مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۵۷

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۵ || شمارهٔ ۵۷ || ۱۴۰۵ ||

- مدل‌سازی پویای اثر اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس و دریای عمان ... ۹-۴۱
  نادیا انجم‌شعاع، سید عبدالمجید جلائی، مهدی نجاتی
- تأثیر شوک‌های مالیات بر درآمد و مالیات بر سرمایه بر رفاه خانوارها در ایران: رویکرد تعادل ... ۴۳-۷۶
  مصطفی لطفی‌پارسا، سیداحسان حسینی‌دوست، محمدحسن فطرس، رضا معبودی
- تحلیل سیاست پولی بهینه در مواجهه با شوک‌های نرخ ارز: بازآرایی اهداف تورم، تولید و ... ۷۷-۱۱۳
  حسن نراقی، احمد سرلک، سید فخرالدین فخرحسینی، مریم شریف‌نژاد
- ارزیابی اثر اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری بر پرداخت مستقیم از جیب خانوارهای ایرانی ... ۱۱۵-۱۴۵
  بهناز مهرجو، سجاد فرجی‌دیزجی، سید محمد کریمی، عباس عصاری‌آرانی
- تأثیر عضویت در گروه بریکس پلاس بر شاخص‌های توسعهٔ اقتصادی ایران (رهیافت پروژهٔ تحلیل ... ۱۴۷-۱۸۶
  آرش یاوری‌فر، علی امامی‌میبدی، تیمور محمدی
- تحلیل پویای اثرات اقتصادی سیاست قیمتی گندم در ایران: کاربرد روش خودرگرسیون ... ۱۸۷-۲۰۹
  راحله شایگان، ابراهیم مرادی
- تنظیم بازار منطقه‌ای در ایران: الگوی مفهومی و اجرایی در شرایط بحران ۲۱۱-۲۳۹
  علیرضا گرشاسبی، صادق داداشی، سمیه نعمت‌اللهی
- بررسی تأثیر انسداد تنگهٔ هرمز بر نوسانات شاخص‌های مهم بورس جهانی ۲۴۱-۲۷۰
  سیدعبداله رضوی، سمیرا بصیری‌زاده
- شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن با رویکرد مدل‌سازی عامل‌محور: بررسی تأثیر رفتار سوداگرانه بر ... ۲۷۱-۳۰۰
  سارا پرنگ، زهرا دهقان‌شبانی
- ارزیابی سهم عدالت مالیات در شکاف مالیاتی شرکت‌های بورسی ایران (۱۴۰۲-۱۳۹۰) ۳۰۱-۳۲۲
  علی فلاحتی، زهرا شیرزور علی‌آبادی

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

– مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحهٔ 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 به‌صورت 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 روشAPA.
- خلاصه‌ای از سوابق و علایق آموزشی و پژوهشی نویسنده/ نام دانشگاه یا مؤسسه وابسته/ نشانی الکترونیکی.
- چکیدهٔ انگلیسی همراه با کلیدواژه‌ها در پایان مقاله.

۲- شیوهٔ ارجاع و استناد

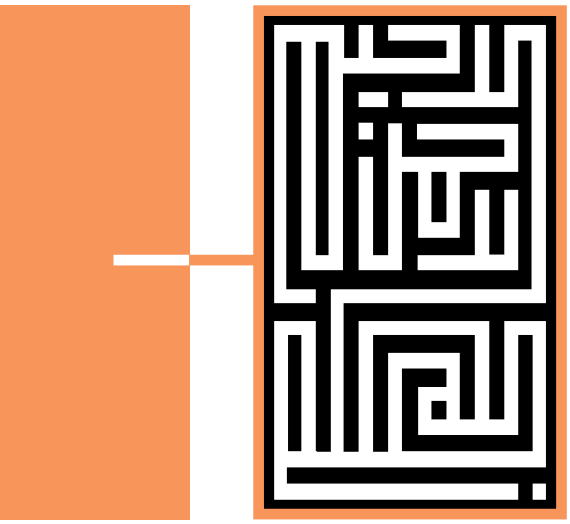
– ارجاع در متن مقاله

پس از مطلب اقتباس شده، مستقیم یا غیرمستقیم: (نام خانوادگی صاحب اثر، سال انتشار: شمارهٔ صفحه یا صفحات).

در صورتی‌که اثر مورد استفاده به زبان فارسی ترجمه شده باشد، تاریخ انتشار اثر ترجمه شده و در غیر این‌صورت 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 آیین‌نامه نشریات علمی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ در ارزیابی سال ۱۳۹۹، موفق به کسب رتبه الف شده است.

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

رتبه علمی

الف

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

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

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

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
دانشگاه بوعلی سینا

فصلنامهٔ علمی
مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی‌سینا
با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای
آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲
شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
شمارهٔ مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷
نشریه دارای درجهٔ علمی از کمیسیون بررسی اعتبار نشریات علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری براساس رأی جلسهٔ مورخ ۱۳۹۰/۱۲/۲۴ به شماره ۲/ ۲۷۱۰۱۶ به فصلنامه علمی پژوهشی است.

ناشـر: دانشگاه بوعلی‌سینا

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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/

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۵، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲
شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
صاحب امتیاز: دانشگاه بوعلی‌سینا
با همکاری: انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای
مدیر مسئول: علی‌اکبر قلی‌زاده
سردبیر: محمدحسن فطرس
مدیر اجرایی: اسماعیل ترکمنی
مدیر داخلی و کارشناس: خلیل‌الله بیک‌محمدی
ویراستار انگلیسی: آذر سرمدی‌جو
طراح لوگو: حمیدرضا چتربحر

هیأت تحریریه (به‌ترتیب حروف الفبا)
محسن بهمنی‌اسکویی (استاد گروه اقتصاددانشگاه ویسکانسین آمریکا)
محمد هاشم پسران (استاد گروه اقتصاددانشگاه کمبریج انگلستان)
محمدرضا فرزانگان (استاد گروه اقتصاد دانشگاه فیلیپس ماربورگ آلمان)
امیر کیا (استاد گروه اقتصاددانشگاه یوتای آمریکا)
اسفندیار معصومی (استاد گروه اقتصاد کالج اموری، آمریکا)
عبدالکریم ذولکفلی (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه ملی مالزی)
سید عزیز آرمن (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران)
مصیب پهلوانی (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصادی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران)
سعید راسخی (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران)
محمد علیزاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران)
سعید عیسی‌زاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
علی حسین صمدی (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران)
محمدحسن فطرس (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
محمد قربانی (استادگروه اقتصاد کشاورزي، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)
محمدرضا لطفعلی پور (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)
محمدعلی متفکرآزاد (استاد گروه توسعه اقتصادی، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران)
نادر مهرگان (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
محمود هوشمند (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ 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 بوعلی‌سینا، ساختمان مرکزی، معاونت پژوهشی، دفتر نشریات علمی دانشگاه.
تلفن: ۰۸۱-۳۱۴۰۱۴۵۵

فهرست مقالات

مدل‌سازی پویای اثر اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس و دریای عمان بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران با رویکرد پایداری زیست‌محیطی: افق ۱۴۲۵ ۹-۴۱
نادیا انجم‌شعاع، سید عبدالمجید جلائی، مهدی نجاتی

تأثیر شوک‌های مالیات بر درآمد و مالیات بر سرمایه بر رفاه خانوارها در ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا ۴۳-۷۶
مصطفی لطفی‌پارسا، سیداحسان حسینی‌دوست، محمدحسن فطرس، رضا معبودی

تحلیل سیاست پولی بهینه در مواجهه با شوک‌های نرخ ارز: بازآرایی اهداف تورم، تولید و ثبات ارزی بارویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی ۷۷-۱۱۳
حسن نراقی، احمد سرلک، سید فخرالدین فخرحسینی، مریم شریف‌نژاد

ارزیابی اثر اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری بر پرداخت مستقیم از جیب خانوارهای ایرانی: یک تحلیل شبه‌آزمایشی تفاوت در تفاوت‌ها ۱۱۵-۱۴۵
بهناز مهرجو، سجاد فرجی‌دیزجی، سید محمد کریمی، عباس عصاری‌آرانی

تأثیر عضویت در گروه بریکس پلاس بر شاخص‌های توسعهٔ اقتصادی ایران (رهیافت پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی) ۱۴۷-۱۸۶
آرش یاوری‌فر، علی امامی‌میبدی، تیمور محمدی

تحلیل پویای اثرات اقتصادی سیاست قیمتی گندم در ایران: کاربرد روش خودرگرسیون کوانتیل سانسورشده ۱۸۷-۲۰۹
راحله شایگان، ابراهیم مرادی

تنظیم بازار منطقه‌ای در ایران؛ الگوی مفهومی و اجرایی در شرایط بحران ۲۱۱-۲۳۹
علیرضا گرشاسبی، صادق داداشی، سمیه نعمت‌اللهی

بررسی تأثیر انسداد تنگهٔ هرمز بر نوسانات شاخص‌های مهم بورس جهانی ۲۴۱-۲۷۰
سیدعبداله رضوی، سمیرا بصیری‌زاده

شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن با رویکرد مدل‌سازی عامل‌محور: بررسی تأثیر رفتار سوداگرانه بر پویایی بازار مسکن (مورد: شهر شیراز) ۲۷۱-۳۰۰
سارا پرنگ، زهرا دهقان‌شبانی

ارزیابی سهم عدالت مالیات در شکاف مالیاتی شرکت‌های بورسی ایران (۱۴۰۲-۱۳۹۰) ۳۰۱-۳۲۲
علی فلاحتی، زهرا شیرزور علی‌آبادی

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

داوران ایـــن شـــماره

محسن ابراهیمی	عضو هیأت علمی اقتصاد دانشگاه خوارزمی
باقر ادبی فیروزجایی	عضو هیأت علمی دانشگاه گنبد کاووس
زورار پرمه	عضو هیأت علمی موسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی
هانیه ثمر	عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا
سید پرویز جلیلی کامجو	عضو هیأت علمی دانشگاه آیت ا.. بروجردی
آزاد خانزادی	عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه رازی
محمد خداوردیزاده	عضو هیأت علمی دانشگاه ارومیه
سعید راسخی	عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران
رضا روشن	عضو هیأت علمی دانشگاه خلیج فارس بوشهر
شهریار زروکی	عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران
کتایون شمشادی یزدی	عضو هیأت علمی موسسه پژوهش‌های اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی
حبیب شهبازی	عضو هیأت علمی دانشگاه سید جمال الدین اسدآبادی
هانیه صداقت	عضو هیأت علمی دانشگاه رازی
شهلا صمدی پور	دکتری اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا
حمید کردبچه	عضو هیأت علمی دانشگاه الزهرا
زهرا کریمی تکانلو	عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز
مریم مظهری آوا	عضو هیأت علمی مجتمع اموزش عالی سراوان
رضا معبودی	عضو هیأت علمی دانشگاه آیت الله بروجردی
مانی موتمنی	عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران
یونس نادمی	عضو هیأت علمی دانشگاه آیت الله بروجردی
محمد نصراصفهانی	عضو هیأت علمی دانشگاه خوارزمی
محمدعلی هاتفی	عضو هیأت علمی دانشگاه صنعت نفت
ویدا ورهرامی	عضو هیأت علمی دانشگاه شهیدبهشتی

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

Dynamic Modeling of the Impact of Water and Energy Subsidy Reforms in the Persian Gulf and Oman Sea Water Transfer Project on Exports and Added Value of Iran's Economic Sectors with an Environmental Sustainability Approach: Horizon 2046

Nadia Anjomshoa[1], Seyed AbdulMajid Jalaei[2], Mehdi Nejati[3]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2025.31361.3814
Received: 2025/07/29; Revised: 2025/10/17; Accepted: 2025/10/29
Pp: 9-41

Abstract

Given the increasing challenges of water scarcity in the central plateau and eastern regions of Iran, this research aims to dynamically model the impact of water and energy subsidy reforms in the Persian Gulf water transfer project on the export and added value of Iran's economic sectors, with an environmental sustainability approach, up to the horizon of 2046. The research utilizes Vensim software to simulate three scenarios of water and electricity subsidy reforms. The results indicate that, in the short term, subsidy reforms lead to a decrease in added value in the agricultural, industrial, and mining sectors. However, in the medium and long terms, these changes can result in increased productivity, resource reallocation, and changes in the production structure, ultimately strengthening exports and improving Iran's trade position. The 2046 vision document specifically addresses the sustainable development of water resources and optimal energy management, with one of the proposed solutions in the country's development programs being the reform of water and energy subsidies to preserve natural resources and enhance productivity. This research emphasizes that the reform of water and energy pricing policies, along with environmental considerations and integrated resource management, is a prerequisite for achieving economic and commercial sustainability by 2046. Ultimately, the research shows that to achieve the country's long-term development goals, subsidy reforms and optimal resource allocation must be carried out simultaneously, considering environmental dimensions, to manage the economic and commercial impacts of large-scale water transfer projects effectively.

Keywords: Dynamic Systems, Water Transfer, Energy Economics, Environmental Sustainability.
JEL Classification: C61, Q25, Q48, Q56.

1. PhD student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** jalaee@uk.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.

