری مدل جاذبه با الگوی تجارت اقتصاد ایران». پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.
- شیشه گری، طه؛ معمارنژاد، عباس؛ غفاری، فرهاد؛ و حسینی، سید شمس الدین، (۱۴۰۱). «تأثیر متفاوت تحریم بر تجارت خارجی با رویکرد مدل جاذبه، مطالعه موردی ایران و روسیه». *سیاست گذاری اقتصادی*، ۱۴(۲۷): ۲۷۴-۲۴۷. https://ep.yazd.ac.ir/article_2853.html?
- صادقی، سید کمال؛ خداوردیزاده، صابر؛ و خداوردیزاده، محمد، (۱۳۹۰). «تعیین مزیت نسبی صادراتی و ساختار بازار صادرات و واردات جهانی زعفران». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۳(۱۱): ۵۹-۷۶.
https://jae.marvdasht.iau.ir/article_1287.html
- طوسی، ماندانا؛ مقدسی، رضا؛ یزدانی، سعید؛ و احمدیان، مجید، (۱۳۸۹). «آثار منطقه گرایی بر توسعه تجارت محصولات کشاورزی ایران: (سازمان همکاری های اقتصادی (اگو))». *اقتصاد کشاورزی*، ۴(۴): ۱۳۱-۱۵۷.
https://www.iranianjae.ir/article_9700.html
- طیبی، کمیل؛ قاعدان، امین الله؛ و گوگردچیان، احمد، (۱۳۹۳). «اثر ساختار بازار بر تجارت درون صنعت ایران و شرکای تجاری (۲۰۰۶-۱۹۹۷)». *تحقیقات بازاریابی نوین*، ۴(۱): ۵۹-۷۲.
https://nmrj.ui.ac.ir/article_17671.html
- عبادی، جعفر؛ و شهیکی تاش، محمد نبی، (۱۳۸۳). «بررسی ساختار بازار کالاهای منتخب صادراتی». *پژوهشنامه بازرگانی*، ۸(۳۱): ۳۳-۵۷. <https://sid.ir/Paper/357774/Fa>
- قربانی، محمد؛ و امینی زاده، میلاد، (۱۳۹۹). «شناسایی مولفه های اثرگذار بر صادرات خرمای ایران به اتحادیه اروپا». *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، ۱۴(۲): ۱۳۱-۱۵۳.
https://www.iranianjae.ir/article_242355.html
- کاظم پور کهریرز، لتلیک؛ رفیعی، حامد؛ قائم مقامی، طاهره؛ نوروزی، حسین؛ و قاسمی، احمد، (۱۴۰۲). «تحلیل ساختار بازار صادراتی عسل طبیعی ایران و اولویت بندی کشورهای هدف بر اساس شاخص های جذابیت بازار». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۱(۱): ۴۹-۷۲. http://aead.agri-peri.ac.ir/article_128521.html
- محمدی زاده اصل، نازی؛ و محمدی، فرناز، (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی ایران با تاکید بر جهانی شدن». *اقتصاد مالی*، ۶(۲۱): ۹-۳۲. https://journals.iau.ir/article_511875.html

- ملک‌آراء، ملیکا، (۱۳۹۹). «بررسی ارزش‌آوری صادرات گیاهان دارویی ایران در تجارت جهانی». فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، ۴(۴۸): ۹۸-۹۲.
<https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/604>

- موسوی، علی، (۱۳۸۴). «منطقه‌گرایی صادراتی ایران بر اساس نوع کالا با استفاده از مدل جاذبه». پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

- میرباقری، شهاب؛ رفیعی، حامد؛ و اکبرپور، حامد، (۱۳۹۸). «بررسی ساختار بازار و تحلیل الگوی صادرات زعفران ایران». تحقیقات گیاهان دارویی و معطر ایران، ۳۵(۵): ۸۱۸-۸۰۲.
https://ijmapr.areeo.ac.ir/article_119726.html

- Adetunji, M. O. & Adesiyun, I. O., (2008). "Economic analysis of plantain marketing in Akindele local government area in Oyo state, Nigeria". *International Journal of Agricultural Economics and Rural Development*, 1(1): 15-21.
[DOI:10.4314/joafss.v21i2.10](https://doi.org/10.4314/joafss.v21i2.10)

- Afesorgbor, S. K., (2019). "The impact of economic sanctions on international trade: How do threatened sanctions compare with imposed sanctions?". *European Journal of Political Economy*, 56: 11-26. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2018.06.002>.

- Aghaei, M., rezagholizadeh, M. & Mohammadrezaei, M., (2018). "Impact of economic and commercial sanctions on Iran's trade relations and their major trading partners". *Strategic Studies of public policy*, 8(28): 49-68.
https://sspp.iranjournals.ir/article_30294.html. (in Persian).

- Agom, D. I., Etim, G. C. & Etuk, E. A., (2012). "Analysis of wholesale frozen fish markets in Calabar, Cross River State, Nigeria". *Trends in Agricultural Economics*, 5(2): 61-69. <https://doi.org/10.3923/tae.2012.61.69>

- Ali-Ismaiel, M.I., Zhou, D., Eladawy, R. S. & El-Rasoul, A., (2023). "Determinants and potential of trade using the gravity model approach: empirical evidence of Egyptian rice crop, Complexity". 16: 4791707. <https://doi.org/10.1155/2023/4791707>.

- Aminizadeh, M., Ghasemi, A. & Ramezani, M., (2021). "Evaluating the Effect of EU Importers Market Structure on Iran's Raisin Exports". *Agricultural Economics Research*, 13(2): 43-62. DOR: 20.1001.1.20086407.1400.13.2.3.4. (in Persian).

- Aminizadeh, M., Rafiee, H., Rostamzade, Z., Riahi, A. & Mehrparvar Hosseini, E., (2023). "Investigating the Role of Economic Sanctions on Bilateral Trade Balance of Iran's Agricultural Sector". *Agricultural Economics and Development*, 30(4): 1-20.
<https://doi.org/10.30490/aead.2023.297992.1078>. (in Persian).

- Aminizadeh, M., Rafiee, H., Kazempour Kahriz, A., Zare, A. & Kaboudtabar, M., (2024). "Investigating the Effect of Import Market Structure of Iran's Trading Partners on

Pistachio Exports: Application of Gravity Model”. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 55(1): 169-181. <https://doi.org/10.22059/ijaedr.2020.274150.668701>. (in Persian).

- Asiabani, N., Rafiee, H., Aminizadeh, M. & Mehrparvar Hosseini, E., (2020). “Determining the Structure of Saffron Target Markets and Analyzing Its Impact on Iranian Exports”. *Saffron Agronomy and Technology*, 8(3): 421-426. <https://doi.org/10.22048/jsat.2020.217710.1379>. (in Persian).

- Azarbayerjani, K., Tayebi, S. & Safa Dargiri, H., (2015). “The Effect of US and EU Economic Sanctions on Bilateral Trade Flows between Iran and Its Major Trading Partners: An Application of Gravity Model”. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E- Eghtesadi)*, 50(3): 539-562. <https://doi.org/10.22059/jte.2015.55800>. (in Persian).

- Babones, S. & Farabee-Siers, R. M. (2012). “Indices of trade partner concentration for 183 countries”. *Journal of World-Systems Research*, 18(2): 266-277. DOI: <https://doi.org/10.5195/jwsr.2012.470>

- Bergstrand, J.H. (1985). “The gravity equation in international trade: some microeconomic foundation and empirical evidence”. *The Review of Economics and Statistics*, 67(3): 474–481. <https://doi.org/10.2307/1925976>.

- Bozorgchi, V. & Hosseini, M. A., (2008). “The structure of the global cement market and the tariff regimes of countries in trade with this product”. *Farhangh*, 66: 79-112. <http://noo.rs/jLuYA>. (in Persian).

- Bui, T & Chen, Q., (2017). “An analysis of factors influencing rice export in Vietnam based on gravity model,” *Journal of the Knowledge Economy*, 8(3): 830–844. <https://doi.org/10.1007/s13132-015-0279-y>.

- Caporale, G. M., Sova, A. & Sova, R., (2015). “Trade flows and trade specialization: The case of China”. *Journal of China Economic Review*, 34: 261–273. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2015.03.010>.

- Carrillo, C. & Li, C.A., (2002). “Trade Blocs and The Gravity Model :Evidence from Latin American Countries”. Discussion Papers ,University of Essex.

- Caruso, R., (2003). “The impact of international economic sanctions on trade: An empirical analysis”. *Peace economics, peace science and public policy*, 9(2): 1-29. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.895841>

- bCaves, R.E., (1986). “Exporting Behavior and Market Structure: Evidence from the United States”. In: de Jong, H.W., Shepherd, W.G. (eds) *Mainstreams in Industrial Organization*. Studies in Industrial Organization, vol 6. Springer, Dordrecht. https://doi.org/10.1007/978-94-017-0493-9_8

- Chizari, A., Riahi, A. & aminizadeh, M., (2015). "Prioritization of Target Markets of Major Global Exporter's Raisins (approach to identify of competition potential in these markets)". *Agricultural Economics*, 8(4): 59-88. https://www.iranianjae.ir/article_12107.html? (in Persian).
- Clarke, R. & Davies, S. W., (1972). "Market structure and price-cost Margins". *Economica*, 49(195): 277-287. <https://doi.org/10.2307/2553628>
- De Benedictis, L. & Taglioni, D., (2011). "The gravity model in international trade" Springer Berlin Heidelberg. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2384045
- De Vany, A. & Kim, C. L. H., (2003). "Stochastic Market Structure: *Concentration Measures and Motion Picture Antitrust* , (CRC Working Paper 52/2003)". Centre on Regulation and Competition (CRC). <https://doi.org/10.22004/ag.econ.30701>
- Deardorf, A.V., (1995). "Determinants of bilateral trade: does gravity work in a neoclassical world? " NBER Chapters, in: The Regionalization of the World Economy, pages 7-32, National Bureau of Economic Research, Inc. <https://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/7818.html>
- Dobson, S., Maddala, G. & Miller, E., (1995). *Microeconomics, The regulation of Monopoly*. McGraw-Hill Publishing.
- Dokali, A., Hosseini, S. M. & Dadras Moghaddam, A., (2019). "The impact of exchange rate instability on date exports of major exporting countries using a Spatial Durbin model". *Applied Economics*, 9(28): 55-68. <https://sanad.iau.ir/Journal/jae/Article/804227/FullText>. (in Persian).
- Ebadi, J. & Shahiki Tash, M. N., (2004). "An Investigation of The Structure of Selected Industrial Market of The Iranian Export Commodities". *Iranian Journal of Trade Studies (Ijts)*, 8(31): 2-2. <https://Sid.Ir/Paper/357774/En>. (in Persian).
- Eshetu, F & Goshu, D., (2021). "Determinants of Ethiopian coffee exports to its major trade partners: a dynamic gravity model approach". *Foreign Trade Review*, 56(2): 185–196. <https://doi.org/10.18488/journal.1006.2019.92.110.119>.
- Evenett, S. J. & Keller, W., (2002). "On theories explaining the success of the gravity model". *Journal of Political Economy*, 110 (2): 281–316. <https://doi.org/10.1086/338746>.
- Ferto, I. & Szerb, A.B., (2017). "The role of food crisis and trade costs in the Hungarian maize exports". *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, 353(4): 110-124. <https://doi.org/10.30858/zer/84955>.
- Frankel, J., (1997). *Regional trading blocs in the world economic system*. Washington, D.C., Institute for International Economics.

- Gajurel, D.P. & Pradhan, R. S., (2012). "Concentration and competition in Nepalese banking". *Journal of Business Economics and Finance*, 1(1): 5-16. <https://doi.org/10.17719/jisr.20164622652>.
- Ghorbani, M. & Aminizadeh, M., (2020). "Assessing Effective Factors on Export of Iran's Date to European Union". *Agricultural Economics*, 14(2): 131-153. <https://doi.org/10.22034/iaes.2021.135209.1782>. (in Persian).
- Hosseini, N. & Homan, T., (2007). "The date world market structure and the target markets for Iran's date export". *Agricultural Economics and Development*, 15(1): 1-29. <https://doi.org/10.30490/aead.2007.126212>. (in Persian).
- Hufbauer, G. C., Schott, J. & Elliott, K. A., (1990). "Economic sanctions reconsidered". *History and current policy*, Peterson Institute.
- Hufbauer, G.C., Schott, J., Elliott, K. & Oegg, B., (2007). "Economic Sanctions Reconsidered" 3rd, *Institute for International Economics*, Washington DC. <https://dl1.cuni.cz/pluginfile.php/863435>
- Islam, S., (2001). "Concentration of international trade in high- technology products". *Applied Economics Letters*, 8: 95-97. <https://doi.org/10.1080/13504850150204138>
- Kazempour Kahriz, A., Rafiee, H., ghaem maghami, S. T., Noroozi, H. & Ghasemi, A., (2023). "Analysis of Iran's Natural Honey Export Market Structure and Prioritization of Target Countries Based on Market Attractiveness Indicators". *Agricultural Economics and Development*, 31(1): 49-72. <https://doi.org/10.30490/aead.2023.355644.1372>. (in Persian).
- Kea, S., Li, H., Shahriar, S., Abdullahi, N. M., Phoak, S. & Touch, T., (2019). "Factors Influencing Cambodian Rice Exports: An Application of the Dynamic Panel Gravity Model". *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(15): 3631-3652. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1673724>
- Khodaverdizadeh, M. & Mohammadi, S., (2016). "Determination of Market Structure and Ranking Target Markets of Iran's Export of Medicinal Plants". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(20): 201-220. <https://doi.org/10.22084/aes.2016.1672>. (in Persian).
- Khodaverdizadeh, M. & Mohammadi, S., (2017). "Comparative Advantages and Analysis of International Market Structure of Medicinal Plants: Case Study of Anise, Badin, Fennel and Coriander". *Agricultural Economics Research*, 9(34): 153-174. <https://doi.org/20.1001.1.20086407.1396.9.34.7.4>. (in Persian).

- Koo, W.W. & Karmera, D., (1991). "Determinants of world wheat trade flows and policy analysis". *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 39(3): 439-445. <https://doi.org/10.1111/j.1744-7976.1991.tb03585.x>
- Mehchy, Z., Nasser, R. & Schiffbauer, M., (2015). "Trade Determinants and Potential of Syria: Using a Gravity Model 'with an Estimation of the Syrian Crisis' Impact on Exports". *Middle East Development Journal*, 7(2): 226-251. <https://doi.org/10.1080/17938120.2015.1072699>
- Mirbagheri, S., Rafiee, H. & Akbarpour, H., (2019). "Market structure analysis and export pattern of Iranian saffron". *Iranian Journal of Medicinal and Aromatic Plants Research*, 35(5): 802-818. <https://doi.org/10.22092/ijmapr.2019.124957.2479>. (in Persian).
- Mohammadzade Asl, N. & Mohammadi, F., (2012). "Study of Effective Factors on Non-Oil Export in Iran With Emphasis on Globalization". *Financial Economics*, 6(21): 9-32. <https://ensani.ir/fa/article/482608>. (in Persian).
- Molk Ara, M., (2020). "Studying the value of Iranian medicinal plant exports in global", *Quarterly Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, 4(48): 92-98. <http://www.majournal.ir>. (in Persian).
- Mousavi, A., (2005). "Iran's export regionalism based on the type of goods using the attraction model". Master's thesis, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University. (in Persian).
- Musa, S., Mshelia, S. I., Tashikalma, A. K., Mukhtar, U. & Muktar, B. G., (2020). "Structure Of Date Palm Marketers in Jigawa State, Nigeria". *Journal of Agriculture and Environment*, 16(1): 1-13. <https://www.ajol.info/index.php/jagrenv/article/view/235037>.
- Paas, T., (2000). Gravity approach for modeling trade flows between Estonia and the main trading partners. Tartu University Press.
- Pourebadollahan Covich, M., Panahi, H. & Javadzadeh, L., (2019). "The Impact of International Sanctions on the Export of Iran's Industrial Sub-Sectors". *Journal of Industrial Economics researches*, 3(9): 55-68. <https://doi.org/10.30473/indeco.2019.7015>. (in Persian).
- Poyhonen, P., (1963). "A tentative model for the volume of trade between countries". *Weltwirtschaftliches Archiv*, 90(1): 93-100. <http://www.jstor.org/stable/40436776>.
- Rafiee, H., Ghosheshi, S., Mirbagheri, S. & Bastani, M., (2022). "Investigating and Determining the Export Pattern of Iranian Dates by Separated Types of the Product". *Agricultural Economics and Development*, 30(1): 87-113. <https://doi.org/10.30490/aead.2022.354377.1329>. (in Persian).