Citations: Anjomshoa, N., Jalaei, S. A. & Nejati, M., (2026). "Dynamic Modeling of the Impact of Water and Energy Subsidy Reforms in the Persian Gulf and Oman Sea Water Transfer Project on Exports and Added Value of Iran's Economic Sectors with an Environmental Sustainability Approach: Horizon 2046". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 15(57): 9-41. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31361.3814
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6626.html?lang=en

1. Introduction

Iran, due to its location in a dry and semi-arid region, faces significant challenges in water resource management, which has impacted key sectors such as industry, agriculture, and mining. Over 90% of the country's water resources are consumed in agriculture, while industries and mining sectors account for a smaller share. However, the improper location of industries in water-scarce regions, such as Yazd, Kerman, and Hormozgan, has exacerbated water supply issues and jeopardized sustainable development in these areas. Projects such as the transfer of water from the Persian Gulf and the Sea of Oman have become crucial to meet the water needs of industries and mines in the southeastern part of the country. However, these projects face challenges, including the high costs of desalination and water transfer, which are highly sensitive to energy prices. Water and energy subsidies, which are widely implemented in Iran, impact the costs of these projects and place additional pressure on the public budget. From an economic perspective, this project can boost mineral production and exports, strengthening supply chains, particularly at a time when Iran is looking to increase non-oil revenues. However, the high costs and inefficient energy subsidies could put additional pressure on the public budget, limiting resource allocation to other sectors of the economy. This study analyzes the effects of energy and water subsidy reforms in the Persian Gulf water transfer project, with a long-term outlook for 2046, and its impact on exports and added value in Iran's economy. It also represents the first attempt to analyze the economic and environmental impacts of this project using a dynamic systems approach.

2. Materials and Methods

In this study, a dynamic systems approach is used to model and simulate the effects of water and energy subsidy reforms in the Persian Gulf water transfer project on exports and value-added in Iran's economic sectors, with a long-term outlook. The dynamic systems methodology includes problem identification, identifying dynamic hypotheses, developing conceptual models (causal loop diagrams) and quantitative models (stock-flow diagrams), simulating and validating the model, and finally defining and executing various scenarios. The data used were collected based on time series from 2005 to 2024, and the simulation was conducted for the long-term horizon of 2046 using Vensim software. This time frame was chosen due to the long-term nature of water infrastructure projects and the necessity of long-term planning in water and energy policies. The main components of the model include five sectors: population, water transfer, environment, economy, and finance. The validation results showed that the model's structure, using causal relationships and feedback loops, aligns well with the real-world system. Additionally, the model's behavior matches historical data, and the units of the variables in the model are precisely defined, with their consistency confirmed in the software. Overall, the model demonstrates high accuracy and reliability, effectively simulating system behavior and providing reliable results for policy analysis.

3. Data

The data used in this study were collected from reputable databases, including the Statistical Center of Iran, the World Bank, Customs, the Central Bank, and the Ministry of Energy, covering the period from 2005 to 2024. The time-series data include Gross Domestic Product (GDP), value-added in various sectors, exports, water stress, and water

and electricity consumption, along with other variables relevant to the defined dynamic system. All data were validated for consistency and accuracy before being used in the model simulations.

4. Discussion

The sensitivity, data validation, unit consistency, and behavioral validation tests showed that the model is capable of simulating the real system behavior, and its results are reliable and valid under different conditions. These tests strengthen the model's credibility and assist in policymaking decisions regarding water transfer projects and water and energy resource management for the 2046 horizon. Water transfer projects in Iran, due to their heavy reliance on energy policies, have a significant impact on the cost of water and, consequently, on the value-added and exports of various economic sectors. Since these projects are associated with environmental impacts, the dynamic model is designed to evaluate and compare three scenarios: a 50% increase in water prices, a 100% increase in water prices, and the realignment of electricity prices (removal of subsidies for the electricity sector), with and without environmental impacts. In scenarios without environmental impacts, the effect of changes in water and electricity prices on the value-added and exports of agriculture, industry, and mining sectors was examined. To observe environmental impacts, the model was estimated with new subsystems and causal feedback loops, and the results were compared with the model estimated without environmental impacts. As expected, considering the environmental impacts showed that energy policies should be given serious attention in policymaking. The simulation results of different scenarios, considering the policies and goals of national documents such as the 2046 Vision Document and economic development programs, were analyzed. These documents, particularly in the areas of water and energy resource management, are the basis for key decisions on long-term projects, including the Persian Gulf and Oman Sea water transfer projects. Additionally, the water and energy subsidy reforms outlined in the 6th and 7th development plans and national water and energy resource documents have played a crucial role in shaping these scenarios. Therefore, scenario analysis, considering the objectives of these documents, is used to evaluate the economic and environmental impacts in line with the country’s development goals. This approach helps ensure the alignment of the model with national and strategic plans and enables more accurate long-term forecasting.

5. Conclusion

This study evaluates how reforming water and energy subsidies—within the context of the Persian Gulf and Oman Sea water transfer project—shapes value-added and export performance across Iran’s main economic sectors through 2046. Scenario-based simulations demonstrate that adjustments in water and electricity prices, as core production inputs, transmit asymmetrically across sectors. Agriculture, given its high share of national water consumption and irrigation intensity, is markedly sensitive to water price increases and to environmental externalities associated with large-scale transfers, leading to sharper relative declines in value-added when environmental feedbacks are active. Industry, by contrast, exhibits greater vulnerability to electricity price realignment due to high energy intensity and scale, resulting in larger absolute losses in output in the short to medium term. Mining occupies an intermediate position, with outcomes moderated by resource endowments and export orientation.

A salient result is that realigning energy prices can, under credible policy settings, raise exports in agriculture and mining despite contractions in domestic value-added—signaling a structural shift toward less water-intensive, more efficiency-driven, and export-oriented activities. This pattern suggests that price signals, when combined with enabling measures, can catalyze technology upgrading, resource productivity, and competitiveness.

Crucially, the analysis shows that the prospective benefits of the water transfer project—stable supply for strategic industries and enhanced non-oil trade—are contingent on integrated environmental management. Without it, cumulative impacts such as water stress, pollution, and ecosystem degradation can erode comparative advantages and undermine long-run sustainability.

Policy implications follow directly: (i) targeted support to agriculture to temper relative sensitivity and accelerate adoption of water-saving technologies; (ii) energy- and water-efficiency programs in industry to curb absolute losses and smooth adjustment to cost-reflective tariffs; (iii) robust governance of transferred resources, including monitoring, leakage control, and pollution abatement; and (iv) incentives for technological innovation and circular practices across sectors. Implemented together, these measures can align subsidy reforms with export competitiveness, value creation, and environmental stewardship over the 2046 horizon.

Acknowledgments

This research has been conducted with the financial and scientific support of the Center for Innovation, Scientific Cooperation, and the Applied Research Office of the Law Enforcement Command of the Islamic Republic of Iran (FARAJA). The authors feel it is their duty to sincerely thank this organization for its cooperation, specialized guidance, and support throughout all stages of the research. The authors also feel it is their duty to sincerely thank the editor and reviewers of the Iranian Journal of Applied Economic Studies for their valuable comments, which have enriched the scientific quality of the article.

Observation Contribution

This article is derived from the first author's Ph.D. dissertation, which was developed under the supervision and guidance 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.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲-۲۳۲۲ - وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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/).

مدل‌سازی پویای اثر اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس و دریای عمان بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران با رویکرد پایداری زیست‌محیطی: افق ۱۴۲۵

نادیا انجم‌شعاع[۱]، سید عبدالمجید جلائی[۲]، مهدی نجاتی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2025.31361.3814
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۵/۰۸، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۷/۲۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۸/۰۸
صص: ۴۱-۹

چکیده

با توجه به چالش‌های فزآیندهٔ کمبود آب در فلات‌مرکزی و مناطق شرقی ایران، این پژوهش با هدف مدل‌سازی پویای اثر اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران با رویکرد پایداری زیست‌محیطی تا افق ۱۴۲۵هـ.ش. انجام شده است. در این پژوهش از نرم‌افزار Vensim برای شبیه‌سازی سه سناریوی اصلاح یارانه‌های آب و برق استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که اصلاح یارانه‌ها در کوتاه‌مدت موجب کاهش ارزش‌افزوده در بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن می‌شود. با این‌حال، در میان‌مدت و بلندمدت، این تغییرات می‌تواند منجر به افزایش بهره‌وری، تخصیص مجدد منابع و تغییر ساختار تولید گردد که درنهایت به تقویت صادرات و بهبود جایگاه تجاری ایران کمک خواهد کرد. در سند چشم‌انداز ۱۴۲۵ به‌طور مشخص به توسعهٔ پایدار منابع آب و مدیریت بهینهٔ انرژی پرداخته شده و یکی از راهکارهای پیشنهادی در اسناد برنامه‌های توسعهٔ کشور، اصلاح یارانه‌های آب و انرژی به‌منظور حفظ منابع طبیعی و افزایش بهره‌وری است. این پژوهش تأکید دارد که اصلاح سیاست‌های قیمت‌گذاری آب و انرژی، همراه با ملاحظات زیست‌محیطی و مدیریت یکپارچه منابع، شرط لازم برای دستیابی به پایداری اقتصادی و تجاری در افق ۱۴۲۵ است. درنهایت، این پژوهش نشان می‌دهد که برای تحقق اهداف بلندمدت توسعهٔ کشور، اصلاحات یارانه‌ای و تخصیص بهینهٔ منابع باید به‌طور هم‌زمان با توجه به ابعاد زیست‌محیطی انجام شود تا بتوان اثرات اقتصادی و تجاری پروژه‌های بزرگ انتقال آب را به بهترین نحو ممکن مدیریت کرد.

کلیدواژگان: سیستم‌های پویا، انتقال آب، اقتصاد انرژی، پایداری زیست‌محیطی.
طبقه‌بندی JEL: C61, Q25, Q48, Q56.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.
Email: Anjom_n1371@yahoo.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: jalaee@uk.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه باهنر کرمان، کرمان، ایران.
Email: Mnejati@uk.ac.ir

ارجاع به مقاله: انجم‌شعاع، نادیا؛ جلائی، سید عبدالمجید؛ و نجاتی، مهدی، (۱۴۰۵). «مدل‌سازی پویای اثر اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس و دریای عمان بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران با رویکرد پایداری زیست‌محیطی: افق ۱۴۲۵». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷): ۹-۴۱. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31361.3814
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6626.html

۱. مقدمه

ایران به‌دلیل قرارگیری در منطقهٔ خشک و نیمه‌خشک، با محدودیت‌های شدید منابع آبی مواجه است که این موضوع نه‌تنها توسعهٔ اقتصادی و امنیت غذایی را با چالش‌های جدی روبه‌رو کرده، بلکه بر رشد بخش‌های کلیدی مانند صنعت، کشاورزی و معادن نیز تأثیرات عمیقی گذاشته است. براساس آمارهای موجود، بیش از ۹۰٪ منابع آب کشور در بخش کشاورزی مصرف می‌شود، درحالی‌که سهم صنایع و معادن تنها حدود ۲٪ است؛ با این‌حال، مکان‌یابی نامناسب این صنایع در مناطق کم‌آب مانند یزد، کرمان و هرمزگان، مشکلات تأمین آب را تشدید کرده و توسعهٔ پایدار این مناطق را به خطر انداخته است. این محدودیت‌ها ضرورت اجرای طرح‌های بزرگ مانند انتقال آب از خلیج‌فارس و دریای عمان را برای تأمین آب موردنیاز صنایع و معادن جنوب‌شرقی کشور برجسته کرده است (حکمت‌نیا و همکاران، ۱۳۹۸).

از منظر اقتصادی، طرح انتقال آب خلیج‌فارس می‌تواند تأثیرات دوگانه‌ای بر اقتصاد ایران داشته باشد. از یک‌سو، تأمین آب پایدار برای معادن و صنایع جنوب‌شرقی کشور، تولید مواد معدنی مانند مس و فولاد را افزایش می‌دهد و ازطریق بهبود زنجیرهٔ تأمین به تقویت صادرات این محصولات کمک می‌کند. این موضوع به‌ویژه در شرایطی که ایران به‌دنبال افزایش درآمدهای غیرنفتی است، اهمیت زیادی دارد (تابش و همکاران، ۱۴۰۰). با این حال، تحقق این پتانسیل‌های صادراتی مشروط به مدیریت بهینه هزینه‌های زیرساختی است. از آنجایی که هزینه‌های بالای طرح‌های انتقال آب و تداوم یارانه‌های ناکارآمد انرژی می‌تواند فشار مضاعفی بر بودجهٔ عمومی وارد کرده و فضای مانور برای سایر بخش‌های اقتصادی را محدود کند، نیاز به بازنگری در مدل‌های تأمین آب احساس می‌شود. در همین راستا، بهره‌گیری از فناوری‌های نوین مانند نمک‌زدایی آب خلیج‌فارس با استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، می‌تواند راهکاری کارآمد باشد. مطالعات اقتصادی نشان می‌دهند که استفاده از انرژی خورشیدی در فرآیند شیرین‌سازی، نه‌تنها از تحمیل بار سنگین یارانه‌های سوخت‌های فسیلی بر اقتصاد جلوگیری می‌کند، بلکه با کاهش هزینه‌های تولید و افزایش رقابت‌پذیری محصولات صادراتی، تعادل میان توسعه صنعتی و پایداری مالی کشور را تضمین می‌کند. (صادقی و همکاران، ۱۳۹۷).