- Rafiee, H., Mir Bagheri, S. & Akbarpor H., (2018). "Investigating factors affecting export price volatility of Iran's date". *Agricultural Economics Research*, 10(37): 149-170. <https://doi.org/20.1001.1.20086407.1397.10.37.8.8>. (in Persian).
- Sadeghi, S., Khodaverdizadeh, S. & Khodaverdizadeh, M., (2011). "Comparative Advantage and World Market Structure of Saffron". *Agricultural Economics Research*, 3(11): 59-76. <https://doi.org/20.1001.1.20086407.1390.3.11.4.3>. (in Persian).
- Samore, G., (2015). "Sanctions against Iran: A Guide to Targets, Terms, and Timetables". *Belfer Center for Science and International Affairs*, President and Fellows of Harvard College, USA.
- Sharafzadeh, S. & Alizadeh, O., (2012). "Some medicinal plants cultivated in Iran". *Journal of Applied Pharmaceutical Science*, 2(1): 134-137. <https://japsonline.com>. (in Persian).
- Shishegari, T., Memarnejad, A., Ghaffari, F. & Hoseini, S., (2022). "Impacts of Sanctions on Foreign Trade Analyzed with the Gravity Model Approach: A Case Study of Iran and Russia". *The Journal of Economic Policy*, 14(27): 247-274. <https://doi.org/10.22034/epj.2022.18064.2307>. (in Persian).
- Silva, S.J. & Tenreiro, S., (2006). "The log of gravity". *Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658. <https://doi.org/10.1162/rest.88.4.641>.
- Soleimani, S., (2005). "Estimating the Compatibility of the Gravity Model with the Trade Pattern of the Iranian Economy". Master's Thesis, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman. (in Persian).
- Tarald, O., (2022). "Measurement of market (industry) concentration based on value validity". *PLOS ONE*, 17(7): 1-24. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0264613>
- Tayyebi, K., Ghaedan, A. & Googerdchian, A., (2014). "Effect of Market Structure on Intra Industry Trade in Iran and its Main Trading Partners". *New Marketing Research Journal*, 4(1): 72-59. https://nmrj.ui.ac.ir/article_17671.html?lang=en. (in Persian).
- Tinbergen, J., (1962). "Shaping the world economy: Suggestions for an international economic policy". *Twentieth Century Fund, New York*. <https://academic.oup.com>
- Toossi, M., Moghadasi, R., Yazdani, S. & Ahmadian, M., (2011). "Regionalism and Iran's Agricultural Trade Promotion in Economic Cooperation Organization (ECO) ". *Agricultural Economics*, 4(4): 131-157. https://www.iranianjae.ir/article_9700.html?lang=en. (in Persian).
- Twomey, P., Green, R., Neuhoff, K. & Newbery, D.M., (2005). "A review of the monitoring of market power: the possible roles of TSOs in monitoring for market power issues in congested transmission system". Cambridge Working Papers in Economics

CWPE 0504, Faculty of Economics, University of Cambridge.
<https://eepublicdownloads.entsoe.eu>

- Ulengin, F., Cekyay, B., Palut, P. T., Ulengin, B., Kabak, O., Ozaydin, O. & Ekici, S. O., (2015). "Effects of quotas on Turkish foreign trade: A gravity model". *Journal of Transport Policy*, 38: 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2014.09.006>.

- Williams, E. & Rosen R., (1999). *A Better Approach to Market Power Analysis*. Technical Report, Tellus Institute, USA.

- Wongnaa, C. A., Bannor, R. K., Dziwornu, R. K., Ennin, J. A., Osei, E. A., Adzikah, C. & Charles, A., (2022). "Structure, Conduct and Performance of Onion Market in Southern Ghana". *Caraka Tani: Journal of Sustainable Agriculture*, 37(1): 71-88. <http://dx.doi.org/10.20961/carakatani.v37i1.51899>.

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X - Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. Owner & Publisher: Bu-Ali Sina University.

© Copyright © 2025 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Bu-Ali Sina University

Modeling the Saving Behavior of Iranian Urban Households: Some Evidence from Quantile Regression

Alireza Jalili Marand¹ 

Type of Article: Research

 <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30565.3770>

Received: 2025/02/18; Revised: 2025/05/08; Accepted: 2025/06/09

Pp: 173-203

Abstract

We study the saving behavior of Iranian urban households using surveys data. The sample is one year of urban household data from expenditure-income surveys. Since the saving behavior in different deciles may be different, the method of estimating the model is the quasi-parametric quantile regression which is a quasi-parametric estimator. The model includes nineteen variables extracted from household characteristics. The results show that the most important factor affecting the saving rate is income. The higher the individual's income, the higher the saving rate. However, for individuals in first decile of saving rates, the effect of income is greater than the last one. Also tests show that difference in deciles is significant and the accuracy of the quantile method is accepted. High education level, the presence of elder, household size, being married, tenant, and having a car reduce the individual's saving rate. The relationship between age and savings rate is a cubic function. The minimum value of this function is in early youth and then increases until the age of ninety. This is in a way confirming the life cycle hypothesis. No evidence observed for gender difference on saving rate. Also, for first decile of saving rate, quantile regression has better goodness of fitting and coefficients have greater value than other deciles. The robustness of our findings is supported by four complementary regression analyses, all of which consistently confirm the key results.

Keywords: Saving Rate, Household Characteristics, Quantile Regression, Life Cycle Hypothesis, Education.

JEL Classification: D91, J12, C21.

1. Assistant professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Guilan, Rasht, Iran.
Email: a.jalili.m@guilan.ac.ir

Citations: Jalili Marand, A., (2025). "Modeling the Saving Behavior of Iranian Urban Households: Some Evidence from Quantile Regression". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 14(54): 173-203. <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30565.3770>

Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6111.html?lang=en

1. Introduction

According to neoclassical growth models, savings lead to investment and capital accumulation, and thus to increased income and national output. the savings rate is an exogenous variable, playing a decisive role in the equilibrium growth rate. But various factors affect individual savings from a microeconomic perspective. Based on Modigliani's life cycle hypothesis (LCH), consumers target a stable level of consumption throughout their lives; individuals save during their working years and then spend the savings during their retirement. Klein (1951) modeled saving behavior using individual data including income and demographic variables. In this regard, we modeled saving behavior (savings-to-income ratio) in different deciles. Key variables include household income, age of household head, square of household head's age, gender, education level, employment status i.e. employment and unemployment, marital status, owning a house or renting, owning a car, number of household members, having children, presence of elderly people and taking a bank loan.

Another issue is whether the saving pattern and the factors affecting it follow median pattern for all income deciles or whether we witness heterogeneity in the saving behavior of different deciles. According to the Keynesian saving function, the saving rate decreases fractionally with increasing income. However, the form and parameters of the function may behave differently in different deciles. In other words, the variables affecting the saving rate of people who save more may be different from those who have a low saving rate, which is one of the objectives of the study to examine this difference and analyze it.

2. Data and Method

The data is the Urban Household Income-Expenditure Survey for 2023. This Survey includes information on more than 19,000 urban Iranian households. The income includes all cash revenue of the household, including direct income from work, pensions, income from real estate rental, interest on bank deposits, interest on investments, and other income and including transfer payments and even gifts. Therefore, all permanent income and non-permanent Income household income, as well as cash and non-cash, is included in the income variable. Also, the expenditures that are in the form of savings are not considered.

The estimation method is quantile regression. Quantile regression is one of the quasi-parametric estimators. OLS regression is based on the conditional mean of the distribution of the dependent variable. This method examines the behavior of the mean of the dependent variable based on the explanatory variables. Quantile regression allows for the analysis of different deciles or quantiles of the dependent variable separately. The main advantage of

quantile regression is that in addition to providing information about the median statistics, it also provides information about the relationship of the dependent variable with the explanatory variables for marginal data. This becomes more important when the data distribution does not clearly follow a normal distribution and we see the accumulation of data frequencies in parts of the distribution and skewness in it. Quantile regression is based on the absence of the need to assume the normality of the distribution of coefficients and, unlike OLS regression, requires fewer classical assumptions.

3. Discussion and Conclusion

The results show that as expected, income is one of the main variables in explaining savings behavior. Also, in different deciles the impact of income is different. For lower deciles (low savings rates), revenue has a greater impact on savings rates, but for high deciles it has less income. The age variables, which are actually a test of the theory of life cycle, have been significant. The age affects saving rate by a cubic; this function reaches its minimum around the age of 46. Then it increases to the age of 90 and decreases again. Of course, for the first decile, no age variables are significant. Due to the low savings rate, this decile has no opportunity to save and her income is only spent on current expenditure.

Gender and the number of children does not affect the savings rate, but the level of education, the presence of the elderly, the employment status, the type of residence and the marriage affect the savings. The results show that the level of education has a negative relationship with the savings rate. In other words, the higher the level of education of the individual, the lower their savings rate. Highly educated may fixed their consumption to their social level, leading to increased living costs and thus reducing savings. In addition, it is likely that educated people will have less precautionary savings than other groups because of their trust in their job and future revenue.

The presence of elder members reduces the savings rate. People who are tenants also have a lower savings rate. People who do not have personal housing are expected to consume less and save more, but the results show the opposite. Perhaps the reason for this is the increase in the cost of tenant households. Regarding the impact of having a private car and getting a bank loan, the results indicate that having these two features reduces household savings.

The next point is the difference between the savings rate deciles. The following general results can be taken from the model results in different deciles: First, coefficient of determination in the first decile is higher and reduced by moving to the last decile, respectively. Estimation for the first decile models saving behavior better than last one. The

second point is that for most variables the coefficient in the first decile is higher (as absolute) and reduce by moving to the last decile. Therefore, we see strong evidence on difference in saving behavior among deciles. And third result is that the income factor is the most important variable that has been able to model and interpret the savings behavior in all deciles.

Acknowledgments

I thank the editors and reviewers of AESI for their valuable feedback. We also acknowledge University of Guilan for their assistance.

Conflict of Interest

The author declare that they have no known competing financial interests or personal relationships that could have appeared to influence the work reported in this paper.



فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
 شاپای چاپی: ۲۵۲۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وبسایت نشریه: <https://aes.basu.ac.ir>
 نشریه گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
 حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۴ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی سینا است.
 این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
 Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).



مدل سازی رفتار پس انداز خانوارهای شهری ایران: شواهدی از رگرسیون چندکی

علی رضا جلیلی مرند^۱

نوع مقاله: پژوهشی

شناسه دیجیتال: <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2025.30565.3770>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۳۰، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۲/۱۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۲۰

صص: ۲۰۳-۱۷۳

چکیده

در این مطالعه از منظر خرد رفتار پس انداز خانوارهای شهری مدل سازی شده است. نمونه آماری شامل داده های یک سال هزینه-درآمد خانوار شهری می باشد. از آنجایی که رفتار پس انداز در دهک های مختلف ممکن است متفاوت باشد، روش برآورد مدل عبارت است از: روش شبه پارامتریک چندکی. مدل تحقیق شامل ۱۹ متغیر است که از ویژگی های خانوار استخراج شده. نتایج نشان می دهد مهم ترین عامل مؤثر بر نرخ پس انداز، درآمد افراد است. هرچه درآمد فرد بیشتر باشد نرخ پس انداز بالاتر است؛ اما برای افراد با نرخ پس انداز پایین این تأثیر بیشتر و برای دهک های بالای نرخ پس انداز تأثیر درآمد کاهش می یابد. آزمون ضرایب حاکی از اختلاف دهک ها و در نتیجه صحت روش چندکی است. طبق نتایج، سطح تحصیلات بالا، حضور افراد سالمند، بعد خانوار، متأهل بودن، مستأجر بودن و داشتن خودرو شخصی، نرخ پس انداز فرد را کاهش می دهد. رابطه سن با نرخ پس انداز تابع درجه سه است. مقدار حداقل این تابع در اوایل جوانی بوده، از آن به بعد تا ۹۰ سالگی صعودی است. این موضوع به نوعی مؤید فرضیه چرخه زندگی است. هیچ شواهدی بر تأثیر جنسیت بر نرخ پس انداز مشاهده نشد؛ هم چنین برآزش مدل و ضرایب نشان می دهد مدل تحقیق رفتار پس انداز در دهک پایین تر نرخ پس انداز را بهتر از دهک های بالا مدل سازی کرده است؛ هم چنین به منظور بررسی استحکام نتایج، چهار مدل معرفی شد که نتایج آن ها یافته های محوری تحقیق را دوباره تأیید می کنند.

کلیدواژگان: نرخ پس انداز، ویژگی های خانوار، رگرسیون چندکی، فرضیه چرخه زندگی، سطح تحصیلات.

طبقه بندی JEL: D91, J12, C21

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

Email: a.jalili.m@guilan.ac.ir

۱. مقدمه

از دیرباز این باور در بین اقتصاددانان وجود داشته که پس‌انداز و عدم مصرف از لوازم رشد اقتصادی هست. پس‌اندازها به سرمایه‌گذاری تبدیل شده و سرمایه‌گذاری‌ها جدید ظرفیت تولید را افزایش داده و در نتیجه رشد اقتصادی بیشتر محقق می‌شود. در مقابل با مصرف بیشتر و یا پس‌انداز کمتر، منابع کشور از مسیر تولید خارج شده و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. هر چند بعدها این دیدگاه توسط «کینز» با اصطلاح معمای خست به چالش کشیده شد اما همچنان پس‌انداز، یک متغیر کلیدی برای رشد اقتصادی محسوب می‌شود. علاوه بر این براساس مدل‌های رشد نئوکلاسیک، افزایش در پس‌انداز و سرمایه‌گذاری باعث افزایش انباشت سرمایه و در نتیجه افزایش درآمد و تولید ملی می‌شود. طبق مدل‌ها نرخ پس‌انداز متغیری برون‌زا بوده، نقش تعیین‌کننده در نرخ رشد تعادلی دارد.

عمده مطالعاتی که نقش پس‌انداز را برای اقتصاد ایران بررسی کرده‌اند رویکرد کلان داشته و پس‌انداز را از منظر حساب‌های ملی و سایر داده‌های کلان به صورت سری زمانی یا داده‌های تابلویی بررسی کرده‌اند. در این رویکرد پس‌انداز عبارت است از مقدار تولید منهای مصرف. از مجموع تولید ملی، آن مقداری که برای نیازهای خصوصی و دولتی به مصرف نرسیده به عنوان پس‌انداز ملی منظور شده و سپس تأثیر این متغیر بر سایر متغیرهای کلان (به خصوص رشد اقتصادی) بررسی می‌شود و یا متغیرهای تأثیرگذار بر پس‌انداز مورد مطالعه قرار می‌گیرد. در کنار این رویکرد، می‌توان پس‌انداز و اثرات آن را از جنبه‌های خرد نیز بررسی و تحلیل کرد. بدین منظور از داده‌ها و اطلاعات فردی مانند پرسش‌نامه و یا طرح‌های سرشماری مانند طرح‌های هزینه-درآمد خانوار و سایر اطلاعات شخصی و فردی اطلاعات برای بررسی و تحلیل پس‌انداز و متغیرهای پیرامون آن استفاده می‌شود (احمد^۱ و همکاران ۲۰۲۱). در این راستا مطالعه حاضر درصدد است رفتار پس‌انداز خانوارهای شهری ایرانی را بررسی و متغیرهای تأثیرگذار بر آن را شناسایی نماید. داده‌های مورد استفاده عبارت است از اطلاعات آخرین طرح آمارگیری هزینه-درآمد خانوار که در زمان نگارش مطالعه موجود بوده است.

مسئله دیگر این است که آیا نحوه پس‌انداز و عوامل مؤثر بر آن برای همه دهک‌های درآمد از الگوی میانی واحد پیروی می‌کند یا این که شاهد ناهم‌گونی در رفتار پس‌انداز دهک‌های مختلف هستیم. براساس تابع پس‌انداز کینزی، نرخ پس‌انداز با افزایش درآمد به صورت کسری کاهش می‌یابد. اما ممکن است فرم و پارامترهای تابع در دهک‌های مختلف رفتار متفاوتی داشته باشد. به عبارتی ممکن است متغیرهای مؤثر بر نرخ پس‌انداز افراد که بیشتر پس‌انداز می‌کنند با افرادی که نرخ پس‌انداز پایینی دارند متفاوت باشد. روش رگرسیون چندکی^۲ ابزار مناسبی برای بررسی ناهم‌گونی رفتار پس‌انداز در دهک‌های مختلف این متغیر است. با توجه به قابلیت‌ها و ویژگی‌های رگرسیون چندکی -از جمله عدم نیاز به فرض نرمال بودن توزیع ضرایب- و نیز نوع داده‌های مورد استفاده، این روش ابزار مناسبی برای رسیدن به هدف در این مورد می‌باشد که توضیحات مبسوط در بخش روش تحقیق ارائه خواهد شد. سازماندهی تحقیق حاضر به این صورت است: در بخش بعدی ابتدا نظریه‌های مربوط به پس‌انداز در سطح کلان و از منظر خرد بررسی می‌شود. در ادامه پیشینه پژوهشی تحقیق و مطالعات انجام گرفته در کشور و نیز مطالعات خارجی مرور و نتایج آن‌ها بررسی خواهد شد. در بخش بعدی خلاصه‌ای از آمارهای توصیفی مربوط به

¹ Ahmad

² Quantile Resression

نمونه انتخابی مرور شده و تصویر کلی از مشخصات داده‌ها ارائه می‌شود. بخش بعدی به معرفی متغیرها، مدل انتخابی و نیز خلاصه‌ای از روش برآورد مدل اختصاص دارد. و در نهایت نتایج برآورد مدل، نمودارها و جداول مربوطه ارائه و براساس نتایج به‌دست آمده تحلیل‌ها صورت خواهد گرفت.