پرسش پژوهش: با توجه به این چالش‌ها، پرسش اصلی پژوهش این است که، آیا با افزایش قیمت آب و انرژی، که بخش عمده‌ای از هزینه‌های پروژهٔ انتقال آب را تشکیل می‌دهند، هم‌چنان این پروژه می‌تواند به افزایش صادرات و ارزش‌افزوده در بخش‌های اقتصادی کمک کند؟

نوآوری پژوهش حاضر در این است که برای نخستین‌بار با بهره‌گیری از رویکرد سیستم‌های پویا، اثرات اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران با افق بلندمدت ۱۴۲۵، تحلیل شده است. هم‌چنین در طراحی سناریوها، سیاست‌های جاری ایران در حوزهٔ آب و انرژی به‌طور مستقیم لحاظ شده است. ازسوی دیگر، این پژوهش با افزودن زیرسیستم محیط‌زیست به مدل، امکان بررسی هم‌زمان آثار اقتصادی و زیست‌محیطی را فراهم ساخته است.

هم‌چنین انتخاب افق ۱۴۲۵ مبتنی‌بر برنامه‌های بلندمدت توسعهٔ کشور و اهداف چشم‌انداز ملی است و امکان بررسی پیامدهای بلندمدت اقتصادی و زیست‌محیطی پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس که به‌عنوان بزرگ‌ترین طرح انتقال آب ایران محسوب می‌شود را فراهم می‌کند.

۲. مبانی نظری

۲-۱. مفهوم انتقال آب و تأثیر آن بر توسعهٔ اقتصادی و بهره‌وری منابع

انتقال آب بین‌حوضه‌ای به‌عنوان یک راهکار برای تأمین آب در مناطق کم‌آب، می‌تواند با افزایش دسترسی به منابع آبی، بهره‌وری و تولید را در بخش‌های اقتصادی بهبود بخشد. با این وجود، پیاده‌سازی این طرح‌ها در بستر توزیع غیریکنواخت مکانی و زمانی آب، با چالش‌های جدی مدیریت منابع در مقیاس بزرگ مواجه است. بررسی ویژگی‌های پروژه‌های بین‌المللی حاکی از آن است که اگرچه انتقال آب در کوتاه‌مدت با کاهش مشکلات کم‌آبی در حوضه مقصد، زمینه‌ساز فعالیت‌های اقتصادی می‌شود، اما در بلندمدت می‌تواند تعادل اکولوژیک و اقتصادی میان حوضه مبدأ و مقصد را بر هم زده و منجر به تضعیف شرایط محیط‌زیستی، اجتماعی و اقتصادی در یکی از دو طرف شود .این مسئله، پایداری منافع کوتاه‌مدت اقتصادی را در معرض تردید قرار داده و اهمیت رویکردهای مدیریتی جامع را برجسته می‌سازد (تیموری یگانه،۱۴۰۱)؛ با این‌حال، پروژه‌های انتقال آب با چالش‌هایی هم‌چون هزینه‌های بالای شیرین‌سازی و انتقال، اثرات زیست‌محیطی (مثل تخریب اکوسیستم‌های دریایی) و وابستگی به انرژی مواجه هستند که می‌تواند بهره‌وری این طرح‌ها را تحت‌تأثیر قرار دهد (جونز[1] و همکاران، ۲۰۱۹)؛ بنابراین، برای بهینه‌سازی این پروژه‌ها و تأثیرگذاری بیشتر بر توسعهٔ پایدار، بهره‌وری منابع آبی و انرژی باید درنظر گرفته شود.

۲-۲. نظریه‌های تجارت بین‌الملل و رقابت‌پذیری صادراتی در اقتصادهای منابع‌محور

تجارت بین‌الملل به‌عنوان محرک رشد اقتصادی، برپایهٔ نظریه‌هایی مانند مزیت نسبی ریکاردو[2] و مدل هکشر–اوهلین[3] استوار است، که بر تخصیص منابع و عوامل تولید تأکید دارند. طبق این نظریه‌ها، کشورها باید بر تولید و صادرات کالاهایی تمرکز کنند که در آن‌ها مزیت نسبی دارند، مانند محصولات کشاورزی کم‌آب‌بر در ایران (مانند پسته و زعفران). با این‌حال، مؤلفه‌های تأثیرگذار مانند دسترسی به منابع طبیعی (آب و انرژی) می‌توانند این مزیت را تغییر دهند. در اقتصادهای وابسته به منابع، کمبود آب می‌تواند هزینه‌های تولید را افزایش دهد و رقابت‌پذیری صادراتی را کاهش دهد، که این امر نیاز به تحلیل دینامیکی عوامل را برجسته می‌کند.

۲-۳. عوامل مؤثر بر رقابت‌پذیری صادراتی در تجارت بین‌الملل: تمرکز بر منابع آب و انرژی

تجارت بین‌الملل به تبادل کالا و خدمات بین کشورها گفته می‌شود و تحت‌تأثیر عوامل متعددی قرار دارد. در زمینهٔ ایران و پروژه‌های انتقال آب، این عوامل می‌توانند شامل موارد زیر باشند:

- **ساختار تولید داخلی و مزیت نسبی:** نوع محصولات تولیدی و قابلیت رقابت آن‌ها در بازارهای جهانی، به‌ویژه محصولاتی که کم‌آب‌بر و با ارزش‌افزودهٔ بالا هستند، تعیین‌کنندهٔ سهم کشور در تجارت جهانی است.

---

[1] Jones et al.
[2] Ricardo
[3] Heckscher-Ohlin

- **قیمت نهاده‌ها و هزینهٔ تولید:** تغییرات قیمت آب و انرژی، به‌عنوان ورودی‌های اصلی تولید، مستقیماً بر هزینهٔ تولید و به‌دنبال آن بر قیمت تمام‌شده محصولات صادراتی تأثیر می‌گذارد. افزایش هزینه‌ها می‌تواند تولید کم‌بهره و پرمصرف را کاهش داده و به‌سمت تولید محصولات رقابتی‌تر هدایت کند.
- **سیاست‌های تجاری و حمایتی:** معافیت‌های مالیاتی، یارانه‌های هدفمند و سازوکارهای حمایتی صادرات می‌توانند اثرات منفی افزایش قیمت منابع را تعدیل کنند و توان رقابت‌پذیری صادراتی را حفظ نمایند.
- **بهره‌وری و نوآوری تکنولوژیک:** بهبود بهره‌وری منابع و به‌کارگیری فناوری‌های کم‌آب‌بر و کم‌انرژی، امکان افزایش تولید صادرات‌محور و کاهش آسیب‌های ناشی از فشار بر منابع طبیعی را فراهم می‌کند.
- **پایداری زیست‌محیطی:** فشار بر منابع آب و انرژی، آلودگی و تنش‌های زیست‌محیطی می‌توانند مزیت نسبی صادراتی را کاهش دهند. مدیریت یکپارچهٔ زیست‌محیطی و حفاظت از منابع، شرط لازم برای استمرار توان صادراتی است.

به‌طورکلی مؤلفه‌های کلیدی تأثیرگذار بر تجارت بین‌الملل شامل سیاست‌های قیمت‌گذاری نهاده‌ها، دسترسی به منابع و اثرات زیست‌محیطی هستند. قیمت‌گذاری آب و انرژی به‌عنوان نهاده‌های اصلی تولید، طبق نظریهٔ هزینه‌های حاشیه‌ای[1]، می‌تواند بهره‌وری را افزایش دهد؛ اما در کوتاه‌مدت صادرات را تضعیف کند (کروگمن[2]، ۱۹۹۰). در ایران، وابستگی بخش‌های کشاورزی (۹۰ ٪ مصرف آب) و صنعت (انرژی‌بر) به این نهاده‌ها، تجارت را آسیب‌پذیر می‌کند. علاوه‌بر این، اثرات زیست‌محیطی می‌توانند مزیت نسبی را از بین ببرند و هزینه‌های پنهان ایجاد کنند (یو ان ای پی[3]، ۲۰۲۲). پروژه‌های انتقال آب مانند خلیج‌فارس، اگرچه دسترسی را بهبود می‌بخشد؛ اما بدون مدیریت زیست‌محیطی می‌تواند تجارت را مختل نماید.

۲-٤. سیاست‌های قیمت‌گذاری آب و انرژی

قیمت‌گذاری منابع آب و انرژی نقش کلیدی در مدیریت تقاضا و تخصیص بهینهٔ منابع دارد. نظریهٔ قیمت‌گذاری مبتنی‌بر هزینهٔ تمام‌شده تأکید می‌کند که قیمت‌ها باید هزینه‌های واقعی تولید، انتقال و اثرات زیست‌محیطی را منعکس کنند تا انگیزه برای مصرف بهینه ایجاد شود (سرخ[4] و همکاران، ۲۰۲۰). اگرچه پرداخت یارانه‌های انرژی و مصرف بی‌رویه آن در سال‌های اخیر پیامدهای زیست‌محیطی گسترده‌ای از جمله آلودگی هوا و تشدید اثرات گلخانه‌ای و آسیب‌های بهداشتی را در پی داشته است، اما واقعی‌شدن قیمت‌ها با تغییر ساختار تولید، می‌تواند ترکیب صادراتی را به سمت محصولات با ارزش‌افزودگی بالاتر و مصرف منابع کمتر سوق دهد و از این طریق به کاهش این فشارهای زیست‌محیطی کمک کند (رضایی و همکاران، ۱۴۰۴).

---

[1] Marginal Cost Pricing
[2] Krugman
[3] United Nations Environment Programme (UNEP)
[4] Sarrakh et al.

اصلاح یارانه‌ها در سیاست‌های قیمت‌گذاری آب و انرژی در برنامهٔ ششم توسعه (ماده ۳۶) و برنامهٔ هفتم توسعه (ماده ۳۸) به‌طور خاص در جهت واقعی‌سازی قیمت‌ها و کاهش یارانه‌های غیرمستمر و ناعادلانه در بخش‌های آب و انرژی طراحی شده‌اند. طبق ماده ۳۶ برنامهٔ ششم، دولت موظف به اصلاح یارانه‌های انرژی و آب به‌طور تدریجی است تا از مصرف بی‌رویهٔ این منابع جلوگیری شود و بهره‌وری در تمامی بخش‌ها بهینه گردد.

پروژه‌های انتقال آب، به‌ویژه پروژه‌های شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس در ماده ۷۳ برنامهٔ ششم و ماده ۳۸ برنامهٔ هفتم توسعه گنجانده شده‌اند که هدف آن‌ها تأمین منابع آبی برای مناطق خشک و کم‌آب ایران است. این پروژه‌ها نه‌تنها به حل مشکل تأمین آب برای صنایع و معادن کمک می‌کنند، بلکه با سیاست‌های قیمت‌گذاری و تخصیص منابع بهینه، می‌توانند به بهره‌وری بهتر منابع آب و انرژی در کشور کمک کنند.

سند چشم‌انداز ملی ۱۴۲۵ بر توسعهٔ پایدار منابع آب به‌ویژه در بخش‌های مرتبط با امنیت غذایی، توسعهٔ کشاورزی پایدار و مدیریت منابع طبیعی تأکید دارد؛ لذا با توجه به کمبود منابع آبی در فلات‌مرکزی ایران، پروژه‌های انتقال آب از خلیج فارس و دریای عمان می‌توانند به‌عنوان راهکارهایی برای تأمین منابع آبی پایدار در این مناطق درنظر گرفته شوند. هم‌چنین در این سند به مدیریت بهینهٔ انرژی و اصلاح الگوی مصرف انرژی اشاره شده است. این موضوع در راستای توسعهٔ پایدار و کاهش وابستگی به منابع انرژی فسیلی مطرح گردیده است. پروژه‌های انتقال آب از دریا، به‌ویژه در فازهای شیرین‌سازی، نیازمند مصرف بالای انرژی هستند؛ بنابراین، اصلاح یارانه‌های انرژی می‌تواند به‌عنوان راهکاری برای کاهش هزینه‌ها و افزایش بهره‌وری در این پروژه‌ها موردتوجه قرار گیرد.

۲-۵. رویکرد سیستم‌های پویا

مدل‌سازی پویای سیستم رویکردی تحلیلی برای درک ساختارهای علی زیربنایی سیستم‌های پیچیده است که رفتار آن‌ها را در طول زمان تعیین می‌کند و با تمرکز بر متغیرهای انباشت، جریان، حلقه‌های بازخورد و تأخیرهای زمانی، تعاملات غیرخطی میان اجزای سیستم را شبیه‌سازی می‌کند (استرمن[1]، ۲۰۰۰). این رویکرد با مدل‌سازی تعاملات بین متغیرهای منابع آب، تولید اقتصادی و صادرات، امکان تحلیل بلندمدت و پیش‌بینی رفتار سیستم را فراهم می‌کند. در این پژوهش، از این رویکرد برای بررسی اثرات اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران استفاده شده است.

۳. پیشینهٔ پژوهش

۳-۱. مطالعات داخلی

در حوزهٔ ادبیات داخلی، به‌دلیل محدودیت داده‌ها و اجرای پروژه‌های انتقال آب در سال‌های اخیر، مطالعات معدودی مرتبط با موضوع پژوهش انجام شده است که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

«تابش» و همکاران (۱۴۰۰) با بهره‌گیری از مدل تعادل عمومی قابل محاسبهٔ مالی[2]، اثرات اقتصادی پروژهٔ ملی شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج‌فارس به معادن جنوب‌شرقی ایران را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که

[1] Sterman
[2] FCGE

اجرای این پروژه ارزش‌افزودهٔ صنایع معدنی مانند فولاد و مس را افزایش داده و توسعهٔ اقتصادی منطقه را تقویت می‌کند. این مطالعه بر ضرورت طراحی سیاست‌های قیمت‌گذاری و مالی بهینه برای بهره‌وری حداکثری و تقویت صادرات غیرنفتی تأکید دارد.

«علیپور» و همکاران (۱۴۰۳) در مطالعه خود به بررسی جامع چالش‌های طرح انتقال آب بین‌حوضه‌ای بهشت‌آباد پرداختند. این پژوهش که با رویکردی بین‌رشته‌ای و به شیوه تحلیلی-توصیفی انجام شد، نشان داد که برخلاف تمرکز سنتی مدیران بر ابعاد فنی، عمده‌ترین چالش‌های این طرح در حوزه‌های اجتماعی، سیاسی و امنیتی نهفته است. نتایج این تحقیق بر لزوم اتخاذ راهکارهای حکمرانی برای مدیریت پیامدهای غیرفنی در دو حوضه مبدأ و مقصد تأکید دارد.

«عرب‌پور» و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبهٔ پویا[1]، اثرات سیاست‌های قیمت‌گذاری آب را بر ساختار اقتصادی ایران بررسی و پیش‌بینی کردند. نتایج نشان می‌دهد که اصلاح قیمت‌گذاری آب می‌تواند منجر به تغییر در ترکیب بخش‌های اقتصادی، افزایش بهره‌وری منابع آبی و بهبود کارایی بخش‌های صنعتی و معدنی شود.

«فدایی‌تهرانی» و «ابارشی» (۱۴۰۳) در پژوهش خود به ارزیابی فنی، اقتصادی و زیست‌محیطی سه کشور پیشرو در نمک‌زدایی آب دریا پرداختند. چهار چالش اصلی نمک‌زدایی آب دریا شامل: پساب شور، آسیب در ورودی، مصرف بالای انرژی و فقر مواد معدنی در آب شناسایی شده است. تحلیل اقتصادی نشان‌داد قیمت تمام‌شدهٔ هر مترمکعب آب برای مناطق مجاور دریا، کرمان، یزد و بیرجند به‌ترتیب ۴۳۲، ۷۰۲، ۹۷۲ و ۱۰۲۶ هزار ریال است. ازنظر شوری و ملاحظات زیست‌محیطی، سواحل مکران برای مکان‌یابی واحدهای نمک‌زدایی نسبت به سواحل خلیج‌فارس مزیت دارد.

۳-۲. مطالعات خارجی

با توجه به این‌که جریان انتقال آب در کشورهای معدودی صورت گرفته است و بیشتر مطالعات جهانی مربوط به آب مجازی و انتقال آب بین حوضه‌ای می‌باشد، در این بخش سعی‌شده بیشتر از مطالعاتی که مرتبط با موضوع پژوهش باشد، استفاده شود. در ادامه به مهم‌ترین آن‌ها اشاره می‌گردد.

«کولی‌بالی» و همکاران[2] (۲۰۱۷) در پژوهشی اقتصادی-جغرافیایی، تأثیر انتقال آب بین حوضه‌ای بر اندازه و توسعهٔ مناطق مختلف را تحلیل کرد. یافته‌ها حاکی از آن بود که پروژه‌های انتقال آب می‌توانند الگوی رشد منطقه‌ای و توزیع منابع را تغییر دهند و اثرات اقتصادی مهمی بر ارزش‌افزوده و صادرات به‌همراه داشته باشند.

«ژائو» و همکاران[3] (۲۰۲۰) در مطالعهٔ خود با استفاده از مدل سیستم‌های پویا به بررسی اثرات تخصیص منابع آب فرامرزی در منطقهٔ سین‌کیانگ چین پرداخت. نتایج این تحقیق نشان‌داد که تغییرات در سیاست‌های تخصیص آب می‌تواند تأثیرات قابل‌توجهی بر بخش‌های اقتصادی و الگوی صادراتی داشته باشد و اهمیت رویکرد بلندمدت در مدیریت منابع آب را برجسته کرد.

---

[1] Dynamic CGE
[2] Coulibaly et al.
[3] Zhao et al.

«لیو» و همکاران[1] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیرات زیست‌محیطی، اقتصادی و اجتماعی پروژهٔ انتقال آب از جنوب به شمال چین پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که این پروژه منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی در منطقهٔ دریافت‌کنندهٔ آب شده و تأثیرات مثبتی بر بخش‌های صنعتی و کشاورزی داشته است. هم‌چنین، این پروژه موجب بهبود دسترسی به آب شرب برای بیش از ۱۷۰ میلیون نفر شده است.

«ملو گالیندو»[2] (۲۰۲۵) در مطالعهٔ خود به بررسی تأثیرات اقتصادی کوتاه‌مدت پروژهٔ انتقال آب بین حوضه‌ای رودخانهٔ سائو فرانسیسکو در برزیل پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که این پروژه موجب افزایش در درآمد، مصرف و پس‌انداز شده است؛ درحالی‌که کاهش مهاجرت را تجربه کرده است. این پروژه هم‌چنین تأثیرات مثبتی بر بخش‌های کشاورزی و صنعتی داشته و منجر به افزایش تولید و صادرات شده است. هم‌چنین، این پروژه به‌دلیل نیاز به پمپاژ آب در مسافت‌های طولانی، فشار زیادی را بر منابع انرژی وارد کرده که می‌تواند به افزایش هزینه‌های انرژی و تأثیرات بلندمدت بر بخش‌های اقتصادی منجر شود.

مرور مطالعات داخلی و خارجی نشان می‌دهد که بیشتر پژوهش‌ها به بررسی آثار اقتصادی و زیست‌محیطی پروژه‌های انتقال آب در سطح ملی یا تحلیل مفاهیم آب مجازی و تجارت غیرمستقیم منابع آبی پرداخته‌اند؛ درحالی‌که ارتباط مستقیم اثرات اصلاحات یارانه‌های آب و انرژی در این پروژه‌ها بر ارزش‌افزوده و صادرات بخش‌هایی مانند: صنعت، معدن و کشاورزی موردتوجه قرار نگرفته است. این پژوهش با بهره‌گیری از رویکرد سیستم‌های پویا، این خلأ را پر کرده و با طراحی سناریوهای مرتبط با سیاست‌های جاری ایران، اثرات بلندمدت این سیاست‌ها در انتقال آب خلیج‌فارس و دریای عمان بر ارزش‌افزوده و صادرات بخش‌های کلیدی اقتصادی کشور را شبیه‌سازی می‌کند. علاوه‌بر این، با افزودن زیرسیستم محیط‌زیست به مدل، امکان بررسی هم‌زمان آثار اقتصادی و زیست‌محیطی فراهم آمده است.

٤. روش پژوهش

در این پژوهش از رویکرد سیستم‌های پویا برای مدل‌سازی و شبیه‌سازی اثرات اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران با افق بلندمدت استفاده شده است. روش‌شناسی سیستم‌های پویا شامل: شناسایی و تعریف مسئله، شناسایی فرضیه‌های پویا، توسعهٔ مدل مفهومی (نمودار حلقهٔ علّی و معلولی) و کمّی (نمودار انباشت جریان)، شبیه‌سازی و اعتبارسنجی مدل و درنهایت تعریف و اجرای سناریوهای مختلف می‌باشد. داده‌های مورداستفاده براساس سری زمانی ۱۳۸۴–۱۴۰۳ گردآوری شده و با استفاده از نرم‌افزار ونسیم[3]، شبیه‌سازی برای افق بلندمدت ۱۴۲۵ انجام گرفته است. این بازهٔ زمانی باتوجه به ماهیت بلندمدت پروژه‌های زیرساختی آب و ضرورت برنامه‌ریزی بلندمدت در سیاست‌های آب و انرژی انتخاب شده است. عناصر اصلی مدل شامل پنج بخش: جمعیت، انتقال آب، محیط‌زیست، اقتصادی و مالی می‌باشد.

[1] Liu et al.
[2] Melo Galindo
[3] Vensim

٤-١. تعریف متغیرها

برای مدل‌سازی سیستم پویا جهت ارزیابی اثرات اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران، متغیرهای مختلفی در مدل استفاده شده‌اند که می‌توان آن‌ها را به سه دستهٔ اصلی تقسیم کرد. مدل شامل متغیرهای حالتی است که نشان‌دهندهٔ وضعیت یا موجودی سیستم در زمان هستند؛ هم‌چنین متغیرهای جریانی در مدل تعریف شده‌اند که نشان‌دهندهٔ تغییرات در متغیرهای حالت بوده و نرخ تغییرات را نشان می‌دهند. علاوه‌بر این، متغیرهای کمکی نیز در مدل وجود دارند که روابط میان متغیرهای اصلی را مشخص می‌کنند و در جدول (۱) به‌صورت کامل شرح داده شده است.

جدول ۱: متغیرهای مدل سیستم پویا (یافته‌های پژوهش).

Table 1: Variables of the Dynamic System Model (Research Findings).

نوع متغیر	نام متغیر	نماد	واحد	نقش در مدل
حالت	جمعیت کل	Pop	نفر	تعیین‌کنندهٔ تقاضای آب و نیروی کار
حالت	تولید ناخالص داخلی واقعی	GDP real IR	میلیارد ریال	شاخص اصلی عملکرد اقتصادی
برون‌زا	تولید ناخالص داخلی اسمی	GDP nom	میلیارد ریال	شاخص اسمی اقتصاد
حالت	ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی	VAAgr	میلیارد ریال	تعیین‌کنندهٔ بخشی از تولید و صادرات
حالت	ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت	VAInd	میلیارد ریال	تعیین‌کنندهٔ بخشی از تولید و صادرات
حالت	ارزش‌افزودهٔ بخش معدن	VAMin	میلیارد ریال	تعیین‌کنندهٔ بخشی از تولید و صادرات
حالت	ذخیرهٔ آب	WS	میلیون مترمکعب	تعیین‌کنندهٔ ظرفیت عرضه آب
حالت	کیفیت محیط‌زیست	EcoQuality	بدون واحد	تعیین‌کنندهٔ کیفیت زیست‌محیطی
حالت	بدهی دولت	DebtGov	میلیارد ریال	تعیین‌کنندهٔ نقش دولت
حالت	ظرفیت صادرات	Export Capacity	میلیارد دلار	تعیین‌کنندهٔ نقش تجارت بین‌الملل
حالت	سرمایه‌گذاری زیربنایی	Infra Investment	میلیارد ریال	شاخص پتانسیل تولید
حالت	ظرفیت انتقال آب	CapTrans	میلیون مترمکعب	تعیین‌کنندهٔ انتقال آب
جریان	نرخ تولد	Births	نفر/سال	نرخ رشد جمعیت
جریان	نرخ مرگ	Deaths	نفر/سال	نرخ مرگ‌ومیر
جریان	نرخ مهاجرت ورودی	InflowMig	نفر/سال	نرخ مهاجرت خالص
جریان	نرخ رشد بخش کشاورزی	Growth Agr	میلیارد ریال/سال	شاخص رشد اقتصادی بخش
جریان	نرخ رشد بخش صنعت	Growth Ind	میلیارد ریال/سال	شاخص رشد اقتصادی بخش
جریان	نرخ رشد بخش معدن	Growth Min	میلیارد ریال/سال	شاخص رشد اقتصادی بخش
جریان	نرخ تخریب محیط‌زیست	EcoDegradationRate	بدون واحد/سال	شاخص معرف محیط‌زیست
جریان	کسری بودجه دولت	GovDeficit	میلیارد ریال/سال	شاخص اندازهٔ دولت/ نرخ تغییر بدهی دولت
جریان	نرخ سرمایه‌گذاری	Investment rate	میلیارد ریال/سال	شاخص آینده‌نگری رشد تولید
جریان	نرخ استهلاک	Depreciation rate	میلیارد ریال/سال	نرخ استهلاک زیرساخت
جریان	نرخ صادرات	Export Rate	میلیارد دلار/سال	شاخص تجارت خارجی
جریان	نرخ کاهش صادرات	Export Decay	میلیارد دلار/سال	شاخص تجارت خارجی