۲. ادبیات موضوع

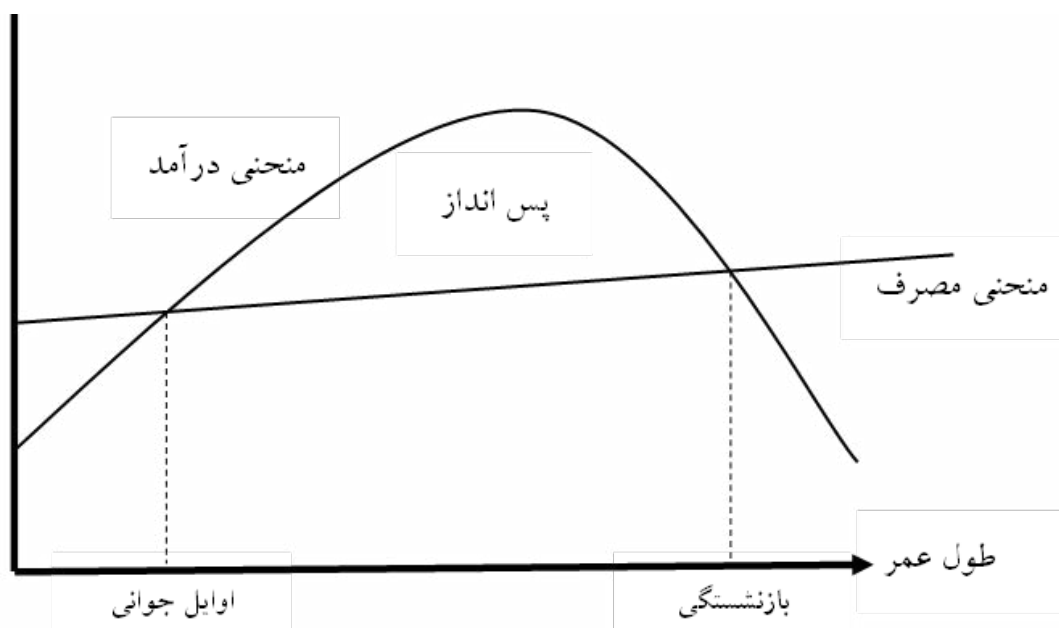
همان‌گونه که اشاره شد پس‌انداز را می‌توان هم از جنبه اقتصاد کلان و هم از منظر خرد مورد مطالعه قرار داد. در رویکرد کلان پس‌انداز کل تحت تأثیر رشد اقتصادی، تورم، بیکاری و متغیرهای پولی و ... قرار می‌گیرد که شاهد انواع توابع مصرف و به‌تبع آن توابع پس‌انداز هستیم. هم‌چنین پس‌انداز بر سایر متغیرهای کلان به‌خصوص رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری تأثیرگذار است. نخستین نظریه در مورد پس‌انداز، تابع مصرف معروف کینزی است. در این مدل فرض می‌شود که متغیر کانونی تأثیرگذار بر مصرف، درآمد است. پس‌انداز هم که عبارت است از درآمد منهای مصرف لذا می‌توان نتیجه گرفت که تابع پس‌انداز در ساده‌ترین شکل آن به‌صورت زیر خواهد بود:

$$S = a + sY + \varepsilon, \quad 0 < s < 1 \quad (۱)$$

فرضیه بعدی، فرضیه چرخه زندگی^۱ (LCH) «مودیلیانی» و «برمبرگ»^۲ در اوایل دهه ۱۹۵۰ میلادی است. فرضیه چرخه زندگی در تلاش است رفتار مصرف و پس‌انداز را توضیح دهد. این فرضیه بر این اساس فرض می‌کند که مصرف‌کنندگان در طول زندگی خود سطح پایداری از مصرف را هدف قرار می‌دهند؛ افراد در طول سال‌های کاری خود پس‌انداز می‌کنند و سپس پس‌اندازها را در دوران بازنشستگی خود هزینه می‌کنند. طبق این فرضیه سطح مصرف افراد در طول زندگی خیلی تغییر نمی‌کند و در تمام دوران زندگی یا ثابت است و یا روند افزایشی خفیف دارد؛ اما جریان درآمدی فرد در ابتدا و اواخر عمر کم و در دوران میانی عمر بیشتر است؛ فرد نوعی می‌کوشد در اوایل عمر با قرض کردن و در اواخر عمر با استفاده از مازاد دوران میانی عمر مصرف خود را در تا حدودی ثابت نگه دارد. هدف فرد حداکثر کردن مطلوبیت حاصل از مصرف در کل سال‌های زندگی، با در نظر گرفتن محدودیت درآمد در طول زندگی است. مودیلیانی نیز پس از استخراج تابع مصرف فرد بر اساس فرض پیشین با جمع افقی توابع مصرف افراد، نتایج حاصله را به کل جامعه تعمیم می‌دهد. براساس این مدل یکی از عوامل اساسی در تعیین پس‌انداز سن افراد است و فرم این تأثیرگذاری از نوع تابع درجه دو می‌باشد.

^۱ Life Cycle Hypothesis

^۲ Modigliani & Brumberg



نمودار ۱: فرضیه چرخه زندگی مودیلیانی

Graph. 1: Life cycle hypothesis of Modigliani

نظریه سنتی دیگر در مورد پس انداز، نظریه «پس انداز احتیاطی»^۱ «لیند»^۲ (۱۹۶۸) است. پس انداز احتیاطی آن بخش از پس انداز است که در پاسخ به ناطمینانی درآمدهای آتی رخ می دهد. لیند یک مدل دو دوره ای را برای تجزیه و تحلیل تقاضای احتیاطی برای پس انداز را که صرفاً تابعی از ناطمینانی درآمد بوده توسعه داده است. از منظر رویکرد خرد اولین و مهم ترین مطالعه ای که با استفاده داده های فردی، پس انداز را مورد بررسی قرار داد مطالعه «کلین»^۳ (۱۹۵۱) است. کلین علاوه بر درآمد، متغیرهای فردی و «جمعیت شناختی»^۴، مانند: اندازه خانوار، تغییرات درآمد، سن، نوع محل سکونت را وارد تابع پس انداز کرد (به عبارت بهتر نرخ پس انداز یعنی نسبت پس انداز به درآمد). بنابراین مدل پیشنهادی او به این صورت است:

$$S/Y = a + \beta \log(Y / N) + \gamma(\Delta Y) + \dots + \varepsilon \quad (2)$$

این مطالعه، خط سیری در مطالعات عوامل مؤثر تابع پس انداز پدید آورد که در این سیر پس انداز علاوه بر درآمد (به عنوان متغیر کانونی) به سایر متغیرهای فردی نیز بستگی دارد و تاکنون مطالعات فراوانی با مدل های متفاوت و روش های برآورد مختلف در این خط سیر مطالعاتی پیرامون پس انداز صورت گرفته و مطالعه حاضر نیز در این راستا می باشد (بشیر^۵ و همکاران، ۲۰۱۱).

¹ Precautionary Saving

² Leland

³ Klein

⁴ Demography

⁵ Bashir et al

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. مطالعات خارجی

با وجود آن که مطالعات کمی پیرامون نظریه پردازی و مدل سازی رفتار پس انداز انجام یافته، اما با مرور همین مطالعات می توان نتایج مشترک و متفاوت آن ها را دسته بندی کرد. در این مرور تأکید عمده بر روی مطالعاتی است که پس انداز را همانند مطالعه «کلین» (۱۹۵۱) مبتنی بر تأثیر ویژگی های فرد و خانوار بر پس انداز است. در حالی که می توان پس انداز را از جنبه های انگیزه و نیز در چارچوب اقتصادی رفتاری نیز بررسی کرد. لذا تأکید عمده بر ویژگی های فرد و خانوار و نقش آن در پس انداز می باشد.

«هریس»^۱ و همکاران (۲۰۰۲) تابع پس انداز خرد برای خانوارهای استرالیا را با استفاده روش پروبیت رتبه ای برآورد کرده اند. آن ها به طور هم زمان هم از متغیرهای جمعیت شناختی و هم از متغیرهای کلان در مدل استفاده کرده اند. از جمله متغیرهای به کار رفته می توان به: درآمد، ثروت، سن به صورت متغیر گسسته، داشتن خانه، دارا بودن وام، منطقه زندگی، تعداد فرزندان و نرخ بهره اشاره کرد. بر اساس نتایج، فرضیه چرخه زندگی و تأثیر سن چندان تأیید نمی شود. هم چنین الگوی پس انداز در مناطق جغرافیایی متفاوت نیست. متغیرهای صاحب خانه بودن (تأثیر مثبت)، داشتن وام (تأثیر منفی)، نرخ بهره (تأثیر منفی) بر پس انداز مؤثر است.

«چن»^۲ و همکاران (۲۰۰۷) برای بررسی تأثیر وضعیت مسکن خانوار بر پس انداز، رفتار پس انداز را با روش رگرسیون چندکی برای چین مطالعه کرده اند. اولاً نتایج آن ها متفاوت بودن رفتار پس انداز در دهک های مختلف را تأیید می کند. سن سرپرست خانوار و توان دوم سن، اندازه خانوار، شهری و روستایی بودن خانوار بر پس انداز مؤثر است. هم چنین برای دهک های پایین، مستأجر بودن نرخ پس انداز را افزایش می دهد ولی برای دهک میانی به بالا مؤثر نیست.

«شونک»^۳ (۲۰۰۹) عوامل تعیین کننده پس انداز خانوار را برای آلمان بررسی کرده است. این مطالعه در چارچوب فرضیه چرخه زندگی، تصمیم پس انداز و انگیزه پس انداز را تفکیک و عوامل مؤثر بر هر یک به روش «حداقل مطلق انحرافات سانسور شده»^۴ برآورد کرده است. طبق نتایج رابطه سن و نرخ پس انداز از نوع درجه سه با علامت مثبت برای خود سن بوده است. اندازه خانوار، بیکار بودن رابطه منفی با پس انداز دارد. داشتن خانه، تحصیلات عالی رابطه مثبت با پس انداز دارند. در عین حال تمامی متغیرهای ثروت با تعریف های مختلف هیچ کدام بر پس انداز مؤثر نبوده است. تأثیر جنسیت بر پس انداز بسیار ضعیف بوده است.

«بکمن»^۵ و همکاران (۲۰۱۳) برای کشورهای اروپای شرقی، عوامل مؤثر بر پس انداز را بررسی کرده اند. طبق یافته ها، جنسیت، نوع تأهل، تعداد فرزندان بر پس انداز مؤثر نبوده است. اما درآمد، گروه های درآمدی، سن به صورت سهمی رو به پایین، تحصیلات، وضعیت اشتغال، انتظارات و تفاوت کشورهای بر پس انداز مؤثر بوده است.

«متز»^۶ (۲۰۱۷) عوامل مؤثر بر پس انداز و تمایل به پس انداز به منظور استفاده در دوران بازنشستگی را بررسی

¹ Harris et al

² Chen et al

³ Schunk

⁴ Censored Least Absolute Deviations (CLAD) Estimator

⁵ Beckmann

⁶ Metzger

کرده است. وی مجموعه‌ای از متغیرهای جمعیت‌شناختی را انتخاب کرده است. تمایل به پس‌انداز بازنشستگی را به روش لجیت و نرخ پس‌انداز را با روش توبیت و رگرسیون مانع لگ-نرمال برآورد کرده است. طبق نتایج رابطه درآمد و نرخ پس‌انداز درجه دو و از نوع سهمی رو به پایین است. سن افراد رابطه مثبت با نرخ پس‌انداز دارد. متغیرهای مربوط به نوع اشتغال (خوداشتغالی، تمام‌وقت بودن و) معنادار هستند. جنسیت و سطح تحصیلات تأثیری بر پس‌انداز نداشته است.

«گاندلمن»^۱ (۲۰۱۷) پس‌انداز را برای ۱۲ کشور آمریکای لاتین مورد مطالعه قرار داده است. روش آن‌ها برآورد دو مرحله‌ای و نیز رگرسیون چندکی است. در مرحله اول لگاریتم درآمد بر متغیرهای جمعیت‌شناختی و به‌خصوص سن رگرسیون شده است. مقدار برآوردشده برای متغیر وابسته به‌عنوان درآمد دائمی مدنظر مدل چرخه زندگی استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که ارتباط قوی بین درآمد و نرخ پس‌انداز وجود دارد. نتیجه اصلی این است که ثروتمندان در ۹ کشور از ۱۲ کشور آمریکای لاتین، سهم بیشتری از درآمد خود را پس‌انداز می‌کنند.

«هوا» و «ایریجز»^۲ (۲۰۱۹) با استفاده از رگرسیون چندکی، عوامل مؤثر بر پس‌انداز خانوارهای ویتنامی را بررسی کرده است. براساس نتایج مهم‌ترین متغیر درآمد است که تأثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز دارد. رابطه سن و پس‌انداز از نوع درجه دو سهمی رو به بالا می‌باشد. جنسیت معنادار نیست. همچنین تأثیر سطح تحصیلات ناهم‌گون هست. کسانی که تحصیلات رسمی نداشته‌اند پس‌انداز بالاتری دارند، اما در عین حال تحصیلات کالج و دانشگاهی نرخ پس‌انداز را افزایش می‌دهد. همچنین خانوارهای شهری نرخ پس‌انداز پایین‌تری نسبت به روستاییان دارند. نتایج آن‌ها اختلاف دهک‌ها در رفتار پس‌انداز را تأیید می‌کند.

«برناردلی»^۳ و همکاران (۲۰۲۲) پس‌انداز را برای کشور برزیل بررسی کرده‌اند. روش برآورد آن‌ها حداقل مربعات معمولی است. طبق نتایج، سن و توان دوم سن، جنسیت (بالا بودن نرخ پس‌انداز مردان)، نژاد (سفیدپوستان بیشتر پس‌انداز می‌کنند)، بازنشسته‌بودن، داشتن خودرو و تأثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز دارد. اما شهری و روستایی بودن بر پس‌انداز بی‌تأثیر است. همچنین آن‌ها به‌جای استفاده از درآمد، متغیرهای پراکسی که عمدتاً شامل داشتن کالاهای بادوام است در مدل گنجانده‌اند.

در جمع‌بندی و تحلیل بررسی نتایج مطالعات خارجی صورت‌گرفته باید گفت که اولاً مدل‌سازی‌های صورت‌گرفته در بالاترین حد در نهایت توانسته‌اند ۱۷ درصد از رفتار پس‌انداز را توضیح دهند. مهم‌ترین متغیر مؤثر بر پس‌انداز که طبق پیشنهاد نظریه‌های پس‌انداز نیز می‌باشد، متغیر درآمد هست که رابطه مثبت بین درآمد و نرخ پس‌انداز وجود دارد و این موضوع از نتایج قطعی مطالعات می‌باشد. مورد بعدی تأثیر سن و پس‌انداز و آزمون درستی فرضیه چرخه زندگی است.

۳-۲. مطالعات داخلی

همان‌طور که پیشتر اشاره شد در مطالعات داخلی با رویکرد کلان موضوع پس‌انداز مورد بررسی قرار گرفته است و تاکنون تابع پس‌انداز خانوارهای ایرانی از منظر داده‌های خرد مطالعه نشده است. در این جا به برخی مطالعات رویکرد

¹ Gandelman

² Hua & Erreygers

³ Bernardelli et al

کلان اشاره می‌شود:

«کازمی» و «امام‌قلی‌پور» (۱۳۸۷) تأثیر بحران‌های طبیعی بر پس‌انداز در ایران را بررسی کرده‌اند. دوره زمانی این مطالعه ۱۳۸۵-۱۳۵۲ ه‍.ش و روش آن ARDL است. نتایج نشان می‌دهد که بحران‌های طبیعی، میل متوسط به پس‌انداز را افزایش می‌دهد. افراد در صورت پیش‌بینی وقوع حوادث غیر مترقبه، سعی می‌کنند پس‌انداز بیشتری داشته باشند تا خسارات احتمالی را جبران نمایند.

«بهبودی» و «همکاران» (۱۳۸۹) تأثیر پس‌انداز خانوار بر درآمد خانوار و تولید ناخالص داخلی را با استفاده الگوی تعادل عمومی پویا بررسی کرده‌اند. به‌صورت کلی نتایج حاکی از آن است که بین پس‌انداز و درآمد خانوار و تولید ناخالص رابطه مثبت برقرار است. آن‌ها دو سناریوی ۲۰ درصد افزایش پس‌انداز و ۲۰ درصد کاهش پس‌انداز را در نظر گرفته‌اند. در سناریوی اول درآمد خانوار به اندازه ۶/۴۲ درصد افزایش یافته و تولید ناخالص داخلی ۶/۴۱ درصد افزایش یافته است.

«زمانیان» و «هاتفی‌مجمرد» (۱۳۹۵) تأثیر تغییرات پس‌انداز بر رشد اقتصادی ایران را در چارچوب روش غیر خطی اتورگرسیون انتقال ملایم طی سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۱ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است روند صعودی و کاهنده پس‌انداز منجر به روند صعودی و فزاینده رشد اقتصادی می‌گردد. مهم‌ترین نتیجه مطالعه این که عبارت «جزء خطا» اثرات بلندمدت دارد. ضریب این متغیر در آستانه پایین منفی و در آستانه وسط و بالا مثبت است. این امر حکایت از آن دارد که اگر شرایط اقتصاد ایران در حالتی باشد که متغیر انتقال در آستانه پایین حرکت کند، اقتصاد خطای خود را تصحیح‌نموده و به سمت تعادل باز می‌گردد.

«بدرزاده» و «برقی» (۱۳۹۹) تأثیر نوسانات رابطه مبادله بر پس‌انداز بخش خصوصی را برای بازه زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۶ ه‍.ش و با بهره‌گیری از روش GARCH بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نوسانات رابطه مبادله، پس‌انداز بخش خصوصی را کاهش می‌دهد لذا ثبات تجاری افزایش در نرخ پس‌انداز را به‌دنبال دارد.

«صادقی» و «همکاران» (۱۴۰۰) عوامل کلان مؤثر بر پس‌انداز خانوارهای شهری را با رگرسیون چندکی از داده‌های سری زمانی بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل نشان می‌دهد متغیرهای رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ بهره حقیقی و نرخ ارز تأثیر نامتقارن بر نرخ پس‌انداز خانوارهای شهری در چندک‌های مختلف دارند. درآمد سرانه، تورم و نرخ ارز حقیقی تأثیر مثبت بر دهک میانی نرخ پس‌انداز دارد.

در این مطالعه سرریز رشد اقتصادی بر نرخ پس‌انداز در تمامی سال‌ها یکسان نیست و اثرش نیز نامتقارن است. تورم نیز تأثیر نامتقارن بر نرخ پس‌انداز داشته و در چندک‌های پایین تأثیر مثبت و معنادار و در چندک‌های میانی تأثیر منفی و معنادار دارد. در مقابل هزینه‌های تأمین اجتماعی تأثیر مثبت معنادار و متقارن بر نرخ پس‌انداز خانوارهای شهری داشته و در بیشتر چندک‌ها باعث افزایش آن می‌شود.

«رحیمی» (۱۳۸۶) از طریق پرسش‌نامه عوامل مؤثر بر پس‌انداز روستایی را برای سه استان کرمانشاه، اردبیل و فارس مطالعه کرده‌اند. پرسش‌نامه این مطالعه شامل ۱۰۱ پرسش از سرپرست خانوار و حجم نمونه آن‌ها ۵۰۰ خانوار روستایی است. نتایج نشان می‌دهد مساحت زمین خانوار، درآمد تأثیر مثبت و بعد خانوار، فاصله تا اولین بانک تأثیر منفی بر پس‌انداز خانوار دارد.

۴. روش‌شناسی تحقیق

۴-۱. مدل، داده‌ها و متغیرهای تحقیق

مدل پایه تحقیق حاضر نیز مشابه اکثر مطالعات این حوزه به صورت زیر جمع‌بندی می‌شود: این مدل در مطالعه «براونینگ» و «لوساردی»^۱ (۱۹۹۶)، «نگوین»^۲ و همکاران (۲۰۰۷)، «برناردلی» و همکاران (۲۰۲۲) نیز تصریح شده است:

$$S/Y = a + \beta \log(Y) + \lambda X + \varepsilon \quad (3)$$

متغیر وابسته S/Y نسبت پس‌انداز به درآمد است. ماتریس X مجموعه متغیرهای توضیحی به غیر از درآمد است و $\log(Y)$ لگاریتم درآمد خانوار است.

آمار و داده‌های تحقیق حاضر شامل همه اطلاعات آخرین طرح آمارگیری هزینه-درآمد خانوارهای شهری^۳ یعنی سال ۱۴۰۱ هـ.ش است. این مجموعه شامل اطلاعات بیش از ۱۹ هزار خانوار شهری ایرانی می‌باشد. متغیر وابسته تحقیق مشابه اکثر مطالعات، نسبت پس‌انداز به درآمد است. درآمد شامل همه درآمدهای نقدی خانوار اعم از درآمدهای مستقیم حاصل از کار، حقوق بازنشستگی، درآمد حاصل از اجاره مستغلات، سود سپرده‌های بانکی، سود سرمایه‌گذاری‌ها و سایر درآمد از جمله پرداخت‌های انتقالی و حتی هدایا بوده است. بنابراین کلیه درآمدهای مستمر و غیرمستمر خانوار و نیز نقدی و غیر نقدی در متغیر درآمد گنجانده شده است.

متغیر بعدی مخارج یا هزینه‌های خانوار است. در ساختار طرح آمارگیری هزینه-درآمد، ۱۲ سرفصل هزینه وجود دارد که هزینه‌های ماهانه هر سرفصل بر هر خانوار آمده است. فصل سیزدهم هزینه‌های متفرقه در طول یک سال گذشته است. در این فصل هزینه‌هایی وجود که به نظر می‌رسد جزء پس‌انداز است نه مخارج. به همین دلیل این موارد محدود نیز از هزینه‌های کسر شده است.^۴

علاوه بر این دو متغیر اصلی، سایر متغیرها را می‌توان در چند دسته تقسیم‌بندی کرد: متغیرهای جمعیت‌شناختی، متغیرهای تحصیلی، متغیرهای مربوط به تملک دارایی‌ها و در نهایت متغیرهای وضعیت شغلی که در ادامه متغیرهای مربوط به هر دسته معرفی می‌شود.

برای دسته متغیرهای جمعیت‌شناختی، θ متغیر تعریف شده است که عبارتند از: سن سرپرست خانوار، مجذور سن سرپرست خانوار و توان سوم این متغیر، متغیرهای بعدی جنسیت، وضعیت تأهل در قالب دو متغیر مجازی، داشتن افراد سالمند در خانوار، داشتن کودک زیر ۱۸ سال در خانوار و تعداد اعضای خانوار است. این متغیرها در جدول ۱ به همراه تعریف عملیاتی متغیر نشان داده شده است. مشابه این متغیرها در مطالعه «اکرم»^۵ (۲۰۲۳)، «نگوین» و همکاران (۲۰۰۷)، «نکولسکو» و «میهایسکو»^۶ (۲۰۱۴) و «شوینسکی»^۷ (۲۰۱۷) استفاده شده است.

¹ Browning & Lusardi

² Nguyen et al

³ مطالعاتی مانند «پن» (۲۰۱۶) نشان می‌دهد رفتار پس‌انداز خانوارهای شهری و روستایی متفاوت لذا در این مطالعه فقط خانوارهای شهری در نظر گرفته شده است. (Pan, 2016).

⁴ هزینه خرید جواهرآلات، هزینه خرید اتومبیل که ممکن است از پس‌اندازهای قبلی صورت گرفته باشد، وام‌های اخذشده، از جمله هزینه‌هایی است که از شمول هزینه‌های فصل ۱۳ خارج شده است.

⁵ Akram

⁶ Niculescu-Aron & Mihaescu

⁷ Szopiński

جدول ۱: متغیرهای جمعیت‌شناختی مدل

Tab. 1: Demographic variables for the model

نام متغیر	تعریف متغیر
Age	سن سرپرست خانوار
Age2	توان دوم سن سرپرست خانوار
Age3	توان سوم سن سرپرست خانوار
Gender	متغیر مجازی جنسیت- اگر سرپرست خانوار زن باشد مقدار ۱ می‌گیرد.
Marraige1	متغیر مجازی تأهل- اگر سرپرست خانوار همسر داشته باشد مقدار ۱ می‌گیرد.
Marraige2	متغیر مجازی تأهل- اگر سرپرست خانوار همسرش فوت کرده یا طلاق گرفته باشد مقدار ۱ می‌گیرد. (حالت پایه در تأهل مجرد بودن است)
Num	تعداد اعضای خانوار
Elder	تعداد افراد ۷۰ سال به بالا در خانوار
Child	تعداد کودکان زیر ۱۸ سال در خانوار

دسته دوم شامل متغیرهای تحصیلی می‌باشد. متغیر مجازی اول مربوط به باسواد بودن سرپرست خانوار است. هم‌چنین چهار متغیر مجازی که هر کدام بیانگر سطح تحصیلات افراد است تعریف شده است. در مدل تحقیق حالت پایه برای متغیر مجازی Edu4 و این متغیر در مدل نخواهد بود. جدول ۲ فهرست متغیرهای تحصیلی را نشان می‌دهد.

جدول ۲: متغیرهای تحصیلی مدل

Tab. 2: Educational variables

نام متغیر	تعریف متغیر
Edu	متغیر مجازی باسواد بودن- اگر سرپرست خانوار باسواد باشد مقدار ۱ می‌گیرد.
Edu1	متغیر مجازی دیپلم و کمتر- اگر سرپرست خانوار این مدارک تحصیلی را داشته باشد مقدار ۱ می‌گیرد.
Edu2	متغیر مجازی مدرک کاردانی و کارشناسی- اگر سرپرست خانوار این مدارک تحصیلی را داشته باشد مقدار ۱ می‌گیرد.
Edu3	متغیر مجازی مدرک ارشد و دکتری تخصصی- اگر سرپرست خانوار این مدارک تحصیلی را داشته باشد مقدار ۱ می‌گیرد.
Edu4	متغیر مجازی سایر مدارک تحصیلی مانند جویزی- اگر سرپرست خانوار این مدارک تحصیلی را داشته باشد مقدار ۱ می‌گیرد.

جدول ۳ متغیرهای وضعیت اشتغال است. سه متغیر برای این موضوع تعریف شده است که شامل افراد بیکار جویای کار، بیکار دارای درآمد (غیر جویای کار) و محصلین و افراد خانه‌دار است. حالت پایه شاغل بودن افراد است.

جدول ۳: متغیرهای وضعیت اشتغال

Tab. 3: Variable for Employment status

نام متغیر	تعریف
Employee1	متغیر مجازی بیکار (جویای کار)- اگر سرپرست خانوار بیکار جویای کار باشد مقدار ۱ می‌گیرد.
Employee2	متغیر مجازی بیکار دارای درآمد
Employee3	متغیر مجازی محصل، بیکار، خانه‌دار و سایر

جدول ۴ متغیرهای دارایی‌های خانوار است. به‌نظر می‌رسد دارا بودن برخی از دارایی‌ها در نرخ پس‌انداز افراد به علت اثر ثروت بر مصرف مؤثر باشد. چهار متغیر برای این موضوع در نظر گرفته شده است. دو متغیر برای وضعیت

مسکن خانوار است، یکی مستأجر بودن و دیگری سایر وضعیت‌های داشتن مسکن است. حالت پایه مالک مسکن بودن خانوار است. دو متغیر بعدی مربوط به داشتن خودرو و اخذ وام بانکی است. هم‌چنین در جدول ۵ گزیده‌ای از آماره یا توصیفی برخی از متغیرهای اصلی تحقیق ارائه شده است.

جدول ۴: متغیرهای تملک دارایی‌ها

Tab. 4: Variable for Asset ownership

نام متغیر	تعریف
Home 1	متغیر مجازی مستأجر بودن
Home 2	متغیر مجازی سایر حالت‌های مسکن مانند در برابر خدمت، رایگان ...
Car	متغیر مجازی داشتن خودروی شخصی
Loan	متغیر مجازی اخذ وام بانکی

جدول ۵: گزیده‌ای از آمارهای توصیفی متغیرهای تحقیق

Tab. 5: Some descriptive statistics

میانگین سن سرپرست خانوار: ۵۲/۱۸ سال
نرخ باسوادی: ۸۴ درصد
درصد افراد دارا بودن تحصیلات تکمیلی: ۴/۲ درصد
درصد افراد بیکار دارای درآمد: ۳۵ درصد
میانگین بعد خانوار: ۳/۳
درصد خانوارهای مستأجر: ۲۰ درصد
سرپرستان متأهل: ۸۲ درصد
درصد خانوارهای دارای افراد سالمند: ۱۸/۲ درصد
درصد خانوارهای دارای خودرو شخصی: ۵۱/۱ درصد
درصد خانوارهای دریافت‌کننده تسهیلات در یکسال گذشته: ۱۲/۳ درصد

۴-۲. روش برآورد مدل

روش برآورد مدل تحقیق رگرسیون چندکی است. رگرسیون چندکی از جمله برآوردکننده‌های «شبه پارامتریک»^۱ به‌شمار می‌رود. رگرسیون حداقل مربعات معمولی مبتنی بر میانگین توزیع شرطی متغیر وابسته است. به عبارتی این روش رفتار میانگین متغیر وابسته را بر اساس متغیرهای توضیحی بررسی و مدل می‌کند. رگرسیون چندکی این امکان را فراهم می‌کند که دهک‌ها یا چندک‌های مختلف متغیر وابسته نیز به‌صورت جداگانه توسط تحلیل رگرسیون بررسی شود. مزیت اصلی این رگرسیون آن است که علاوه بر ارائه اطلاعات در مورد آماره‌های میانی، برای داده‌های حاشیه‌ای نیز اطلاعاتی در رابطه متغیر وابسته با متغیرهای توضیحی فراهم می‌آورد. این موضوع زمانی بیشتر اهمیت می‌یابد که توزیع داده‌ها به‌صورت آشکاری از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند و شاهد تجمع فراوانی داده‌ها در بخش‌هایی از توزیع و چولگی‌ها در آن باشیم. رگرسیون چندکی مبتنی بر عدم نیاز به فرض نرمال بودن توزیع ضرایب است و برخلاف رگرسیون حداقل مربعات معمولی به تعداد کمتری از فرض‌های کلاسیک نیاز دارد (کونکر و هالوک، ۲۰۰۱).

¹ Semiparametric² Koenker and Hallock

از آن جایی که رگرسیون چندکی برای هر دهک یا چندک یک خروجی دارد لذا با انجام تحلیل در چندک های مختلف (مثلاً از ۰/۱ تا ۰/۹) می توان تأثیرات متغیرهای توضیحی را در نواحی مختلف توزیع شرطی متغیر وابسته تخمین زد. با انجام این کار، پژوهشگر دانش کامل تری در مورد چگونگی تأثیر هر متغیر مستقل بر متغیر مورد نظر کسب می کند. این روش برای داده های تحقیق حاضر نیز مناسب هست. نمودار ۲ مربوط به هیستوگرام نرخ پس انداز است. چولگی موجود در نمودار نرخ پس انداز نشان می دهد فرض نرمال بودن نسبت پس انداز چندان درست نیست. از طرف دیگر شهود اولیه و نتایج مطالعات نیز این موضوع را تأیید می کند. برای مثال انتظار می رود رفتار پس انداز برای افرادی که نرخ پس انداز بالایی دارند و از سطح درآمد آن ها بالاست احتمالاً با گروهی که از نرخ پس انداز پایین تری برخوردار هستند متفاوت باشد.

تابع رگرسیون چندکی برای چندک τ در حالت کلی به صورت زیر تعریف می شود:

$$q_{y|x}(\tau) = X\beta_{\tau} \quad (5)$$

که در این عبارت $\tau \in (0,1)$ می باشد. ضرایب در رگرسیون چندکی تابعی از مقدار چندک انتخابی است و با تغییر چندک مقادیر ضرایب تغییر می کند. همین موضوع مزیت دیگر رگرسیون چندکی است. اگر اثر متغیرهای توضیحی در چندک های مختلف متفاوت باشد و گاهی مخالف هم باشد و علامت آن تغییر کند، ممکن است مدل میانگین (OLS) هیچ اثری از متغیر توضیحی بر میانگین و ضرایب نشان ندهد، اما رگرسیون چندکی تصویر کامل تری شامل تفاوت در چندک ها را نشان می دهد. عدم مشاهده تأثیر بر میانگین، ممکن است محققان را به این نتیجه برساند که متغیر نقشی در مدل ندارد، اما همان گونه که اشاره شد این نتیجه ممکن است درست نباشد و متغیرهای توضیحی بر داده های حاشیه ای مؤثر باشند. اگر $q = 0.5$ باشد در این صورت رگرسیون موجود تغییرات متغیرهای توضیحی بر میانه متغیر وابسته را تفسیر خواهد کرد (کونکر، ۲۰۱۷).

برای یافتن برآورد ضرایب در رگرسیون چندکی، به جای حداقل کردن مجذور جملات پسماند، قدر مطلق پسماندها براساس چندک انتخابی حداقل می شود. تابع زیر معرف تابعی است که باید حداقل شود تا ضرایب مربوط به رگرسیون در چندک مورد نظر به دست آید. برخلاف رگرسیون حداقل مربعات معمولی کمینه تابع (۶) با استفاده از برنامه ریزی خطی و تکنیک های آن به دست می آید (کونکر و هالوک، ۲۰۰۱).

$$S(\beta_q) = q \sum_{i: y_i \geq X_i' \beta} |y_i - X_i' \beta_q| + (1-q) \sum_{i: y_i < X_i' \beta} |y_i - X_i' \beta_q| \quad (6)$$

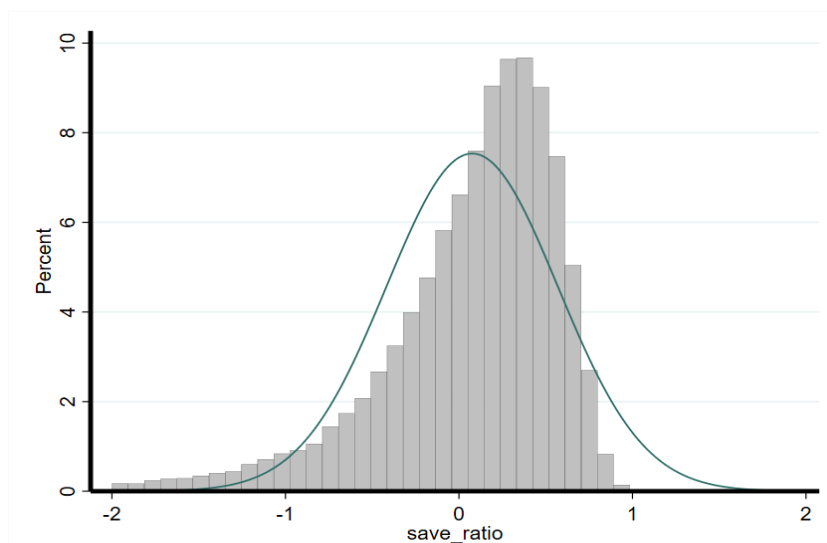
نکته شایان توجه آن است که آزمون های معناداری ضرایب در رگرسیون چندکی متفاوت از رگرسیون حداقل مربعات معمولی است؛ چرا که در رگرسیون چندکی، توزیع شرطی چندک ها مدل سازی می شود و نه میانگین شرطی. روش های استنباط آماری در رگرسیون چندکی به دلیل ساختار غیر پارامتریک متفاوت هستند. معمولاً آزمون معناداری رگرسیون های چندکی به سه روش صورت می گیرد: ۱- روش های بوت استرپ جهت ماتریس واریانس- کوواریانس؛ ۲- روش های مبتنی بر «نمره رتبه ای»^۱ که در آن آماره آزمون به صورت یک آزمون والد یا آزمون نسبت درست نمایی محاسبه می شود؛ و ۳- روش تقریب مجانبی. آنچه که معمولاً برای رگرسیون چندکی استفاده می شود روش تقریب مجانبی است که در آن بر اساس فروض آماری اثبات می شود که مطابق عبارت زیر، توزیع

¹ Rank Score

ضرایب برآوردشده به صورت مجانبی دارای توزیع نرمال است.