پارامتر	نرخ تورم	IR	درصد/سال	نرخ تورم
پارامتر	مالیات مستقیم	Direct Tax	درصد/سال	شاخص اندازهٔ دولت
پارامتر	مالیات غیرمستقیم	Indirect Tax	درصد/سال	شاخص اندازهٔ دولت
پارامتر	نرخ تولد	BR rate	درصد/سال	نرخ تولد
پارامتر	نرخ مرگ	DR rate	درصد/سال	نرخ مرگ
پارامتر	نرخ مهاجرت	NetMig rate	درصد/سال	نرخ مهاجرت
پارامتر	نسبت استهلاک	dep ratio	درصد/سال	نرخ استهلاک سرمایه
پارامتر	نرخ کاهش صادرات	decay rate export	درصد/سال	نرخ کاهش صادرات
پارامتر	نسبت سرمایه‌گذاری	invest ratio	بدون واحد	نسبت سرمایه‌گذاری
کمکی	نسبت هزینه دولت	gov spend ratio real	بدون واحد	شاخص اندازهٔ دولت
کمکی	شدت آلودگی	PollutionIntensity	تن/میلیارد ریال	شاخص محیط‌زیست
کمکی	تنش آبی	WaterStress	بدون واحد	شاخص محیط‌زیست
کمکی	ضریب اعتماد	trust factor	بدون واحد	ضریب اعتماد نهادی
کمکی	دسترسی به بازار	Market Access	بدون واحد	شاخص معرف شرکای تجاری
کمکی	سطح تحریم	Sanction Level	بدون واحد	نرخ تحریم
کمکی	تعرفه تجاری	Trade Tariff	بدون واحد	سیاست بازرگانی بین‌الملل
کمکی	شاخص قیمت انرژی	priceEnergyIndex	بدون واحد	شاخص قیمت انرژی
پارامتر	ضریب تبدیل سرمایه	convInvtoCap	میلیارد ریال/میلیون مترمکعب	نرخ تبدیل سرمایه به تولید
پارامتر	سهم صادرات کشاورزی	export share ag	بدون واحد	نقش بخش در تراز تجاری
پارامتر	سهم صادرات صنعت	export share ind	بدون واحد	نقش بخش در تراز تجاری
پارامتر	سهم صادرات معدن	export share min	بدون واحد	نقش بخش در تراز تجاری
پارامتر	قیمت جهانی انرژی	Global Energy Price	دلار	شاخص رفتار اقتصاد بین‌الملل یا شاخص تجارت بین‌الملل
پارامتر	قیمت نفت	Oil Price	دلار/بشکه	معرف نقش اوپک
پارامتر	حجم صادرات نفت	Oil Export Volume	میلیون بشکه	حجم صادرات نفت
پارامتر	نرخ ارز رسمی	Official Exchange Rate	ریال/دلار	معرف تعاملات بین‌المللی
پارامتر	نرخ ارز بازار	Market Exchange Rate	ریال/دلار	معرف تعاملات بین‌المللی
کمکی	نرخ ارز مؤثر	EXR	ریال/دلار	نرخ ارز مؤثر
پارامتر	قیمت پایه انرژی	Base Energy Price	ریال	قیمت پایه انرژی
پارامتر	ضریب یارانه پایه	base subsidy factor	بدون واحد	نقش دولت در سیاست‌گذاری
کمکی	ضریب یارانه جاری	subsidy factor	بدون واحد	ضریب یارانهٔ جاری
کمکی	یارانه انرژی	SubsidyEnergy	بدون واحد	یارانهٔ انرژی
کمکی	درآمد نفتی	Oil Revenue	میلیارد ریال/سال	درآمد نفتی
کمکی	درآمد مالیاتی	Tax Revenue	میلیارد ریال/سال	درآمد مالیاتی
کمکی	هزینه دولت	GovExpenditure	میلیارد ریال/سال	هزینه دولت
کمکی	هزینه پایه دولت	BestExpenditure	میلیارد ریال/سال	هزینه پایه دولت
کمکی	انتقال آب	TransferIN	میلیون مترمکعب/سال	انتقال آب
کمکی	مصرف آب کشاورزی	WaterUse Agr	میلیون مترمکعب/سال	معرف ورودی به بخش در مقابل خروجی
کمکی	مصرف آب صنعت	WaterUse Ind	میلیون مترمکعب/سال	معرف ورودی به بخش در مقابل خروجی

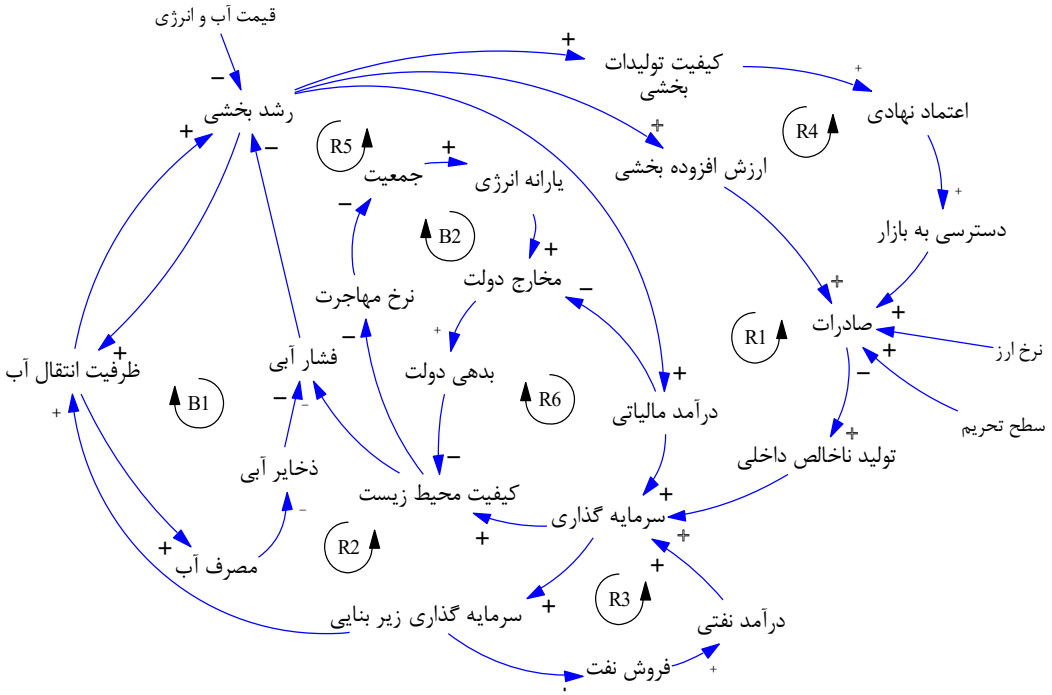
کمکی	مصرف آب معدن	WaterUse Min	میلیون مترمکعب/سال	معرف ورودی به بخش در مقابل خروجی
پارامتر	بهره‌وری آب کشاورزی	WPAgr	ریال/مترمکعب	شاخص بهره‌وری
پارامتر	بهره‌وری آب صنعت	WPInd	ریال/مترمکعب	شاخص بهره‌وری
پارامتر	بهره‌وری آب معدن	WPMin	ریال/مترمکعب	شاخص بهره‌وری
پارامتر	وزن اثر آب کشاورزی	WEF Agr	بدون واحد	تأثیر مصرف آب بخش کشاورزی روی خروجی مدل
پارامتر	وزن اثر آب صنعت	WEF Ind	بدون واحد	تأثیر مصرف آب بخش صنعت روی خروجی مدل
پارامتر	وزن اثر آب معدن	WEF Min	بدون واحد	تأثیر مصرف آب بخش معدن روی خروجی مدل
برون‌زا	قیمت واقعی آب	WaterPrice Real	ریال/مترمکعب	ورودی برون‌زا برای هزینه‌ها
برون‌زا	قیمت واقعی برق	RealElectricityPrice	ریال/کیلووات ساعت	ورودی برون‌زا برای هزینه‌ها
پارامتر	شدت مصرف آب کشاورزی	WaterIntensityAgr	میلیون ریال/مترمکعب	ثابت برای محاسبهٔ هزینهٔ کشاورزی
پارامتر	شدت مصرف آب صنعت	WaterIntensityInd	میلیون ریال/مترمکعب	ثابت برای محاسبهٔ هزینهٔ صنعت
پارامتر	شدت مصرف آب معدن	WaterIntensityMin	میلیون ریال/مترمکعب	ثابت برای محاسبهٔ هزینهٔ معدن
کمکی	هزینه آب کشاورزی	CostAgr	میلیون ریال/سال	متغیر کمکی برای ضریب تعدیل کشاورزی
کمکی	هزینه آب صنعت	CostInd	میلیون ریال/سال	متغیر کمکی برای ضریب تعدیل صنعت
کمکی	هزینه آب معدن	CostMin	میلیون ریال/سال	متغیر کمکی برای ضریب تعدیل معدن
کمکی	ضریب تعدیل کشاورزی	ModifierAgr	بدون واحد	متغیر کمکی برای رشد کشاورزی
کمکی	ضریب تعدیل صنعت	ModifierInd	بدون واحد	متغیر کمکی برای رشد صنعت
کمکی	ضریب تعدیل معدن	ModifierMin	بدون واحد	متغیر کمکی برای رشد معدن

٤-۲. نمودار علّی و معلولی

یکی از مراحل کلیدی در مدل‌سازی سیستم‌های پیچیده، ترسیم روابط علت و معلول میان متغیرهای مختلف سیستم است. این روابط می‌توانند تأثیرات متقابل و پیچیده‌ای میان اجزای مختلف سیستم ایجاد کنند که برای تحلیل دقیق رفتار سیستم ضروری است. در این‌راستا، نمودار علّی و معلولی ابزاری است که به ما کمک می‌کند تا ارتباطات علّی میان متغیرهای مختلف را شبیه‌سازی کرده و تأثیرات آن‌ها را در سیستم‌های پویا بهتر درک کنیم. در این پژوهش، نمودار علّی و معلولی برای تحلیل روابط پیچیدهٔ میان ظرفیت انتقال آب، هزینه‌ها، منابع انرژی و توسعهٔ اقتصادی استفاده می‌شود. این نمودار نشان‌دهندهٔ روابط تأثیرگذار میان این متغیرهاست و به‌ویژه می‌تواند در شبیه‌سازی تأثیرات قیمت‌های آب و انرژی، بهره‌وری منابع و رقابت‌پذیری صادرات کمک کند. از طریق نمودار علّی و معلولی، می‌توان حلقه‌های بازخورد مثبت و منفی را شبیه‌سازی کرد؛ به‌طور مثال، افزایش ظرفیت انتقال آب می‌تواند به بهره‌وری بیشتر در بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن منجر شود و این به نوبهٔ خود رشد اقتصادی

و افزایش صادرات را تقویت کند. با این‌حال، چالش‌هایی هم‌چون هزینه‌های بالا و اثرگذاری بر محیط‌زیست می‌تواند موجب حلقه‌های بازخورد منفی شود که تأثیرات منفی بر رقابت‌پذیری و توسعهٔ پایدار خواهد داشت.

در ادامه، نمودار (۱) به‌عنوان نمودار علّی و معلولی، روابط موجود در سیستم انتقال آب و چالش‌های مرتبط با آن را به‌طور شفاف‌تر نمایش می‌دهد و به تحلیل‌گران این امکان را می‌دهد که نتایج بلندمدت این پروژه‌ها را در برابر تغییرات مختلف پیش‌بینی کنند.



نمودار ۱: نمودار علّی و معلولی (یافته‌های پژوهش).

Graph. 1: Causal Loop Diagram (Research Findings).

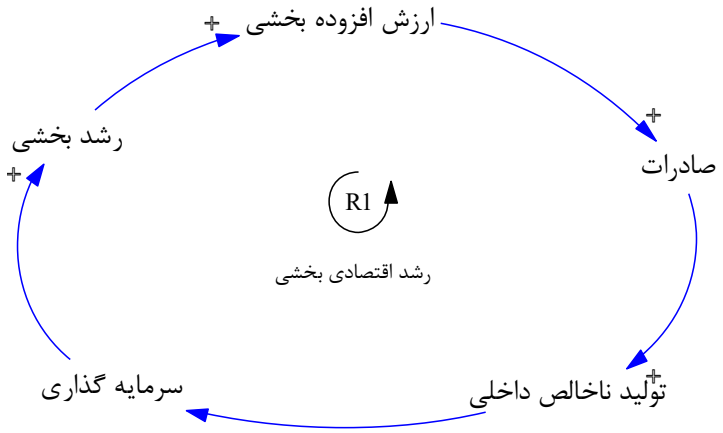
٤-۲-۱. حلقه‌های بازخوردی مدل

در روش سیستم‌های پویا، بازخورد نقش اساسی در تحلیل رفتار سیستم‌ها دارد. حلقه‌های بازخورد، شامل حلقه‌های مثبت (تقویت‌کننده) و منفی (متعادل‌کننده)، ابزاری برای درک تعاملات پیچیده در سیستم‌ها هستند. حلقه‌های مثبت با تقویت تغییرات، می‌توانند به افزایش یا کاهش بیشتر یک متغیر منجر شوند، درحالی‌که حلقه‌های منفی با ایجاد تعادل، از تغییرات شدید جلوگیری می‌کنند. ترکیب این دو نوع حلقه، الگوهای پویایی متنوعی را در سیستم‌ها ایجاد می‌کند (ایرانمنش و همکاران، ۱۴۰۰). در این پژوهش، این مفاهیم برای تحلیل اثرات اثرات اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس و دریای عمان بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران به‌کار گرفته شده تا تعاملات بین متغیرهای اقتصادی و منابع آبی بهتر درک شود.