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}(\tau) - \beta(\tau)) \xrightarrow{d} N(0, \tau(1-\tau)H^{-1}JH^{-1}) \quad (7)$$

البته در تحقیق حاضر از روش بوت استرپ برای برآورد ماتریس واریانس-کوواریانس استفاده می‌شود. مزیت این روش این است که مقاوم نسبت به «ناهمسانی واریانس»^۱ است به این معنی که نتایج تخمین و آزمون فرضیه‌ها حتی در صورت وجود ناهمسانی واریانس، معتبر هستند و نیازی به اصلاح مدل یا تبدیل داده‌ها ندارد. مزیت دیگر رگرسیون چندکی این است که علاوه بر برآورد ضرایب در چندک‌های مختلف، می‌توان ضرایب چندک‌های متفاوت را از لحاظ آماری مورد آزمون قرار دارد و تفاوت رفتاری پس‌انداز چندک‌ها را با هم مقایسه کرد.



نمودار ۲: نمودار هیستوگرام نسبت پس‌انداز به درآمد

Graph. 2: Histogram of savings ratio

۵. نتایج برآورد مدل

جدول ۶ نتایج برآورد مدل تحقیق را به روش حداقل مربعات و رگرسیون چندکی میانه ($q = 0.5$) نشان می‌دهد.

جدول ۶: نتایج برآورد مدل به روش چندکی و حداقل مربعات معمولی

Tab. 6: Estimation result, OLS and Quantile regression

متغیر	OLS	Quantile (50)
Ln_income	$+0.802^{***}$ (۱۹/۶۸)	$+0.376^{***}$ (۸۴/۶۷)
Age	-0.04^{***} (-۲/۸۳)	-0.033^{***} (-۵/۴۹)
Age2	$+0.0005^{**}$ (۲/۰۱)	$+0.0005^{***}$ (۴/۸۲)

^۱ Heteroskedasticity-Robust

Age3	-۰/۰۰۰۰۰۲ (-۱/۲۲)	-۰/۰۰۰۰۰۲*** (-۳/۹۴)
Gender	۰/۰۲۲ (-۰/۳۳)	-۰/۰۱۳ (-۰/۷۸)
Marraige1	۰/۳۱۸** (۲/۱۱)	-۰/۰۵۵*** (۲/۵۱)
Marraige2	۰/۳۳۲** (۲/۱۸)	-۰/۰۲۹ (-۱/۱۶)
Num	-۰/۱۰۲*** (-۸/۷۲)	-۰/۰۴۱*** (-۱۲/۳۷)
Elder	-۰/۰۳۷*** (-۱/۵۶)	-۰/۰۳۲*** (-۳/۲۷)
Child	۰/۰۵۹*** (۴/۱۷)	-۰/۰۰۰۵ (-۰/۱۲)
Edu1	-۰/۲۴۴*** (-۹/۵۹)	-۰/۰۶۳*** (-۶/۵۲)
Edu2	-۰/۴۳۴*** (-۱۴/۵۱)	-۰/۱۵۶*** (-۱۲/۶۳)
Edu3	-۰/۶۴۳*** (-۱۳/۴۲)	-۰/۲۷۴*** (-۱۶/۵۵)
Edu4	-۰/۰۷۸** (-۰/۸۳)	-۰/۰۴۹ (-۱/۰۳)
Employee1	۰/۰۵۳ (۰/۴۵)	۰/۰۰۶ (۰/۳۴)
Employee2	-۰/۰۱۲ (-۰/۵۶)	۰/۰۲۸*** (۳/۲۹)
Employee3	-۰/۳۱۵*** (-۳/۵۰)	-۰/۰۵۶** (-۱/۹۹)
Home 1	-۰/۳۷۸*** (-۲۲/۹۹)	-۰/۳۵۵*** (-۳۷/۹۱)
Home 2	۰/۱۲۲** (۵/۱۹)	-۰/۰۰۹ (-۰/۷۹)
Car	-۰/۲۶۶*** (-۱۵/۶۷)	-۰/۱۵۲*** (-۲۲/۱۹)
Loan	-۰/۲۰۹*** (-۱۱/۵۳)	-۰/۱۲۷*** (-۱۳/۶۳)
cons	-۱۵/۱۷۹*** (-۱۷/۷۳)	-۶/۵۳۵*** (-۴۸/۷۵)
Pseudo R ²	۰/۲۵	۰/۱۶

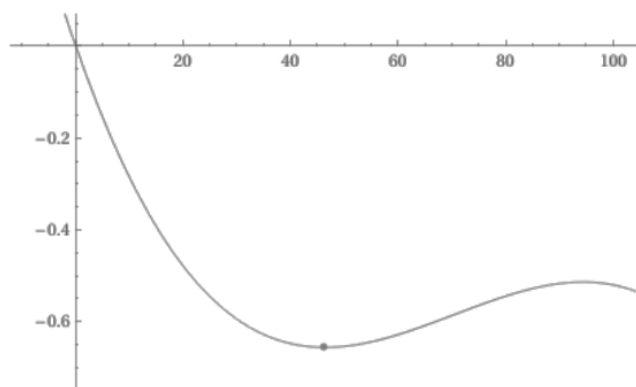
+ اعداد درون پرانتز آماره Z و t می باشد.

++ علامت های **، **، * به ترتیب نشان دهنده معناداری ضرایب در سطح یک درصد، پنج درصد و ده درصد است.

بر اساس نتایج جدول ۶ متغیرهای اصلی در هر دو برآورد معنادار هستند و ضرایب تقریباً مورد انتظار است. متغیر درآمد در هر دو روش، معنادار و مثبت بوده است. اما در رگرسیون چندکی علاوه بر این که درآمد سطح معناداری بیشتری دارد مقدار ضریب آن نیز متفاوت با رگرسیون حداقل مربعات بوده و از لحاظ عددی کمتر است. تأثیر درآمد در رگرسیون چندکی تقریباً نصف تأثیر این متغیر در روش حداقل مربعات معمولی است. تأثیر درآمد بر نرخ پس انداز در اکثر مطالعات تأیید شده است. حتی تأثیر درآمد بر نرخ پس انداز بیشتر است تا خود پس انداز. این موضوع در مطالعه «داینان»^۱ و همکاران (۲۰۰۴) به صورت قوی تأیید شده است.

در مورد متغیرهای مربوط به سن سرپرست خانوار باید اشاره کرد که علامتها در هر دو رگرسیون با هم دیگر مطابقت دارند البته متغیر توان سوم سن در رگرسیون حداقل مربعات معمولی معنادار نیست. با توجه به علامت ضرایب متغیرهای سنی، رابطه نرخ پس انداز با سن یک رابطه درجه سه می باشد که دارای یک حداقل در حوالی ۴۶ سال و یک حداکثر برای ۹۴ سال است. بنابراین نرخ پس انداز ابتدا کاهشی بوده، سپس در نزدیکی ۴۶ سال شروع به افزایش و در ۹۴ سال دوباره کاهش می یابد. رابطه سن و نرخ پس انداز بر اساس ضرایب برآورده شده در رگرسیون چندکی میانه در (نمودار ۳) نشان داده شده است.

مطلب مهم دیگر تأثیر جنسیت سرپرست خانوار بر نرخ پس انداز هست. شواهد قوی در هر دو رگرسیون نشان می دهد که جنسیت تأثیری بر نرخ پس انداز ندارد. البته برای رگرسیون چندکی ضریب جنسیت منفی هست یعنی زنان نرخ پس انداز کمتری دارند در حالی که برای رگرسیون حداقل مربعات معمولی این نرخ مثبت است ولی در هر دو صورت ضریب جنسیت در هیچ دو مدل معنادار نیست. مشابه این نتیجه در مورد تأثیر جنسیت در مطالعه «لی»^۲ و همکاران (۲۰۲۲) به دست آمده است.



نمودار ۳: رابطه سن و نرخ پس انداز براساس ضرایب برآورده شده در رگرسیون چندکی میانه

Graph. 3 Relationship between age and savings rate relation, estimated coefficients from median quantile regression

متأهل بودن افراد تأثیر منفی بر نرخ پس انداز دارد؛ به عبارتی افراد متأهل کمتر از مجردین پس انداز می کنند. هم چنین افرادی که قبلاً متأهل بودند و اکنون به هر علتی مجرد هستند نرخ پس انداز آن ها همانند بقیه افراد مجرد

¹ Dynan et al

² Le et al

هست. البته این موضوع در رگرسیون حداقل مربعات معمولی کاملاً برعکس هست یعنی هر دو متغیر تأهل معنادار و ضریب آن‌ها مثبت بوده که کاملاً برعکس با رگرسیون چندکی است.

تعداد اعضای خانوار تأثیر منفی بر نرخ پس‌انداز دارد یعنی هرچه تعداد اعضای خانوار افزایش یابد نرخ پس‌انداز کاهش می‌یابد. داشتن افراد سالمند بالای هفتاد سال در خانوار این نیز باعث می‌شود که نرخ پس‌انداز کاهش یابد و در مقابل تعداد فرزندان زیر هجده سال بر اساس رگرسیون چندکی تأثیری بر نرخ پس‌انداز ندارد البته این موضوع در رگرسیون حداقل مربعات معمولی برعکس است یعنی تعداد فرزندان تأثیر مثبت بر نرخ پس‌انداز دارد.

نکته بعدی در مورد تأثیر سواد و سطح تحصیلات بر نرخ پس‌انداز هست. همان‌طور که قبلاً اشاره شد حالت پایه در مدل بی‌سواد بودن فرد هست. نتایج مربوط به چهار سطح آموزشی نشان می‌دهد که نرخ پس‌انداز با سطوح تحصیلات رابطه عکس دارد یعنی با افزایش سطح سواد نرخ پس‌انداز کاهش یافته و فرد بی‌سواد از بین تمام گروه‌های سطح تحصیلات نرخ پس‌انداز بالاتری دارد. اشاره این نکته اهمیت دارد که نتایج مربوط به تأثیر آموزش بر نرخ پس‌انداز در هر دو رگرسیون کاملاً با همدیگر مطابقت دارد و مغایرتی مشاهده نمی‌شود و این موضوع قوت این تأثیر را نشان می‌دهد.

در مورد رابطه سطح تحصیلات بر نرخ پس‌انداز و می‌تواند این دلایل را داشته باشد: افراد با تحصیلات بالاتر ممکن است برای حفظ شأن اجتماعی مصرف‌شان را در سطحی بیشتر از سطح درآمدی خود تنظیم کنند و این موضوع منجر به افزایش هزینه‌های زندگی و در نتیجه کاهش نرخ پس‌انداز شود. به علاوه این احتمال مطرح است که افراد تحصیل کرده به علت اعتمادی که به جایگاه شغلی و درآمدهای آتی خود دارند پس‌انداز احتیاطی کمتری نسبت به گروه‌های دیگر داشته باشند. رابطه عکس بین سطح تحصیلات و نرخ پس‌انداز در مطالعاتی مانند: لی و همکاران (۲۰۲۲)، لی و «هانان»^۱ (۲۰۱۵)، «جانه»^۲ (۲۰۱۳)، نگوین و همکاران (۲۰۰۷) و «بارنی» و «خان»^۳ (۱۹۹۲) نیز مشاهده شده است.

البته نظریه غالب و شواهد آن عمدتاً مبتنی بر تأثیر مثبت تحصیلات بر نرخ پس‌انداز است (سولون^۴، ۱۹۷۵). در مورد دلایل این موضوع می‌تواند به دو مورد که در برخی مطالعات شواهدی برای آن به‌دست آمده اشاره کرد: یکی مربوط به دانش مالی بالایی افراد تحصیل کرده است. این افراد معمولاً آشنایی بیشتر با بازارهای مالی (سهام، صندوق‌های سرمایه‌گذاری) دارند لذا تمایل آن‌ها برای پس‌انداز و استفاده از بازده دارایی‌های مالی بیشتر است. دومین دلیل مربوط به مصرف این گروه از افراد است. تحصیل کرده‌ها مصرف صرفه‌جویانه‌ای داشته لذا نرخ پس‌انداز آن‌ها بیشتر است (وو و هو^۵، ۲۰۲۳).

موضوع بعدی تأثیر وضعیت شغلی یعنی شاغل بودن یا بیکار بودن افراد بر نرخ پس‌انداز هست. وضعیت پایه در مدل‌ها شاغل بودن افراد هست. نتایج نشان می‌دهد که نداشتن شغل برای فرد بیکار جویای کار تأثیری در نرخ پس‌انداز ندارد. افراد بیکار دارای درآمد دارای سطح پس‌انداز بالاتر هستند و محصلین و افراد خانه‌دار نرخ پس‌انداز پایین‌تری دارند. مشابه این نتیجه در این مطالعه «مترز»^۶ (۲۰۱۷) به‌دست آمده است.

¹ Lee & Hanna

² Njung'e

³ Burney & Khan

⁴ Solmon

⁵ Vo & Ho

نتایج نشان می‌دهد که متغیر مجازی مستأجربودن معنادار است. به این صورت که افرادی که مستأجر هستند نرخ پس‌انداز پایین‌تری دارند و این موضوع در هر رگرسیون مشاهده می‌شود. البته کسانی که منزل مسکونی از خود ندارند ولی اجاره‌نشین نیز نیستند آن‌ها هم همانند کسانی که دارای واحد مسکونی هستند نرخ پس‌انداز یکسانی دارند. به عبارتی فقط مستأجربودن تأثیر منفی بر نرخ پس‌انداز دارد. همچنین داشتن خودروی شخصی و گرفتن وام در طول یک‌سال گذشته تأثیر منفی و معناداری بر نرخ پس‌انداز دارد. در قسمت بعدی، در مورد استحکام نتایج مربوط به پس‌انداز بررسی بیشتر صورت خواهد گرفت تا از درستی نتایج تحقیق اطمینان حاصل شود.

این نتایج را می‌توان با مطالعات مشابه قبلی مقایسه کرد. جمع‌بندی مقایسه‌ها در جدول ۷ ارائه شده است. ترکیب متغیرها و تکنیک برآورد در مطالعات با هم متفاوت است اما به‌طور کلی می‌توان جهت تأثیر متغیرها را با مطالعات مقایسه کرد. در این جدول هم به نتایج تحقیق حاضر اشاره شده و هم نتایج مطالعات مختلف که گاهی با هم در تضاد است نیز گزارش شده است. برخی متغیرها مانند متغیر درآمد در همه مدل‌های پس‌انداز حضور دارد ولی برخی دیگر از متغیرها صرفاً در مطالعه حاضر یا چند مطالعه محدود به کار برده شده است. در مجموع می‌توان گفت که یافته‌های تحقیق هم‌آهنگی دارد با یافته‌های پژوهش‌های دیگر به‌خصوص در مورد متغیرهای کلیدی مانند درآمد، متغیرهای سنی، جنسیت و سطح تحصیلات.

جدول ۷: مقایسه نتایج مدل برآورد شده با نتایج مطالعات قبلی.

Tab. 7: Comparing the results of estimated model with previous studies.

نام متغیر	نتایج تحقیق	نتایج مطالعات مشابه
درآمد	رابطه مثبت	همه مطالعات رابطه مثبت را نشان می‌دهد
متغیرهای سنی	رابطه درجه سوم بین سن و نرخ پس‌انداز	در مطالعات سهمی رو به بالا است. مانند: هوآ و ایریجز (۲۰۱۹)، گاندلمن (۲۰۱۷)، لی و همکاران (۲۰۲۲) رابطه خطی مثبت: وو و هو (۲۰۲۳)، متز (۲۰۱۷) رابطه خطی منفی: شونک (۲۰۰۹) سهمی رو به پایین: هریس و همکاران (۲۰۰۲).
جنسیت	عدم رابطه با پس‌انداز	تقریباً در همه مطالعات شواهدی از نقش جنسیت بر پس‌انداز دیده نشد.
تأهل	رابطه منفی در دهک میانه و بالا و رابطه مثبت در دهک پایین.	معمولاً جزء متغیرها نیست. برای شونک (۲۰۰۷) نتایج متفاوت بوده. رابطه مثبت: (وو و هو ۲۰۲۳).
سطح تحصیلات	رابطه منفی با پس‌انداز	رابطه مثبت: لی و همکاران (۲۰۲۲)، لی و هانا (۲۰۱۵)، جانه (۲۰۱۳)، نگوین و همکاران (۲۰۰۷) و بارنی و خان (۱۹۹۲) رابطه منفی: (وو و هو ۲۰۲۳).
شاغل بودن	عدم معناداری	رابطه مثبت: بکمن و همکاران (۲۰۱۳)، شونک (۲۰۰۹)، متز (۲۰۱۷)
تعداد فرزندان	عدم معناداری	رابطه منفی: هریس و همکاران (۲۰۰۲)، شونک (۲۰۰۹)، نگوین و همکاران (۲۰۰۷) عدم رابطه: بکمن و همکاران (۲۰۱۳) رابطه مثبت: هوآ و ایریجز (۲۰۱۹)
داشتن افراد سالمند	تأثیر منفی	رابطه مثبت: هوآ و ایریجز (۲۰۱۹)
مستأجر بودن	رابطه منفی با پس‌انداز	رابطه منفی: هریس و همکاران (۲۰۰۲)، شونک (۲۰۰۹)

۵-۱. رفتار پس‌انداز در دهک‌های مختلف

با استفاده از رگرسیون چندکی می‌توان رفتار پس‌انداز برای دهک‌های مختلف متغیر وابسته یعنی نسبت پس‌انداز

را بررسی کرد. در این بخش ضرایب مدل برای دهک های اول (۱۰ درصد اول نرخ پس انداز)، دهک نهم (۹۰ درصد بالای نرخ پس انداز) و دهک میانه که قبلاً در جدول ۶ گزارش شده با هم مقایسه خواهند شد. این مقایسه نشان می دهد که آیا رفتار پس انداز و متغیرهای مؤثر بر آن در دهک های مختلف، با هم دیگر متفاوت است یا نه. این موضوع در جدول ۸ نشان داده شده است. ستون اول برآورد مدل برای دهک اول، ستون دوم برای دهک میانه و ستون سوم برای دهک آخر است.

جدول ۸: برآورد مدل برای دهک اول (۱۰ درصد)، دهک میانه و دهک آخر (۹۰ درصد).

Tab. 8: Quantile estimation result at 10th, 50th and 90th percentiles

متغیر	Quantile (10)	Quantile (50)	Quantile (90)
Ln_income	0.829^{***} (.51/.56)	0.376^{***} (.84/.67)	0.201^{***} (.51/.32)
Age	-0.032 (-.1/.55)	-0.033^{***} (-.5/.49)	-0.024^{***} (-.4/.82)
Age2	0.0004 (.1/.1)	0.0005^{***} (.4/.82)	0.0004^{***} (.4/.35)
Age3	-0.00002 (-.0/.8)	-0.00002^{***} (-.3/.94)	-0.00002^{***} (-.3/.62)
Gender	-0.089 (-.0/.119)	-0.013 (-.0/.78)	-0.007 (-.0/.68)
Marraige1	0.418^* (.1/.71)	-0.055^{***} (.2/.51)	-0.092^{***} (.6/.8)
Marraige2	0.491^{**} (.1/.98)	-0.029 (-.1/.16)	-0.049^{***} (-.3/.01)
Num	-0.078^{***} (-.6/.43)	-0.041^{***} (-.12/.37)	-0.026^{***} (-.8/.91)
Elder	-0.005 (-.0/.12)	-0.032^{***} (-.3/.27)	-0.013 (-.1/.41)
Child	0.015 (.1/.01)	-0.0005 (-.0/.12)	-0.002 (-.0/.72)
Edu1	-0.192^{***} (-.5/.35)	-0.063^{***} (-.6/.52)	-0.038^{***} (-.4/.28)
Edu2	-0.397^{***} (-.9/.38)	-0.156^{***} (-.12/.63)	-0.098^{***} (-.8/.95)
Edu3	-0.158^{***} (-.10/.37)	-0.274^{***} (-.16/.55)	-0.168^{***} (-.10/.45)
Edu4	0.004 (.0/.03)	-0.049 (-.1/.03)	0.029 (.0/.33)
Employee1	0.084 (.0/.72)	0.006 (.0/.34)	-0.027^* (.1/.82)
Employee2	0.001 (-.0/.06)	0.028^{***} (.3/.29)	0.008 (.1/.22)

Employee3	-۰/۴۳۴*** (-۳/۰۱)	-۰/۰۵۶** (-۱/۹۹)	+۰/۰۰۴** (-۱/۱۸)
Home 1	-۰/۴۶۷*** (-۱۷/۰۱)	-۰/۳۵۵*** (-۳۷/۹۱)	-۰/۲۲۹*** (-۲۶/۸۲)
Home 2	+۰/۰۴۶* (۱/۶۹)	-۰/۰۰۹ (-۰/۷۹)	+۰/۰۱۹** (۲/۵۴)
Car	-۰/۲۸۲*** (-۱۳/۲۱)	-۰/۱۵۲*** (-۲۲/۱۹)	-۰/۱۰۵*** (-۱۹/۱۵)
Loan	-۰/۳۴۴*** (-۱۰/۹۷)	-۰/۱۲۷*** (-۱۳/۶۳)	-۰/۰۵۴*** (-۶/۸۸)
Cons	-۱۶/۵۹۶*** (-۳۲/۳۷)	-۶/۵۳۵*** (-۴۸/۷۵)	-۲/۸۶۵*** (-۲۵/۲۱)
Pseudo R ²	۰/۲۵	۰/۱۶	۰/۱۲

+ اعداد درون پرانتز آماره Z و t می باشد.

++ علامت های **، ***، * به ترتیب نشان دهنده معناداری ضرایب در سطح یک درصد، پنج درصد و ده درصد است.

نتایج به دست آمده نشان می دهد اولاً متغیر درآمد در هر سه مدل معنادار و جهت تأثیر آن بر نرخ پس انداز مثبت است. اما این تأثیر برای دهک اول یعنی گروهی که نرخ پس انداز پایینی دارد بیشتر است. در حالی که برای دهک آخر تغییر درآمد تأثیر کمتری بر نرخ پس انداز آن ها دارد و این نتیجه کاملاً مورد انتظار و بر طبق پیش بینی فرضیه های قبلی می باشد. نکته بعدی در مورد تأثیر متغیرهای سنی است. برای دهک میانه و دهک آخر نتایج هم سو است اما برای دهک اول متغیرهای سنی هیچ کدام معنادار نیست (البته مقادیر ضرایب و علامت ها با بقیه دهک ها هم سو است). شاید علت این موضوع این باشد که این دهک به علت نرخ پایین پس انداز، فرصتی برای پس انداز و آینده نگری ندارد و تنها هزینه های جاری و افق کوتاه مدت را در نهایت می تواند مدنظر قرار دهد.

نکته بعدی در مورد تأثیر جنسیت و تعداد فرزندان است. جنسیت و تعداد فرزندان در هر سه دهک، تأثیر معناداری بر نرخ پس انداز ندارد. در حالی که مستأجر بودن، داشتن خودرو شخصی و اخذ وام بانکی در هر سه دهک تأثیر معنادار و منفی بر نرخ پس انداز دارد. البته همان گونه بعداً نیز اشاره خواهد شد، شدت تأثیر این متغیرها در دهک اول بیشتر و مقادیر ضرایب با حرکت به سمت دهک آخر کاهش می یابد.

تأثیر متغیرهای سطح تحصیلات نیز در هر سه مدل هم سو هستند. با سواد بودن تأثیر منفی و معنادار بر نرخ پس انداز دارد. همچنین سطح سواد بالاتر به معنی نرخ پس انداز پایین تر است. شاید دلیل این موضوع اطمینان تحصیل کرده های جامعه از ثبات درآمدهای آتی برای خود و در نتیجه کاهش نرخ پس انداز باشد. نکته حائز اهمیت دیگر این است که مقدار ضریب سطوح تحصیلات، از دهک اول به سمت دهک آخر کاهش می یابد. به عبارتی بیشترین تأثیر در سطح تحصیلات برای دهک اول می باشد.

در مورد وضعیت شغلی در هر سه دهک این گروه از ضرایب این متغیرها معنادار نیست. به عبارتی فرد شاغل و فرد بیکار جویای کار نرخ پس انداز یکسانی دارند. البته متغیر وضعیت شغلی سوم یعنی افراد محصل، بیکار و افراد خانه دار نرخ پس انداز متفاوتی دارند و ضرایب آن ها معنادار است. به عبارت این گروه از سرپرستان خانوار نرخ پس انداز پایین تری دارند. بیشترین تأثیر برای دهک اول است که ضریب این متغیر منفی و معنادار است. برای

دهک میانه هم این متغیر مجازی تأثیر منفی بر نرخ پس انداز دارد ولی برای دهک آخر اثر این متغیر مثبت است. اما در مورد سایر متغیرها نتایج در دهکها متفاوت و ناهم سو است. متأهل بودن تأثیر زیاد، معنادار و مثبت بر پس انداز دهک اول دارد، در حالی که برای دهک میانه و دهک نهم تأثیر منفی دارد. داشتن افراد سالمند در خانوار در دهک میانه (کلیت نمونه) تأثیر معنادار و منفی دارد اما در دهکهای اول و نهم این عامل بر پس انداز تأثیرگذار نیست.

در پایان این بخش می توان نتایج کلی زیر را از نتایج مدل در دهکهای مختلف گرفت. نخست این که ضریب تعیین در دهک اول بیشتر است و به ترتیب با حرکت به دهک آخر کاهش می یابد. بیشترین برآزش در برآورد مدل برای دهک اول بوده است، به عبارتی متغیرها و مدل تحقیق در نرخهای پایین پس انداز بهتر توانسته اند رفتار پس انداز را مدل سازی و توضیح دهند. نکته دوم این است که برای اکثر متغیرها مقدار ضریب در دهک اول بیشتر است (به صورت قدر مطلق) و با حرکت به دهک آخر مقادیر ضرایب کاهش می یابد. گویی رفتار پس انداز برای نرخهای پایین بیشتر تحت تأثیر عوامل یادشده است، ولی برای دهک آخر نرخ پس انداز چندان با تغییر عوامل تغییر نمی کند. و سومین نتیجه این که عامل درآمد مهم ترین متغیری است که توانسته رفتار پس انداز را در هر سه دهک تفسیر کند (ضریب درآمد هم از لحاظ مقدار و هم از لحاظ آماره Z بیشترین مقدار را در هر سه تخمین دارا می باشد).

۵-۲. آزمون اختلاف چندکها

یکی از روشهای آزمون درستی رگرسیون چندکی، آزمون اختلاف ضرایب دهکهای مختلف است. به این صورت که آزمون می شود آیا اختلاف بین مقادیر ضرایب در دهکهای مختلف با هم متفاوت است یا نه. جدول ۹ نتایج آزمون تفاوت بین ضرایب دهکها را نشان می دهد. در این آزمون ضریب متغیر مورد نظر در دهک اول منهای مقدار همان ضریب در دهک دوم شده است و معناداری این اختلاف بررسی می شود. برای نمونه ستون اول جدول اختلاف ضرایب دهک نهم و اول است.

جدول ۹: آزمون تفاوت بین ضرایب دهکها

Tab. 9: Differences between coefficients estimated at some percentiles

متغیر	Quantile (90-10)	Quantile (80-20)	Quantile (70-30)	Quantile (60-40)	اختلاف دهکها	Quantile (50-10)	Quantile (90-50)
Ln_income	-۰/۶۲۹*** (-۳۰/۷۳)	-۰/۳۷۰*** (-۲۵/۷۱)	-۰/۲۰۹*** (-۲۰/۳)	-۰/۰۸۹*** (-۱۴/۴۷)	✓	-۰/۴۵۳*** (-۲۰/۰۹)	۰/۱۷۶*** - (-۳۲/۰۵)
Age	۰/۰۰۸ (۰/۳۶)	۰/۰۱۶ (۱/۰۴)	-۰/۰۰۰ (-۰/۰۴)	۰/۰۰۲ (۰/۳۴)	---	-۰/۰۰۲ (-۰/۰۹)	۰/۰۰۹ (۱/۳۲)
Age2	-۰/۰۰۰ (۰/۰۶)	-۰/۰۰۰ (-۰/۷۵)	۰/۰۰۰ (۰/۱۴)	-۰/۰۰۰ (-۰/۱۹)	---	-۰/۰۰۰ (-۰/۲۶)	-۰/۰۰۰ (-۰/۹۲)
Age3	-۰/۰۰۰ (۰/۰۴)	۰/۰۰۰ (۰/۶۶)	-۰/۰۰۰ (-۰/۰۷)	۰/۰۰۰ (-۰/۱۵)	---	-۰/۰۰۰ (-۰/۲۴)	۰/۰۰۰ (۰/۵۶)
Gender	۰/۰۸۲* (۱/۹۴)	۰/۰۶۳* (-۱/۸۳)	۰/۰۴۰ (۱/۵۳)	۰/۰۱۴ (۰/۷۵)	---	۰/۰۷۶ (۱/۴۵)	۰/۰۰۶ (۰/۴۴)

Marraige1	-۰/۰۵۱۱*** (۲/۹۰)	-۰/۰۰۵۲ (-۱/۰۸)	-۰/۰۰۲۸ (-۰/۷۷)	-۰/۰۰۱۳* (-۰/۷)	---	-۰/۰۰۴۷۴ (-۱/۶۳)	-۰/۰۰۳۷ (-۱/۲۰)
Marraige2	-۰/۰۰۵۴۱*** (-۳/۰۵)	-۰/۰۰۷۷ (-۱/۴۴)	-۰/۰۰۴۷ (-۱/۱۸)	-۰/۰۰۲۳ (-۰/۹۸)	---	-۰/۰۰۲۳* (-۱/۷۳)	-۰/۰۰۲۰ (-۰/۶۲)
Num	+۰/۰۰۵۲*** (۳/۷۸)	+۰/۰۰۲۷*** (۵/۹۵)	+۰/۰۰۱۲*** (۲/۳۲)	+۰/۰۰۰۹*** (۲/۲۴)	✓	+۰/۰۰۳۷*** (۲/۲۴)	+۰/۰۰۱۶*** (۳/۴۷)
Elder	-۰/۰۰۰۸ (-۰/۲۱)	-۰/۰۰۱۲ (-۰/۵۵)	-۰/۰۰۱۲ (-۰/۷۷)	-۰/۰۰۰۵ (-۰/۸۵)	---	-۰/۰۰۰۲۸ (-۱/۰۸)	+۰/۰۰۱۹ (-۱/۳۲)
Child	-۰/۰۰۱۸ (-۱/۱۶)	-۰/۰۰۰۴ (-۰/۶۵)	+۰/۰۰۰۳ (۰/۴۶)	-۰/۰۰۰۳ (-۰/۸۰)	---	-۰/۰۰۰۱۶ (-۰/۸۱)	-۰/۰۰۰۲ (-۰/۳۹)
Edu1	+۰/۰۰۱۵۴*** (۴/۵۲)	+۰/۰۰۰۹*** (۵/۱)	+۰/۰۰۰۶۹*** (۵/۰۷)	+۰/۰۰۰۲۵*** (۲/۹۹)	✓	+۰/۰۰۱۲۸*** (۴/۸۱)	+۰/۰۰۰۲۶*** (۲/۵۳)
Edu2	+۰/۰۰۲۹۹*** (۶/۷۱)	+۰/۰۰۱۷۸*** (۷/۰۷)	+۰/۰۰۱۱۸*** (۵/۸۵)	+۰/۰۰۰۳۱*** (۴/۹۸)	✓	+۰/۰۰۰۳۱*** (۸/۸۹)	+۰/۰۰۰۵۸*** (۴/۷۶)
Edu3	+۰/۰۰۴۹۰*** (۶/۴۸)	+۰/۰۰۲۶۵*** (۷/۸۰)	+۰/۰۰۱۶۶*** (۷/۷۶)	+۰/۰۰۰۵۲*** (۳/۴۶)	✓	+۰/۰۰۲۵۶*** (۷/۷۶)	+۰/۰۰۰۱۶*** (۶/۲۰)
Edu4	-۰/۰۰۰۳۴ (-۰/۹۳)	-۰/۰۰۰۶۴ (-۰/۹۹)	+۰/۰۰۰۶۸ (۱/۳۱)	-۰/۰۰۰۲۹ (-۰/۰۸)	---	-۰/۰۰۰۱۸۲ (۰/۳۷)	+۰/۰۰۰۱۹ (-۰/۴۲)
Employee1	-۰/۰۰۱۱۲ (-۰/۷)	-۰/۰۰۱۰۳*** (-۲/۰۸)	-۰/۰۰۰۶۴* (-۱/۷۴)	-۰/۰۰۰۳۵ (-۱/۴۵)	---	-۰/۰۰۰۷۷ (-۰/۸۲)	-۰/۰۰۰۳۴ (-۱/۴۷)
Employee2	+۰/۰۰۰۷ (۰/۱۶)	-۰/۰۰۰۲۱* (-۱/۱۰)	-۰/۰۰۰۰۶ (-۰/۴۹)	+۰/۰۰۰۰۸ (۰/۹۳)	---	+۰/۰۰۰۲۶ (۰/۷۳)	+۰/۰۰۰۲۰*** - (-۲/۷۷)
Employee3	+۰/۰۰۴۳۴*** (۲/۶۹)	+۰/۰۰۲۲۴*** (۲/۸۴)	+۰/۰۰۱۴۱*** (۳/۴۱)	-۰/۰۰۰۸۷*** (-۲/۷۹)	✓	+۰/۰۰۳۷۸*** (۳/۰۹)	+۰/۰۰۰۶۱* (۱/۷۸)
Home 1	+۰/۰۰۲۳۸*** (۸/۹۸)	+۰/۰۰۱۷۶*** (۱۵/۵)	+۰/۰۰۰۹۷*** (۶/۳۶)	+۰/۰۰۰۴۹*** (۹/۴۰)	✓	+۰/۰۰۱۱۳*** (۳/۷۳)	+۰/۰۰۱۲۶*** (۱۰/۱۴)
Home 2	-۰/۰۰۰۲۷* (-۱/۷۶)	-۰/۰۰۰۴۶* (-۱/۸۹)	-۰/۰۰۰۳۳*** (-۲/۳۹)	-۰/۰۰۰۰۳ (-۰/۲۹)	---	-۰/۰۰۰۵۶*** (-۲/۰۰)	+۰/۰۰۰۲۹*** (۲/۴۹)
Car	+۰/۰۰۱۷۷*** (۶/۵۲)	+۰/۰۰۰۹۲*** (۶/۶۷)	+۰/۰۰۰۴۷*** (۴/۰۳)	+۰/۰۰۰۱۴* (۱/۹۵)	✓	+۰/۰۰۱۳۰*** (۴/۹۰)	+۰/۰۰۰۴۷*** (۶/۸۰)
Loan	+۰/۰۰۲۹۰*** (۱۶/۴۹)	+۰/۰۰۱۶۶*** (۷/۲۴)	+۰/۰۰۰۹۳*** (۷/۷۷)	+۰/۰۰۰۴۷*** (۴/۶۴)	✓	+۰/۰۰۲۱۷*** (۹/۸۱)	+۰/۰۰۰۷۲*** (۴/۱۸)
Cons	۱/۷۳۰*** ۳ (۲۶/۰۹)	۷/۶۵۱*** (۲۲/۶۱)	۴/۵۱۵*** (۱۸/۲۴)	۱/۸۹۰*** (۱۰/۸۶)	✓	۱۰/۰۰۰۶۱*** (۱۸/۵۸)	۳/۶۷۰*** (۱۹/۲۲)

+ اعداد درون پرانتز آماره t و Z می باشد.