حلقه‌های بازخوردی در نمودارهای زیر به صورت مجزا شرح داده شده‌اند.

حلقهٔ تقویتی R1 در نمودار (۲)، نشان‌دهندهٔ ارتباطات درون‌زای زیرسیستم اقتصادی است. این حلقه نشان می‌دهد که با افزایش ارزش‌افزوده در هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن، رشد صادرات این محصولات افزایش می‌یابد. این امر به نوبهٔ خود باعث رشد تولید ناخالص داخلی می‌شود که منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و

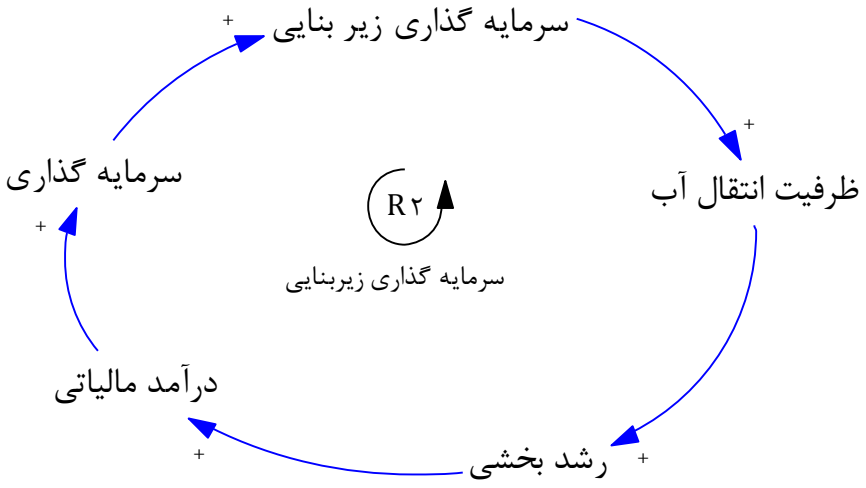
تقویت بیشتر رشد اقتصادی در این بخش‌ها می‌گردد؛ درنهایت، این تقویت‌ها منجر به ارتقای ارزش‌افزودهٔ بیشتر در هر یک از بخش‌ها می‌شود، و این فرآیند به‌طور مداوم تکرار و تقویت می‌شود.



نمودار ۲: حلقهٔ تقویتی رشد اقتصادی بخشی (یافته‌های پژوهش).

Graph. 2: Reinforcing Loop of Sectoral Economic Growth (Research Findings).

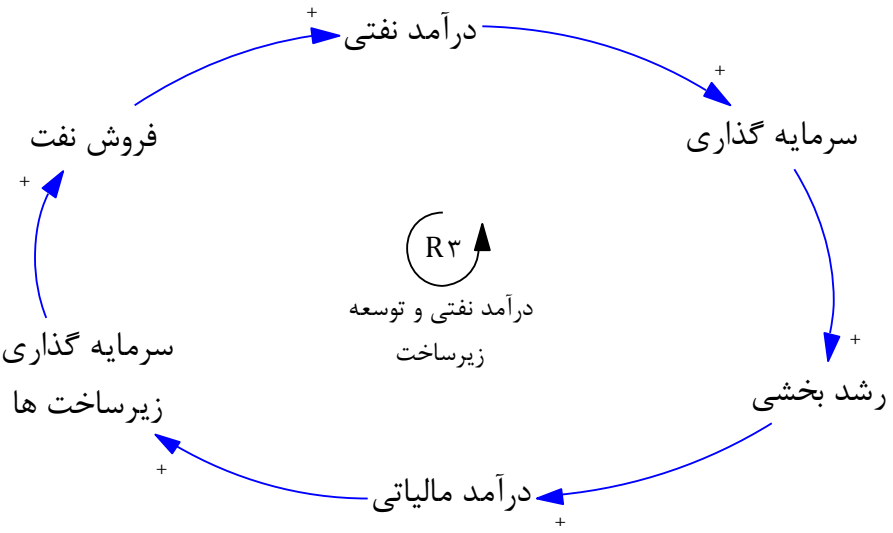
حلقهٔ تقویتی R2 در نمودار (۳)، به نقش سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس پرداخته و نشان می‌دهد که چگونه رشد هر یک از بخش‌های مدل (کشاورزی، صنعت و معدن) به‌واسطهٔ دسترسی به منابع آبی، باعث افزایش درآمدهای مالیاتی می‌شود. این افزایش درآمد مالیاتی موجب تقویت سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های مرتبط با انتقال آب می‌گردد. به این‌ترتیب، این حلقه به‌عنوان رابطی بین زیرسیستم اقتصادی و زیرسیستم انتقال آب عمل کرده و به تقویت بیشتر این دو بخش کمک می‌کند.



نمودار ۳: حلقهٔ تقویتی سرمایه‌گذاری زیربنایی (یافته‌های پژوهش).

Graph. 3: Reinforcing Loop of Infrastructure Investment (Research Findings).

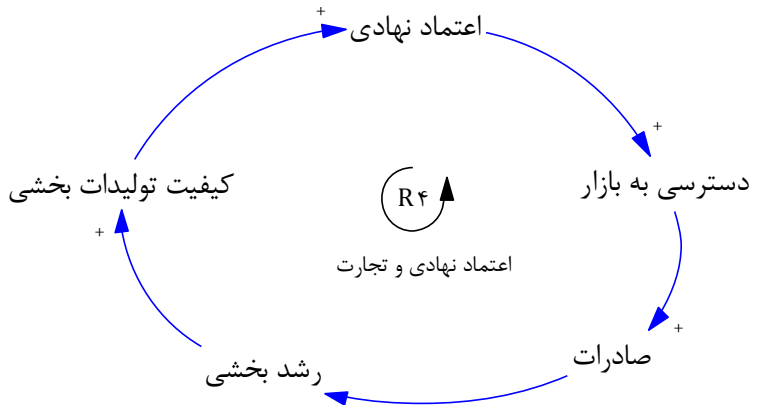
حلقهٔ تقویتی R3 در نمودار (۴)، به نقش درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی در توسعهٔ زیرساخت‌ها و افزایش سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی پرداخته است. افزایش درآمدهای نفتی و مالیاتی موجب تقویت سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها می‌شود که درنتیجه، به بهبود شرایط اقتصادی و افزایش تولید ناخالص داخلی کمک می‌کند. این فرآیند منجر به رشد بیشتر در سایر بخش‌های اقتصادی و تقویت منابع مالی برای سرمایه‌گذاری‌های بیشتر در آینده خواهد شد. این حلقهٔ ارتباط میان زیرسیستم مالی و زیرسیستم اقتصادی را مشخص می‌کند و به‌طور مداوم رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری را تقویت می‌نماید.



نمودار ٤: حلقهٔ تقویتی درآمد نفتی و توسعه زیرساخت (یافته‌های پژوهش).

Graph. 4: Reinforcing Loop of Oil Revenue and Infrastructure Development (Research Findings).

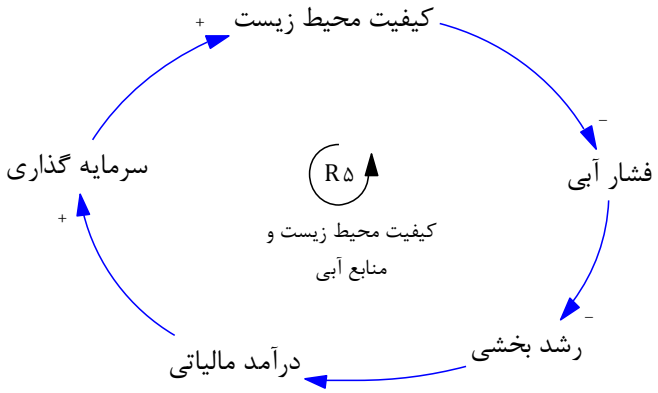
حلقهٔ تقویتی R4 در نمودار (۵)، به نقش اعتماد نهادی در رشد صادرات و دسترسی به بازارهای جدید پرداخته است. افزایش اعتماد به نهادهای اقتصادی و قانونی می‌تواند به بهبود محیط کسب‌وکار و شرایط صادرات کمک کند. این اعتماد، با افزایش رقابت‌پذیری محصولات صادراتی، موجب دسترسی بهتر به بازارهای جدید می‌شود. درنتیجه، افزایش صادرات باعث تقویت تولید داخلی و رشد اقتصادی می‌شود و این فرآیند باعث تقویت بیشتر اعتماد به نهادهای اقتصادی خواهد شد. درنهایت، این حلقهٔ تقویتی به‌طور مداوم باعث افزایش ظرفیت صادرات و بهبود دسترسی به بازارهای جهانی می‌شود.



نمودار ۵: حلقهٔ تقویتی اعتماد نهادی و تجارت (یافته‌های پژوهش).

Graph. 5: Reinforcing Loop of Institutional Trust and Trade (Research Findings).

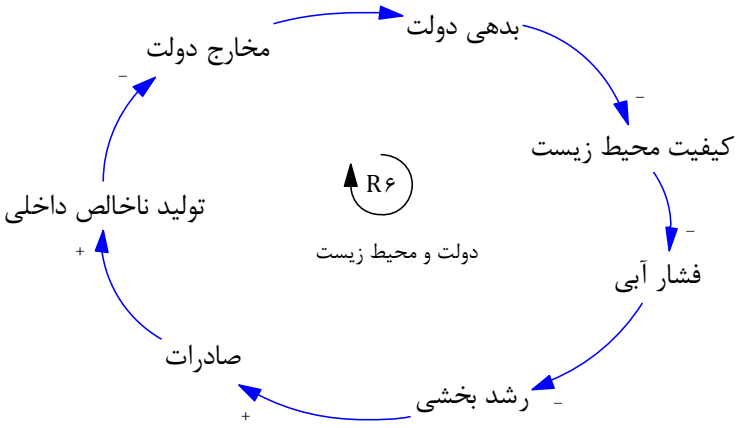
حلقهٔ R5 در نمودار (۶)، ارتباط تقویتی میان زیرسیستم‌های مالی، اقتصادی، انتقال آب و محیط‌زیست را نشان می‌دهد. رشد بخش‌های مختلف اقتصادی ازطریق سرمایه‌گذاری‌های حاصل از درآمدهای مالیاتی و نفتی، منجر به بهبود شاخص‌های زیست‌محیطی می‌شود. این سرمایه‌گذاری‌ها به تقویت زیرساخت‌های زیست‌محیطی و بهره‌برداری پایدار از منابع آبی کمک کرده و درنتیجه، موجب رشد پایدار اقتصادی و حفظ محیط‌زیست می‌شود.



نمودار ٦: حلقهٔ تقویتی کیفیت محیط‌زیست و منابع آبی (یافته‌های پژوهش).

Graph. 6: Reinforcing Loop of Environmental Quality and Water Resources (Research Findings).

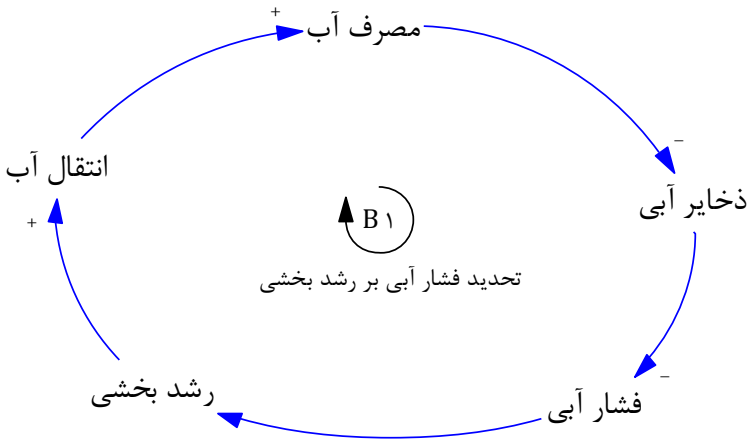
حلقهٔ R6 در نمودار (۷)، یک حلقهٔ شوم را نشان می‌دهد که ارتباط میان زیرسیستم‌های مالی، اقتصادی، انتقال آب و محیط‌زیست را به‌طور منفی نشان می‌دهد. افزایش بدهی‌های دولت و کسری بودجه می‌تواند برنامه‌های دولت برای اجرای طرح‌های محیط‌زیست را تحت‌الشعاع قرار دهد. یکی از نتایج مهم این فرآیند، افزایش تنش‌های آبی در شرایط زیست‌محیطی است که منجر به کاهش توان تولید و درآمدزایی در بخش‌های مختلف می‌شود. این امر باعث کاهش درآمدهای دولت از این بخش‌ها می‌شود و درنتیجه، کسری بودجه و مشکلات مالی تکرار خواهند شد. درنهایت، این حلقهٔ شوم به ایجاد یک سیکل معیوب منجر می‌شود که تأثیرات منفی آن بر روی اقتصاد و محیط‌زیست ادامه خواهد داشت.



نمودار ۷: حلقهٔ تقویتی دولت و محیط‌زیست (یافته‌های پژوهش).

Graph. 7: Reinforcing Loop of Government and Environment (Research Findings).

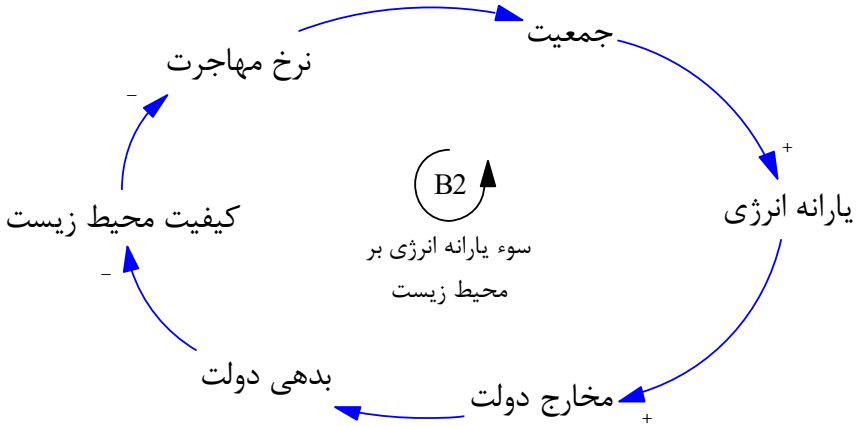
حلقهٔB1 در نمودار (۸)، به‌عنوان یک حلقهٔ تعادلی بین زیرسیستم‌های انتقال و اقتصادی عمل می‌کند. با افزایش مصرف آب توسط بخش‌های اقتصادی، بحران و تنش‌های آبی تشدید می‌شود. این وضعیت بحرانی موجب افزایش نیاز به انتقال آب به‌منظور مواجهه با بحران و رسیدن به تعادل در منابع آبی می‌شود. درنتیجه، این حلقه سعی‌می‌کند تا وضعیت بحرانی را به تعادل برساند و منابع آبی را به‌طور پایدار در اختیار بخش‌های مختلف اقتصادی قرار دهد.



نمودار ۸: حلقه تعادلی تنش آبی و رشد بخشی (یافته‌های پژوهش).

Graph. 8: Balancing Loop of Water Stress and Sectoral Growth (Research Findings).

حلقهٔ B2 در نمودار (۹) بر نقش تعادلی بین زیرسیستم‌های جمعیت، محیط‌زیست و مالی تأکید دارد. یکی از پیامدهای آب خیزی در مناطق، سوق جمعیت به آن منطقه می‌باشد. ولی افزایش جمعیت دولت‌ها را در تأمین شرایط مالی منطقه با مشکل روبرو می‌کند. به خصوص در کشور ما که یارانه‌های انرژی به‌عنوان یک عامل مؤثر ضمن افزایش مخارج دولت و تراز کسری بودجه‌ای، وضعیت طرح‌های محیط‌زیستی را در اولویت‌های بعدی قرار می‌دهد. چنین شرایطی به مرور زمان، میزان مهاجرت از آن منطقه را افزایش خواهد داد و بخش‌ها با مشکلات عدیده من‌جمله از ناحیهٔ انسانی روبه‌رو خواهند شد.



نمودار ۹: حلقهٔ تعادلی یارانهٔ انرژی و محیط‌زیست (یافته‌های پژوهش).

Graph. 9: Balancing Loop of Energy Subsidy and Environment (Research Findings).

٤-۳. زیرسیستم‌ها و معادلات اصلی مدل پویا

معادلات مدل پویای طراحی‌شده با نرم‌افزار ونسیم در جدول (۲) ارائه شده است. مدل، شامل پنج زیرسیستم (جمعیت، انتقال آب، اقتصادی، مالی و محیط‌زیست) است که تعاملات پیچیده بین متغیرهای کلیدی را شبیه‌سازی می‌کند. معادلات برگرفته از فایل مدل شبیه‌سازی شده، داده‌های جمع آوری شده و اصول پویایی سیستم‌ها است.

جدول ۲: زیرسیستم‌ها و معادلات اصلی مدل پویا (یافته‌های پژوهش).

Table 2: Subsystems and Main Equations of the Dynamic Model (Research Findings).

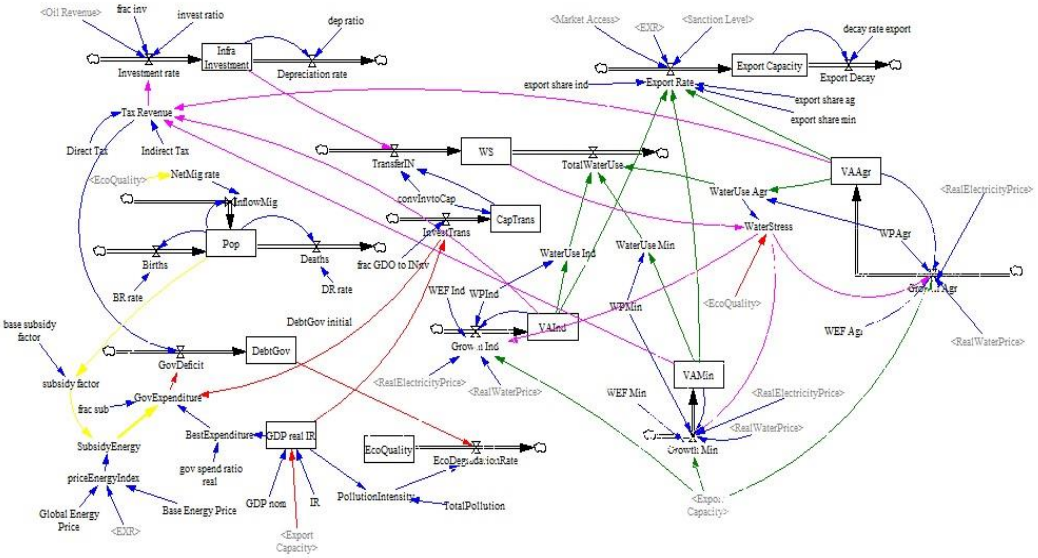
زیرسیستم	متغیر	معادلهٔ اصلی
جمعیت	جمعیت کل	INTEG (Births - Deaths + InflowMig, InitialPop)
	نرخ تولد	Pop * BR rate
	نرخ مرگ	Pop * DR rate
	نرخ مهاجرت	Pop * NetMig rate
انتقال آب	ظرفیت انتقال	INTEG (Investment rate * convInvtoCap - Depreciation rate, InitialCapTrans)
	انتقال آب	CapTrans * TransferEfficiency
	ذخیرهٔ آب	INTEG (TransferIN - (WaterUse Agr + WaterUse Ind + WaterUse Min), InitialWS)
	مصرف آب	VAAgr / WPAgr
اقتصادی	ارزش‌افزودهٔ کشاورزی	INTEG (Growth Agr, InitialVAAgr)
	نرخ رشد کشاورزی	2e-006 * Export Capacity * frac sec + VAAgr * base gr ag * Max(1 - WEF Agr * WaterStress, 0.1) * ModifierAgr - percent of water price variation * RealWaterPrice / 100 - percent of elec price variation * (RealElectricityPrice * (WEF Agr / WPAgr * 0.001))
	ارزش‌افزودهٔ صنعت	INTEG (Growth Ind, InitialVAInd)
	نرخ رشد صنعت	(2e-006 * Export Capacity * frac sec + base gr ind * VAInd * Max(1 - (WEF Ind * WaterStress), 0.1) * ModifierInd - percent of water price variation * frac sec * ModifierInd * RealWaterPrice) - percent of elec price variation * (RealElectricityPrice / (0.1 * WPInd * WEF Ind))

	ارزش‌افزودهٔ معدن	INTEG (Growth Min, InitialVAMin)
	نرخ رشد معدن	(2e-006 * Export Capacity * frac sec + VAMin * base gr min * Max(1 - WEF Min * WaterStress, 0.1) * ModifierMin - percent of water price variation * ModifierMin * (1 / WEF Min - 2.65) * RealWaterPrice) - percent of elec price variation * (RealElectricityPrice / (0.2 * frac sec * WEF Min * WPMin))
	ظرفیت صادرات	INTEG (Export Rate - Export Decay, InitialExportCapacity)
	نرخ صادرات	(VAAgr * export share ag + VAInd * export share ind + VAMin * export share min) * EXR * Market Access * (1 - Sanction Level) * E frac
مالی	بدهی دولت	INTEG (GovDeficit, InitialDebtGov)
	کسری بودجه	GovExpenditure - (Tax Revenue + Oil Revenue)
	درآمد مالیاتی	GDP nom * (Direct Tax + Indirect Tax)
	درآمد نفتی	Oil Price * Oil Export Volume * EXR
محیط‌زیست	کیفیت محیط‌زیست	INTEG (- EcoDegradationRate, InitialEcoQuality)
	نرخ تخریب	PollutionIntensity * (VAAgr + VAInd + VAMin)
	تنش آبی	(WaterUse Agr + WaterUse Ind + WaterUse Min) / WS

٤-٤. نمودار انباشت-جریان

در این بخش، نمودار انباشت جریان که در نرم‌افزار ونسیم شبیه‌سازی شده است، روابط پیچیده بین متغیرهای کلیدی سیستم انتقال آب و اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. این نمودار خروجی مدل‌سازی سیستم‌های پویا است که تأثیرات اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس را بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران تا افق ۱۴۲۵ مورد بررسی قرار می‌دهد.

در نرم‌افزار ونسیم، مدل‌سازی پویای سیستم به‌طور دقیق شبیه‌سازی می‌شود و نمودار (۱۰) نمایانگر تغییرات در انباشت‌ها (مثل: ذخیرهٔ آب و تولید اقتصادی) و جریان‌ها (مانند: مصرف انرژی، انتقال آب و رشد اقتصادی) براساس سیاست‌های مختلف است. خروجی‌های این مدل کمک می‌کند تا بتوان رفتار سیستم در سناریوهای مختلف قیمت‌گذاری و تخصیص منابع را پیش‌بینی و اثرات آن را به‌طور جامع ارزیابی کرد.



نمودار ۱۰: نمودار انباشت – جریان (یافته‌های پژوهش).

Graph. 10: Stock-Flow Diagram (Research Findings).

٤-٥. اعتبارسنجی مدل

قبل از تحلیل نتایج مدل و شبیه‌سازی‌های مختلف، اعتبار مدل از جنبه‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. اعتبارسنجی مدل یکی از مراحل کلیدی در فرآیند مدل‌سازی است که به‌منظور اطمینان از دقت و قابلیت اعتماد نتایج آن انجام می‌شود. در این مرحله، صحت ساختار مدل، تطابق رفتار مدل با داده‌های تاریخی، سازگاری واحدهای مدل و پذیرش مفهومی آن توسط کارشناسان مورد ارزیابی قرار گرفته است. جدول (۳) به تفصیل انواع اعتبارسنجی‌های انجام‌شده مطابق با دسته‌بندی تعریف‌شده در ادبیات سیستم‌های پویا و نتایج آن‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۳: اعتبار سنجی مدل (یافته‌های پژوهش).

Table 3: Model Validation (Research Findings).

تعریف علمی	نوع اعتبار	توضیح	وضعیت در مدل
بررسی تطابق ساختار مدل با واقعیت سیستم، شامل روابط علی، حلقه‌های بازخورد و مرزهای مدل	ساختاری[1]	با توجه به تعریف مرز بسته، شناسایی حلقه‌های علی و استفاده از ساختارهای استاندارد در زیرسیستم‌های تولید، آب، بودجه و محیط‌زیست، اعتبار ساختاری مدل توسط نرم‌افزار تأیید گردیده است.	برقرار
بررسی تطابق رفتار خروجی مدل با داده‌های تاریخی و روندهای واقعی	رفتاری[2]	با استفاده از داده‌های واقعی برای مقادیر اولیه و نرخ‌ها و تعریف رفتار نوسانی برای متغیرهایی مانند کیفیت محیط‌زیست، رفتار مدل با روندهای تاریخی سازگار ارزیابی می‌شود.	قابل قبول

[1] Structural Validity
[2] Behavioral Validity

بررسی سازگاری واحدها در معادلات و تطابق ابعاد ریاضی	بعدی[1]	واحد تمامی متغیرها به‌صورت دقیق تعریف شده و در معادلات رعایت شده‌اند؛ آزمون سازگاری واحد در نرم‌افزار قابل اجرا بوده و نتایج آن مثبت است.	برقرار
بررسی پذیرش مدل توسط خبرگان و ذی‌نفعان و منطق‌پذیری ساختار	مفهومی[2]	ساختار مدل منطبق با منطق اقتصاد ایران و منابع معتبر جهانی طراحی شده و قابلیت ارائه به خبرگان جهت تأیید نهایی را داراست.	قابل دفاع

۵. ارزیابی مدل و تحلیل نتایج

در این بخش، ابتدا به ارزیابی مدل پرداخته می‌شود تا اطمینان حاصل شود که مدل طراحی‌شده به‌درستی عملکرد سیستم را شبیه‌سازی می‌کند و نتایج آن قابل اعتماد است. پس از اطمینان از صحت مدل، نتایج شبیه‌سازی سناریوهای مختلف بررسی و تحلیل می‌شود. این تحلیل‌ها به‌منظور ارزیابی تأثیر تغییرات در پارامترهای کلیدی مانند قیمت آب و انرژی و بررسی اثرات زیست‌محیطی بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های مختلف اقتصادی انجام می‌گیرند. درنهایت، این بخش به تحلیل جامع نتایج مدل و ارزیابی پیامدهای اقتصادی و زیست‌محیطی پروژه‌های انتقال آب می‌پردازد.