++ علامت های ***, **, * به ترتیب نشان دهنده معناداری ضرایب در سطح یک درصد، پنج درصد و ده درصد است.

محورهای اصلی که در مورد نتایج جدول ۹ می توان اشاره کرد عبارتند از: اولاً! متغیر درآمد و تأثیر آن در تمامی دهک ها با یکدیگر تفاوت داشته و این اختلاف معنادار است. به عبارتی هر دهکی ضریب تأثیر مخصوص به خود را برای متغیر درآمد دارد. این موضع برای متغیرهای تحصیلات، بعد خانوار، بیکاران محصل و خانه دار، مستأجر بودن، داشتن خودروی شخصی و گرفتن وام نیز تأیید می شود. برای مثال تحصیلات تکمیلی، در دهک های

مختلف تأثیر متفاوتی بر پس انداز دارد. برای افرادی که نرخ پس انداز پایینی دارند داشتن تحصیلات کارشناسی ارشد و دکتری تأثیر بیشتری بر کاهش نرخ پس انداز دارد، در حالی که برای افراد با نرخ بالای پس انداز که عمدتاً درآمد بالایی نیز دارند کمتر است. در مقابل برای متغیرهای سن، جنسیت، تعداد فرزندان، تأهل، بیکار بودن، تفاوت معناداری بین دهک ها از لحاظ تأثیر گذاری وجود ندارد.

۳-۵. بررسی استحکام نتایج

در این بخش استحکام و اعتبار نتایج به دست آمده را بررسی خواهیم کرد. برای این منظور هم تغییراتی در روش برآورد مدل اعمال می شود و هم در متغیرها. تغییر نخست مربوط به متغیرهای آموزشی است. برای اطمینان از تأثیر سطح تحصیلات بر نرخ پس انداز، به جای همه متغیرهای مجازی سطح تحصیلات، یک متغیر مجازی چهار سطحی تعریف می کنیم و برآوردها را بر اساس آن انجام می دهیم. تعریف این متغیر در جدول ۱۰ نشان داده شده است.

جدول ۱۰: متغیر مجازی جدید برای سطح تحصیلات
 Tab. 10: New Dummy variable for Education level

نام متغیر	تعریف متغیر
Edu5	اگر فرد بی سواد باشد مقدار صفر- اگر دیپلم و کمتر و با سواد سایر مدارک، مقدار یک- اگر مدرک کاردانی و کارشناسی مقدار دو- اگر مدرک ارشد و دکتری تخصصی مقدار ۳

تغییر بعدی به روش برآورد مربوط می شود. این بار از «رگرسیون چندکی بوت استرپ^۱» برای تخمین مدل اصلی تحقیق در چندک میانه استفاده می شود. در این رگرسیون هر بار از داده های موجود با جایگزینی، نمونه ای تصادفی انتخاب می شود و برآورد مدل براساس نمونه تصادفی انتخابی انجام می شود و انحراف معیار و فواصل اطمینان پارامترها از توزیع مقادیر برآورد شده در مراحل بوت استرپ به دست می آید. دقت برآوردها در رگرسیون های بوت استرپ بالاتر است و تنها مشکل آن ها زمان بر بودن از لحاظ محاسبات است.

برآوردهای مربوط به استحکام نتایج در جدول ۱۱ نمایش داده شده است. ستون اول همان رگرسیون میانه است که مدل اصلی تحقیق می باشد. ستون دوم نتایج مربوط به رگرسیون میانه با متغیر جدید سطح تحصیلات است. همان طور که مشاهده می شود متغیر سطح تحصیلات با سطح معناداری بالایی با نرخ پس انداز رابطه منفی دارد که این موضوع نتایج قسمت های قبلی را قویاً تأیید می کند. در این برآورد علامت و معنادار سایر متغیرها نسبت به رگرسیون پایه تغییری نکرده است.

ستون سوم نتایج رگرسیون چندکی بوت استرپ است. همان طور که مشاهده می شود تنها انحراف معیار و آماره t نسبت به رگرسیون پایه تغییر کرده و علامت معنادار سایر متغیرها بدون تغییر مانده است. ستون چهارم مربوط به برآورد مدل بدون حضور متغیرهای سطح تحصیلات هست. اگر بین سطح تحصیلات و سطح درآمد هم بستگی وجود داشته باشد ممکن هست ایراد درون زایی بین متغیرهای توضیحی پیش آید. هر چند رگرسیون چندکی ناپارامتریک هست و درستی نتایج آن از جمله ماتریس واریانس-کوواریانس مبتنی بر فروض کلاسیک نیز

¹ Bootstrap Quantile regression

با این وجود برای اطمینان از نتایج، مدل پایه بدون حضور متغیرهای سطح تحصیلات انجام گرفته و نتایج در ستون چهارم ارائه شده است. اگر نتایج این ستون با نتایج رگرسیون پایه یعنی ستون اول مقایسه شود، مشاهده می‌شود که نتایج بسیار به یکدیگر نزدیک و اختلاف بین دو مدل جزئی است. مقدار ضرایب در حد چند صدم با هم اختلاف دارد و علامت‌های ضرایب و معناداری آن‌ها نیز در دو مدل یکسان است (بجز متغیر مجازی متأهل بودن). این موضوع مجدداً استحکام نتایج برآوردهای قبلی را نشان می‌دهد و مهر تأییدی بر آن‌ها می‌باشد.

ستون آخر جدول ۱۱ برای خانوارهایی است که نرخ پس‌انداز آن‌ها مثبت است. به عبارتی برآورد مدل تنها برای بخشی از داده‌ها انجام گرفته است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که علامت ضرایب و معناداری آن‌ها هم‌چنان از استحکام برخوردار است و با رگرسیون پایه مطابقت دارد. تنها در متغیر «سایر وضعیت‌های مسکونی»^۱ این متغیر برخلاف رگرسیون پایه معنادار بوده است و نشان می‌دهد داشتن خانه رایگان یا سازمانی باعث کاهش نرخ پس‌انداز برای افراد دارای پس‌انداز مثبت می‌شود. درباره مقادیر ضرایب رگرسیون ستون آخر نیز مشاهده می‌شود اکثر مقدار ضریب به‌صورت قدر مطلق کمتر از رگرسیون پایه است. به عبارتی اثر متغیرها بر نرخ پس‌انداز کمتر است از جمله اثر درآمد، سن، آموزش و متغیرهای ثروت.

شایان ذکر هست نتایج چهار مدلی که برای استحکام نتایج در جدول ۱۱ گزارش شده، بیان‌گر اعتبار و استحکام نتایج رگرسیون پایه و سایر دهک‌ها است.

جدول ۱۱: برآورد مدل برای بررسی استحکام نتایج

Tab. 11: Robustness checks for the results of the quantile regression

متغیر	Quantile (50)	Quantile Edu5 (50)	Bootstrap Quantile (50)	Without Education (50)	Positive Save Rate (50)
Ln_income	+۰/۳۷۶*** (۸۴/۶۷)	+۰/۳۷۶*** (۸۰/۵۴)	+۰/۳۷۶*** (-۴۶/۱۳)	+۰/۳۵۱*** (-۷۹/۱۳)	+۰/۱۴۵*** (۳۴/۲۳)
Age	-۰/۰۳۳*** (-۵/۴۹)	-۰/۰۳۲*** (-۴/۸۲)	-۰/۰۳۳*** (-۶/۲۵)	-۰/۰۴۰*** (-۶/۰۵)	-۰/۰۲۵*** (-۵/۲۱)
Age2	+۰/۰۰۵*** (۴/۸۲)	+۰/۰۰۵*** (۴/۱۹)	+۰/۰۰۵*** (۵/۸۰)	+۰/۰۰۶*** (۵/۵۵)	+۰/۰۰۴*** (۵/۰۶)
Age3	+۰/۰۰۰۰۰۲*** — (-۳/۹۴)	+۰/۰۰۰۰۰۲*** — (-۳/۴۰)	+۰/۰۰۰۰۰۲*** — (-۴/۸۷)	+۰/۰۰۰۰۰۳*** — (-۴/۶۲)	+۰/۰۰۰۰۰۲*** — (-۴/۵۳)
Gender	-۰/۰۱۳ (-۰/۷۸)	-۰/۰۱۲ (-۰/۶۹)	-۰/۰۱۳ (-۰/۹۰)	+۰/۰۰۴ (۰/۲۷)	+۰/۰۰۶ (۰/۵۴)
Marraige1	-۰/۰۵۵*** (-۲/۵۱)	-۰/۰۵۵* (-۱/۷۴)	-۰/۰۵۵** (-۱/۹۸)	-۰/۰۱۷ (-۰/۶۹)	-۰/۰۳۲ (-۱/۵۰)
Marraige2	-۰/۰۲۹ (-۱/۱۶)	-۰/۰۳۶ (-۱/۰۸)	-۰/۰۲۹ (-۱/۰۳)	-۰/۰۱۰ (-۰/۳۶)	-۰/۰۲۶ (-۱/۱۴)
Num	-۰/۰۴۱*** (-۱۲/۳۷)	-۰/۰۴۲*** (-۱۱/۶۳)	-۰/۰۴۱*** (-۱۰/۰۴)	-۰/۰۳۴*** (-۹/۶۴)	-۰/۰۱۹*** (-۷/۸۳)

^۱ . این متغیر برای افرادی که مستاجر یا مالک نبوده و وضعیت محل سکونت آنها سازمانی یا موارد دیگر است. با نماد (Home2) در جدول ۴ تعریف شده است.

Elder	-۰/۰۳۲*** (-۳/۲۷)	-۰/۰۳۲*** (-۳/۴۰)	-۰/۰۳۲*** (-۲/۶۵)	-۰/۰۴۱*** (-۴/۰۸)	-۰/۰۲۰*** (-۲/۹۴)
Child	-۰/۰۰۰۰۵ (-۰/۱۲)	-۰/۰۰۰۰۷ (-۰/۱۶)	-۰/۰۰۰۰۵ (-۰/۱۳)	-۰/۰۰۰۰۳ (-۰/۶۲)	-۰/۰۰۰۰۱ (-۰/۰۴)
Edu1	-۰/۰۶۳*** (-۶/۵۲)	-----	-۰/۰۶۳*** (-۶/۹۸)	-----	-۰/۰۱۸** (-۲/۴۶)
Edu2	-۰/۱۵۶*** (-۱۲/۶۳)	-----	-۰/۱۵۶*** (-۱۰/۶۱)	-----	-۰/۰۴۸*** (-۴/۹۲)
Edu3	-۰/۲۷۴*** (-۱۶/۵۵)	-----	-۰/۲۷۴*** (-۱۶/۱۵)	-----	-۰/۱۰۲*** (-۸/۵۹)
Edu4	-۰/۰۴۹ (-۱/۰۳)	-----	-۰/۰۴۹ (-۱/۰۸)	-----	-۰/۰۱۹ (-۰/۴۴)
Edu5	-----	-۰/۰۹۰*** (-۱۹/۲۳)	-----	-----	-----
Employee1	۰/۰۰۶ (۰/۳۴)	۰/۰۱۰ (۰/۵۶)	۰/۰۰۶ (۰/۲۴)	۰/۰۰۷ (۰/۲۸)	۰/۰۱۳ (۰/۸۶)
Employee2	۰/۰۲۸*** (۳/۲۹)	۰/۰۲۸*** (۳/۳۷)	۰/۰۲۸*** (۴/۳۵)	۰/۰۲۲** (۲/۵۵)	۰/۰۱۶** (۲/۴۹)
Employee3	-۰/۰۵۶** (-۱/۹۹)	-۰/۰۵۶* (-۱/۸۵)	-۰/۰۵۶* (-۱/۸۶)	-۰/۰۴۶* (-۱/۸۸)	-۰/۰۰۶ (-۰/۴۹)
Home 1	-۰/۳۵۵*** (-۳۷/۹۱)	-۰/۳۵۴*** (-۳۸/۱۴)	-۰/۳۵۵*** (-۳۰/۱۱)	-۰/۳۵۴*** (-۳۴/۸۰)	-۰/۱۴۳*** (-۲۲/۸۹)
Home 2	-۰/۰۰۹ (-۰/۷۹)	-۰/۰۱۱ (-۰/۹۵)	-۰/۰۰۹ (-۰/۸۳)	-۰/۰۲۲** (-۲/۰۳)	-۰/۰۱۹*** (-۲/۸۸)
Car	-۰/۱۵۲*** (-۲۲/۱۹)	-۰/۱۵۱*** (-۲۲/۳۵)	-۰/۱۵۲*** (-۲۱/۵۲)	-۰/۱۷۳*** (-۲۴/۵۰)	-۰/۰۸۷*** (-۱۷/۲۸)
Loan	-۱/۱۲۷*** (-۱۳/۶۳)	-۱/۱۲۶*** (-۱۳/۳۰)	-۱/۱۲۷*** (-۱۵/۵۱)	-۱/۱۳۴*** (-۱۲/۴۴)	-۰/۳۴*** (-۴/۷۲)
Cons	-۶/۵۳۵*** (-۴۸/۷۵)	-۶/۵۵۲*** (-۴۳/۰۵)	-۶/۵۳۵*** (-۳۰/۷۱)	-۶/۰۶۱*** (-۴۱/۴۶)	-۲/۰۵*** (-۱۷/۵۴)
Pseudo R ²	۰/۱۶	۰/۱۵۹	۰/۱۶	۰/۱۵۲	۰/۱۱۶

+ اعداد درون پرانتز آماره t و Z می باشد.

++ علامت های ***, **, * به ترتیب نشان دهنده معناداری ضرایب در سطح یک درصد، پنج درصد و ده درصد است.

۶. نتیجه گیری

در این مطالعه نسبت پس انداز و عوامل مؤثر بر آن برای خانوارهای شهری با استفاده از داده های هزینه- درآمد خانوار و رگرسیون چندکی بررسی شد. با توجه به تعداد مناسب حجم نمونه، بیست متغیر جمعیت شناختی و اقتصادی برای مدل سازی انتخاب گردید که شامل متغیرهای سنی، درآمد، سطح تحصیلات، جنسیت، تأهل، وضعیت شغلی و می باشد. مدل مذکور ابتدا به روش حداقل مربعات معمولی (بوت استرپت) و سپس روش چندکی و برای دهک های میانه، اول و نهم برآورد شد که اغلب متغیرها در رگرسیون چندکی معنادار می باشد. نتایج نشان می دهد که طبق انتظار، درآمد یکی از اصلی ترین متغیرها در تبیین رفتار پس انداز است. هر چه

درآمد بیشتر باشد نرخ پس انداز بالاتر است. همچنین در دهک‌های مختلف نرخ پس انداز، تأثیر درآمد متفاوت است. برای دهک‌های پایین (نرخ‌های پایین پس انداز)، درآمد تأثیر بیشتری بر نرخ پس انداز دارد ولی برای دهک‌های بالا تأثیر درآمد کمتر هست. متغیرهای سنی که در واقع آزمونی بر نظریه چرخه زندگی است معنادار بوده‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده الگوی سنی به صورت یک تابع درجه سه است که ابتدا نرخ پس انداز کاهش می‌یابد؛ در حوالی ۴۶ سالگی به حداقل مقدار خود می‌رسد. سپس تا حدود ۹۰ سالگی افزایشی و دوباره کاهش می‌یابد؛ البته برای دهک اول، متغیرهای سنی هیچ کدام معنادار نیست، شاید علت این موضوع این باشد که این دهک به علت نرخ پایین پس انداز، فرصتی برای پس انداز و آینده‌نگری ندارد و تنها هزینه‌های جاری و افق کوتاه مدت را در نهایت می‌تواند مدنظر قرار دهد.

جنسیت و تعداد فرزندان تأثیری بر نرخ پس انداز ندارد ولی سطح تحصیلات، حضور افراد سالمند، وضعیت اشتغال، نوع محل سکونت و تأهل بر نرخ پس انداز تأثیرگذار است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که سطح تحصیلات رابطه منفی با نرخ پس انداز دارد. این تأثیر هم در دهک‌های مختلف مشاهده شد و هم در اختلاف دهک‌ها معنادار بوده است. به عبارتی هر چه سطح تحصیلات فرد بالاتر باشد نرخ پس انداز وی کاهش می‌یابد. حضور افراد سالمند در میان اعضای خانوار نرخ پس انداز را کاهش می‌دهد. همچنین افرادی که مستأجر هستند نرخ پس انداز پایین‌تری دارند. انتظار می‌رود افرادی که مسکن شخصی ندارند کمتر مصرف کرده و بیشتر پس انداز کنند ولی نتایج خلاف آن را نشان می‌دهد. شاید علت این موضوع افزایش هزینه‌های خانوارهای مستأجر باشد. در مورد تأثیر داشتن خودرو شخصی و گرفتن وام بانکی نتایج حاکی از آن است که دارا بودن این دو ویژگی پس انداز خانوار را کاهش می‌دهد. نکته بعدی در مورد تفاوت دهک‌های نرخ پس انداز است. می‌توان نتایج کلی زیر را از نتایج مدل در دهک‌های مختلف گرفت. نخست این که ضریب تعیین در دهک اول بیشتر است و به ترتیب با حرکت به دهک آخر ضریب تعیین تخمین کاهش می‌یابد. بیشترین برازش مدل برای دهک اول بوده، مدل تحقیق برای نرخ‌های پایین پس انداز، توضیح دهندگی بیشتر دارد. نکته دوم این است که برای اکثر متغیرها مقدار ضریب در دهک اول بیشتر است (به صورت قدر مطلق) و با حرکت به دهک آخر مقادیر ضرایب کاهش می‌یابد. گویی رفتار پس انداز برای نرخ‌های پایین بیشتر تحت تأثیر عوامل یاد شده است ولی برای دهک آخر نرخ پس انداز چندان با تغییر عوامل تغییر نمی‌کند. و سومین نتیجه این است که عامل درآمد مهم‌ترین متغیری است که توانسته رفتار پس انداز را در دهک‌ها مدل سازی و تفسیر کند.

اصلی‌ترین توصیه سیاستی برای افزایش نرخ پس انداز به خصوص برای دهک‌های پایین نرخ، افزایش درآمد به عنوان متغیر قانونی است. علاوه بر آن، با اقداماتی می‌توان نرخ پس انداز دهک‌های پایین را افزایش داد. یکی از این موارد به تسهیلات بانکی مربوط می‌شود. نتایج نشان می‌دهد یکی از مهم‌ترین عواملی که باعث کاهش پس انداز آن‌ها می‌شود اخذ تسهیلاتی بانکی است. شاید پرداخت اقساط وام‌ها باعث می‌شود نرخ پس انداز کاهش یابد. با کارمزد این تسهیلات و افزایش مدت بازپرداخت به منظور کاهش مبلغ اقساط بانکی، موجب می‌شود بخشی از درآمد خانوار آزاد شده و فرصت بیشتری برای پس انداز فراهم شود. همچنین بخشی از خانوارهایی که در دهک‌های پایین نرخ پس انداز هستند، سرپرستان و یا زنان خانه‌دار می‌باشند؛ لذا با هدایت سیاست‌های حمایتی به سمت این قشر می‌توان نرخ پس انداز آن‌ها را نیز افزایش داد.

سپاسگزاری

در پایان نویسنده برخورد لازم می‌داند که از داوران ناشناس محترم نشریه که برای بهبود و عمق‌بخشی به مقاله قدردانی نماید.

تعارض منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- بدرزاده، فاطمه؛ و برقی اسگویی، محمدمهدی، (۱۳۹۹). «بررسی تأثیر نوسان رابطه مبادله بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایران». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۹(۳۵): ۲۱۹-۲۴۱.
<https://doi.org/10.22084/aes.2020.18724.2844>
- بهبودی، داود؛ شهرکی، مهدی؛ و قادری، سیمین، (۱۳۸۹). «بررسی تأثیر پس‌انداز خانوار بر درآمد خانوار و تولید ناخالص داخلی (مدل تعادل عمومی پویا)». پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۰(۳): ۹۷-۱۲۴.
<http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7987-en.html>
- رحیمی، عباس، (۱۳۸۶). «پس‌انداز روستایی و نقش عوامل مؤثر بر آن: مطالعه موردی در سه استان کشور». روستا و توسعه، ۱۰(۱): ۸۵-۱۱۲.
https://rvt.agri-peri.ac.ir/article_59317.html
- زمانیان، غلامرضا؛ و هاتفی‌مجمرد، مجید، (۲۰۱۶). «رویکرد غیر خطی اتورگرسیون انتقال ملایم در بررسی اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران». سیاست گذاری اقتصادی، ۸(۱۶): ۱۵۹-۱۸۷.
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.26453967.1395.8.16.8.2>
- صادقی، سیدکمال؛ اکبرپور، سعید؛ و کریم زاده خسروشاهی، مهیا، (۱۴۰۰). «بررسی عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر نرخ پس‌انداز خانوارهای شهری: رهیافت رگرسیون کوانتایل». فصلنامه راهبرد توسعه، ۱۷(۶۶): ۴۴-۶۷.
<http://rahbord-mag.ir/Article/31990/FullText>
- Abdelkhalek, T., Arestoff, F., de Freitas, N. E. M. & Mage, S., (2010). "A microeconomic analysis of household savings determinants in Morocco". *African Review of Money Finance and Banking*, 7-27. <https://www.jstor.org/stable/41803204>
- Ahmad, N. H., Saha, A., Lim, H. E. & Musa, M. M., (2021). Drivers of future savings of Malaysian households. *Journal of Economics and Sustainability*, 3(1): 1-11.
<https://doi.org/10.32890/jes2021.3.1.1>
- Akram, N., (2023). "Household's Saving Behaviour in Pakistan: A Micro-Data Analysis". *Studies in Microeconomics*, 11(2): 139-156.
<https://doi.org/10.1177/23210222211024377>
- Badrzadeh, F. & Barghi Oskoei, M. M., (2020). "The Effect of Term of Trade's Shocks on Private Saving in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(35): 219-241.
<https://doi.org/10.22084/aes.2020.18724.2844>, (In Persian)
- Bashir, F., Phil, M. & Faridi, M. Z., (2011). "Saving behavior among different income groups in Pakistan: A micro study". *International Journal of Humanities and Social Science*. <https://ssrn.com/abstract=4015644>

- Beckmann, E., Hake, M. & Urvova, J., (2013). "Determinants of households' savings in Central, Eastern and Southeastern Europe". *Focus on European Economic Integration Q*, 3(13): 8-29. <https://www.oenb.at/dam>
- Behbudi, D., Shahraki, M. & Ghaderi, S., (2010). "Impact of Household Savings on Household Income and GDP in Iran: Using A CGE Model". *QJER*, 10 (3): 97-124 URL: <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7987-en.html>, (In Persian)
- Bernardelli, L. V., Plassa, W. & Paschoalino, P. A. T., (2022). "Who is saving and how much? New evidence from Brazil". *Management Research: Journal of the Iberoamerican Academy of Management*, 20(3): 212-228. <https://doi.org/10.1108/MRJIAM-12-2021-1254>
- Browning, M. & Lusardi, A., (1996). "Household saving: Micro theories and micro facts". *Journal of Economic literature*, 34(4): 1797-1855. <https://www.jstor.org/stable/2729595>
- Burney, N. A. & Khan, A. H., (1992). "Socio-economic characteristics and household savings: an analysis of the households' saving behaviour in Pakistan". *The Pakistan Development Review*, 31-48. <https://www.jstor.org/stable/41259536>
- Chen, C.-L., Kuan, C.-M. & Lin, C.-C., (2007). "Saving and housing of Taiwanese households: New evidence from quantile regression analyses". *Journal of Housing Economics*, 16(2): 102-126. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2007.01.001>
- Dynan, K., Xa, E., Skinner, J., Zeldes, S. & Xa, P., (2004). "Do the Rich Save More?". *Journal of Political Economy*, 112(2): 397-444. <https://doi.org/10.1086/381475>
- Gandelman, N., (2017). "Do the rich save more in Latin America?". *The Journal of Economic Inequality*, 15(1): 75-92. <https://doi.org/10.1007/s10888-016-9345-3>
- Harris, M. N., Loundes, J. & Webster, E., (2002). "Determinants of household saving in Australia". *Economic Record*, 78(241): 207-223. <https://doi.org/10.1111/1475-4932.00024>
- Hua, T. X. & Erreygers, G., (2019). "Applying quantile regression to determine the effects of household characteristics on household saving rates in Vietnam". *Journal of Asian Business and Economic Studies*, 27(2): 175-193. <https://doi.org/10.1108/jabes-06-2019-0053>
- Klein, L. R., (1951). "Estimating patterns of savings behavior from sample survey data". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 438-454. <https://doi.org/10.2307/1907466>
- Koenker, R., (2017). "Quantile regression: 40 years on". *Annual review of economics*, 9(1): 155-176. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-063016-103651>
- Koenker, R. & Hallock, K. F., (2001). "Quantile regression". *Journal of economic perspectives*, 15(4): 143-156. <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.143>
- Le, T. N., Ho, N. L. A. & Tran, V. T. T., (2022). "Determinants of the Savings of Households in Vietnam". *American Journal of Multidisciplinary Research & Development (AJMRD)*, 4(05): 42-50. <https://www.ajmrd.com/vol-4-issue-5/>
- Lee, J. M. & Hanna, S. D., (2015). "Savings goals and saving behavior from a perspective of Maslow's hierarchy of needs". *Journal of Financial Counseling and Planning*, 26(2): 129-147. <https://doi.org/10.1891/1052-3073.26.2.129>
- Leland, H. E., (1968). "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving". *The Quarterly Journal of Economics*, 82(3): 465-473. <https://doi.org/10.2307/1879518>

- Metzger, C., (2017). "Who is saving privately for retirement and how much? New evidence for Germany". *International Review of Applied Economics*, 31(6): 811-831. <https://doi.org/10.1080/02692171.2017.1338676>
- Modigliani, F. & Brumberg, R., (1954). "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data". In: *Post-Keynesian Economics*/Rutgers University Press. <https://doi.org/10.7551/mitpress/1923.003.0004>
- Nguyen, B. T., Albrecht, J. W., Vroman, S. B. & Westbrook, M. D., (2007). "A quantile regression decomposition of urban-rural inequality in Vietnam". *Journal of Development Economics*, 83(2): 466-490. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.04.006>
- Niculescu-Aron, I. & Mihaescu, C., (2014). "Modelling the Impact of Economic, Demographic and Social Determinants on Household Saving Rate in the Former Socialist Countries (Central and Eastern Europe)". *Procedia Economics and Finance*, 10: 104-113. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00283-4](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00283-4)
- Njung'e, P. M., (2013). *Gender and household savings behavior in Kenya* University of Nairobi].
- Pan, Y., (2016). "Understanding the rural and urban household saving rise in China". *Regional Science and Urban Economics*, 56: 46-59. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2015.10.002>
- Rahimi, A., (2018). "Rural Savings and Its Contributing Factors: A Case Study from Three Provinces". *Village and Development*, 10(1): 85-112. https://rvt.agri-peri.ac.ir/article_59317.html, (In Persian)
- Sadeghi, K., Akbarpur, S. & Karimzadeh, M., (2021). "Investigating macroeconomic factors affecting urban household savings rates: Quantile regression approach". *Quarterly Journal of Development Strategy*. 43(2): 44-67. <http://rahbord-mag.ir/Article/31990/FullText>, (In Persian)
- Schunk, D., (2009). "What Determines Household Saving Behavior". *An Examination of Saving Motives and Saving Decisions 06.01.2009*, 229(4): 467-491. <https://doi.org/doi:10.1515/jbnst-2009-0407>
- Solmon, L. C., (1975). "The relation between schooling and savings behavior: An example of the indirect effects of education". In: *Education, income, and human behavior* (pp. 253-294). NBER.
- Szopinski, T., (2017). "The determinants of household savings in Poland". *Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia*, 16(2). <https://doi.org/10.22630/ASPE.2017.16.2.24>
- Vo, D. H. & Ho, C. M., (2023). "Does gender and education of the households' heads matter for wealth accumulation in Vietnam? Evidence from a recent decade". *Heliyon*, 9(12). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e22836>
- Zamanian, G. R. & Hatefi Madjumerd, M., (2016). "Nonlinear Smooth Transition Auto-regressive Method in Investigation of Influence of Saving on Economic Growth: A Case Study of Iran". *The Journal of Economic Policy*, 8(16): 159-187. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.26453967.1395.8.16.8.2>, (In Persian)

Contents

Analysis of the Biggest Obstacles to Business and Investment in Iran Seyed Mohammad Mousa Motalebi, Zeinab Mortazavifar, Ali Ranjbaraki, Ahmad Shakiba	9-34
The Relationship Between Global Macroeconomic Policy Uncertainty and Oil Prices Using Combined VAR and MGARCH Models Mandana Shiravand, Sajad Faraji Dizaji, Abbas Asari Arani	35-63
Analyzing the Impact of Institutional Variables on Banking System Stability; Evidence from the Iranian Economy, GMM-SYS Approach Zahra Karimi Tekanloo, Hossein Asgharpour, Hamid Nasiri	65-102
The Effect of Minimum Parking Requirements on Hosing Price (Case Study: Selected Districts of Tehran) Majid Afsharirad, Mohsen Ebrahimi, Seyed Pooria Moosavi	103-138
Study of the Factors Affecting on Iranian Dates Export with an Emphasis on the Role of the Market Structure of Trading Partners Mohammad Khodaverdizadeh, Atabak Kazempour Kahriz, Reza Shakeri Bostan Abad	139-171
Modeling the Saving Behavior of Iranian Urban Households: Some Evidence from Quantile Regression Alireza Jalili Marand	173-203

Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Vol. 14, No. 54, 2025

P. ISSN: 2322-2530

E. ISSN: 2322-472X

Owner & Publisher: **Bu-Ali Sina University**

In collaboration with: **Scientific Association of Regional
Development Economy**

Responsible Manager: **Saeid Isasazadeh**

Editor-in-Chief: **Mohammad Hassan Fotros**

Executive Director: **Ismaeil Torkamani**

Internal manager and expert: **Khalil-ollah Beik-Mohammadi**

English editor: **Azar Sarmadijuo**

Logo designer: **Hamidreza Chaterbahr**



Editorial Board (in alphabetical order)

Mohsen Bahmanioskoei (Professor, Department of Economics, University of Wisconsin, USA)

Mohammad Hashem Pesaran (Professor, Department of Economics, Cambridge University, England)

Mohammad Reza Farzanegan (Professor, Department of Economics, Philips Marburg University, Germany)

Amir Kia (Professor, Department of Economics, University of Utah, USA)

Esfandiar Masoumi (Professor, Department of Economics, Emory College, USA)

Abdul Karim Zulkafli (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)

Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)

Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Faculty of Economics, University of Sistan and Baluchistan Zahedan, Sistan and Baluchestan, Iran)

Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Mazandaran University, Mazandaran, Iran)

Mohammad Alizadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran)

Saeid Isazadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)

Ali Hossein Samadi (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)

Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)

Mohammad Ghorbani (Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Mohammad Reza Lotfalipour (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, Faculty of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)

Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)

Mahmood Houshmand (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Journal Homepage: <https://aes.basu.ac.ir/>

Email: aesi@basu.ac.ir

Address: Pajohesh Sq., Shahid Mostafa Ahmadi Roshan Boulvar, Bu-Ali Sina University, Central Building, Office of Scientific Journals, Hamedan, Iran. Tel: +98-81 - 31401455

© Copyright © 2025 The Authors. Published by Bu-Ali Sina University.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

© The Author(s)





In the Name of GOD



Bu-Ali Sina
University

Quarterly Journal of
Applied Economics Studies, Iran



Scientific Association of Regional
Development Economics

ISSN (P.): 2322-2530

(E.): 2322-472X

54

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 14 || No. 54 || 2025 ||

- **Analysis of the Biggest Obstacles to Business and Investment in Iran**
Seyed Mohammad Mousa Motalebi, Zeinab Mortazavifar, Ali Ranjbaraki, Ahmad Shakiba 9-34
- **The Relationship Between Global Macroeconomic Policy Uncertainty and Oil Prices...**
Mandana Shiravand, Sajad Faraji Dizaji, Abbas Asari Arani 35-63
- **Analyzing the Impact of Institutional Variables on Banking System Stability...**
Zahra Karimi Tekanloo, Hossein Asgharpour, Hamid Nasiri 65-102
- **The Effect of Minimum Parking Requirements on Housing Price ...**
Majid Afsharirad, Mohsen Ebrahimi, Seyed Pooria Moosavi 103-138
- **Study of the Factors Affecting on Iranian Dates Export with an Emphasis on...**
Mohammad Khodaverdizadeh, Atabak Kazempour Kahriz, Reza Shakeri Bostan Abad 139-171
- **Modeling the Saving Behavior of Iranian Urban Households: Some Evidence from...**
Alireza Jalili Marand 173-203