۵-۱. آزمون‌های مدل

در این بخش، آزمون‌های مدل برای ارزیابی دقت و صحت مدل انجام شده است. ضرورت این آزمون‌ها به این‌دلیل است که قبل از تحلیل‌های اصلی، باید اطمینان حاصل کرد که مدل به‌طور صحیح رفتار سیستم را شبیه‌سازی می‌کند و نتایج آن قابل‌اعتماد هستند. برای این‌منظور، آزمون‌های زیر انجام و نتایج آن‌ها بیان شده است.

۵-۱-۱. آزمون حساسیت[3]

آزمون حساسیت به‌منظور بررسی تأثیر تغییرات در پارامترهای ورودی مدل بر خروجی‌های مدل انجام شد. در این آزمون، تغییرات مختلف در پارامترهایی نظیر قیمت آب، قیمت انرژی و ظرفیت انتقال آب شبیه‌سازی شد تا میزان حساسیت مدل نسبت به این پارامترها ارزیابی گردد. نتایج آزمون حساسیت نشان‌داد که مدل به تغییرات در قیمت انرژی و قیمت آب، به‌ویژه در بخش‌های صنعت و کشاورزی حساس است. تغییرات در این پارامترها تأثیر قابل‌توجهی بر ارزش‌افزوده و صادرات بخش‌های مختلف اقتصادی داشت. این آزمون کمک کرد تا پاسخ مدل به شرایط مختلف اقتصادی سنجیده شود و تصمیم‌گیری‌های بهینه‌تری در سیاست‌گذاری‌های قیمت‌گذاری صورت گیرد.

[1] Dimensional Consistency
[2] Face Validity
[3] Sensitivity Analysis

۵-۱-۲. آزمون تطبیق با داده‌های واقعی[1]

در این بخش، مدل با استفاده از داده‌های واقعی اقتصادی ایران کالیبره شد. داده‌های سری زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۳ برای پارامترهای اصلی به‌عنوان داده‌های مرجع استفاده گردید. هدف این آزمون تطبیق نتایج مدل با روندهای واقعی سیستم در طول زمان بود. پس از کالیبراسیون مدل، مشاهده شد که مدل به‌خوبی قادر است رفتار تاریخی پارامترهای اصلی را شبیه‌سازی کند. انحرافات مدل در مقایسه با داده‌های واقعی در حدود ۵٪ بود، که نشان‌دهندهٔ تطابق مناسب مدل با واقعیت‌های اقتصادی است.

۵-۱-۳. آزمون اعتبار واحد[2]

آزمون اعتبار واحد به‌منظور بررسی تطابق واحدهای مدل انجام شد. در این بخش، واحدهای متغیرها و معادلات ریاضی مدل بررسی و اطمینان حاصل شد که تمامی متغیرها به‌درستی تعریف‌شده‌اند و معادلات مدل در نرم‌افزار ونسیم سازگار با واحدها هستند. نتایج آزمون نشان‌داد که تمامی واحدهای مدل به‌طور دقیق تعریف شده‌اند و معادلات مدل در نرم‌افزار ونسیم به درستی پیاده‌سازی شده‌اند. هیچ خطای واحدی در مدل وجود نداشت و تمامی معادلات با واحدهای مربوطه هم‌خوانی دارند.

۵-۱-٤. آزمون اعتبار رفتاری[3]

آزمون اعتبار رفتاری بررسی کرد که آیا خروجی‌های مدل با روندهای واقعی سیستم هم‌خوانی دارند یا خیر. در این آزمون، خروجی‌های مدل با داده‌های تاریخی مقایسه شد تا رفتار مدل در برابر تغییرات تاریخی و سیستم‌های واقعی ارزیابی شود. نتایج آزمون اعتبار رفتاری نشان‌داد که مدل رفتار سیستم اقتصادی ایران را در زمینهٔ مصرف آب، صادرات و تولید ناخالص داخلی به‌طور دقیق شبیه‌سازی کرده است. تطابق رفتار مدل با داده‌های واقعی در سطح بالایی قرار داشت، به‌ویژه در بخش‌های کشاورزی و صنعت. این امر نشان‌دهندهٔ توانایی مدل در پیش‌بینی تأثیرات تغییرات مختلف در سیاست‌های قیمت‌گذاری و تخصیص منابع است.

آزمون‌های مدل انجام‌شده نشان‌داد که مدل طراحی‌شده در این پژوهش از دقت بالا و قابلیت اعتماد برخوردار است. آزمون‌های حساسیت، تطبیق با داده‌های واقعی، اعتبار واحد و اعتبار رفتاری به‌طور کامل نشان‌دادند که مدل قادر است رفتار واقعی سیستم را شبیه‌سازی کرده و نتایج آن در شرایط مختلف قابل اتکا و معتبر است. این آزمون‌ها به تقویت اعتبار مدل و کمک به تصمیم‌گیری‌های سیاستی در زمینهٔ انتقال آب و مدیریت منابع آب و انرژی در افق ۱۴۲۵ کمک می‌کند.

---

[1] Calibration & Data Fitting
[2] Unit Testing
[3] Behavioral Validation

۵-۲. تحلیل رفتار مدل با شبیه‌سازی سناریوها

پروژه‌های انتقال آب در ایران به‌دلیل وابستگی شدید به سیاست‌های انرژی، تأثیر قابل‌توجهی بر هزینهٔ تمام‌شده آب و به‌تبع آن بر ارزش‌افزوده و صادرات بخش‌های مختلف اقتصادی دارند و از آنجا که این پروژه همراه با آثار زیست‌محیطی است، مدل پویا به‌گونه‌ای طراحی شده است که بتوان سه سناریوی افزایش ۵۰٪ قیمت آب، افزایش ۱۰۰٪ قیمت آب و واقعی شدن قیمت برق (حذف یارانه پرداختی به بخش برق) را با و بدون آثار زیست‌محیطی مورد ارزیابی و مقایسه قرار داد؛ بنابراین در سناریوهایی که بدون آثار زیست‌محیطی هستند اثر تغییر قیمت آب و برق بر ارزش‌افزوده و صادرات بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن مورد بررسی قرار گرفت و برای مشاهدهٔ آثار زیست‌محیطی مدل پژوهش با زیرسیستم و حلقه‌های علّی و معلولی جدید برآورد شد و نتایج آن با مدل برآوردی بدون آثار زیست‌محیطی مقایسه گردید. همان‌طورکه انتظار می‌رفت درنظر گرفتن آثار زیست‌محیطی ازنظر خروجی‌های مدل نشان‌داد که بایستی در سیاست‌گذاری‌های انرژی، موردتوجه جدی قرار گیرد.

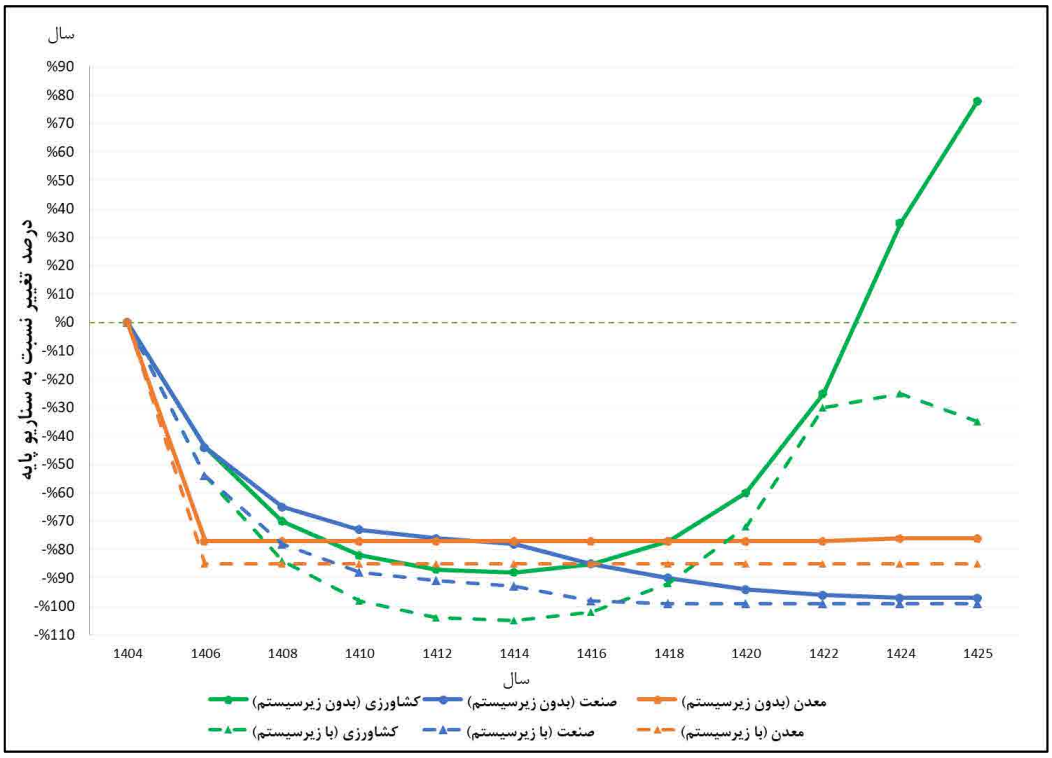
در این بخش، نتایج شبیه‌سازی سناریوهای مختلف با توجه به سیاست‌ها و اهداف اسناد بالادستی کشور مانند سند چشم‌انداز ۱۴۲۵ و برنامه‌های توسعهٔ اقتصادی مورد تحلیل قرار گرفته است. این اسناد، به‌ویژه در حوزهٔ مدیریت منابع آب و انرژی، مبنای تصمیم‌گیری‌های کلیدی برای طرح‌های بلندمدت ازجمله پروژه‌های انتقال آب خلیج‌فارس و دریای عمان هستند. هم‌چنین، سیاست‌های اصلاح یارانه‌های آب و انرژی که در برنامهٔ ششم و هفتم توسعه و اسناد ملی منابع آب و انرژی مطرح شده‌اند، نقش مهمی در شکل‌دهی این سناریوها داشته است؛ بنابراین، تحلیل سناریوها با درنظر گرفتن اهداف این اسناد به‌منظور ارزیابی اثرات اقتصادی و زیست‌محیطی در راستای تحقق اهداف توسعهٔ کشور انجام می‌شود. این رویکرد به اطمینان از هم‌راستایی مدل با برنامه‌های ملی و استراتژیک کمک می‌کند و امکان پیش‌بینی دقیق‌تر پیامدهای بلندمدت را فراهم می‌سازد.

۵-۲-۱. سناریوی اول: افزایش ۵۰٪ قیمت آب بر ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی

نتایج خروجی مدل سیستم پویا برای این سناریو نشان‌داد که اثرات این سیاست بر ارزش‌افزودهٔ بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن هم‌چنان تحت‌تأثیر قابل‌توجه زیرسیستم محیط‌زیست قرار می‌گیرد. نمودار (۱۱)، کاهش ارزش‌افزوده در سال ۱۴۲۵ را بدون و با لحاظ اثرات زیست‌محیطی نمایش می‌دهد که میانگین کاهش از ۶۴٪ (بدون محیط‌زیست) به ۷۳٪ (با محیط‌زیست) افزایش‌یافته و تشدید میانگین ۹٪ را نشان می‌دهد. این نتایج حاکی از آن است که حتی در سناریوی افزایش متوسط قیمت، عدم توجه به اثرات زیست‌محیطی، ازجمله کاهش کیفیت آب، افزایش تنش آبی و آلودگی ناشی از مصرف منابع، اثرات مخرب را تشدید می‌کند.

در بخش کشاورزی، کاهش ارزش‌افزوده بدون اثرات زیست‌محیطی ۲۰٪ بود که نشان‌دهندهٔ ظرفیت نسبی برای بازیابی ازطریق تعدیل الگوهای کشت یا بهره‌وری بالاتر است. با درنظر گرفتن زیرسیستم محیط‌زیست، این کاهش به ۳۵٪ رسید (تشدید ۱۵٪) که به‌دلیل تنش آبی و کاهش کیفیت آب، آسیب بیشتری به این بخش وارد کرده و پتانسیل بازیابی را محدود می‌سازد. بخش صنعت با کاهش ۹۷٪ بدون محیط‌زیست مواجه شد، اما با افزودن اثرات زیست‌محیطی، این مقدار به ۹۹٪ افزایش یافت (تشدید ۲٪) که ناشی از آلودگی آب و هزینه‌های پنهان کیفیت پایین است و این بخش را به مرز فروپاشی کامل نزدیک کرده است. در بخش معدن، کاهش بدون

محیط‌زیست ۷۶٪ بود که با محیط‌زیست به ۸۵٪ رسید (تشدید ۹٪) که به‌دلیل آلودگی آب و کاهش دسترسی به منابع پاک رخ‌داده و آسیب‌های قابل‌توجهی ایجاد کرده است.



نمودار ۱۱: تحلیل حساسیت ۵۰٪ قیمت آب بر ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی (یافته‌های پژوهش).

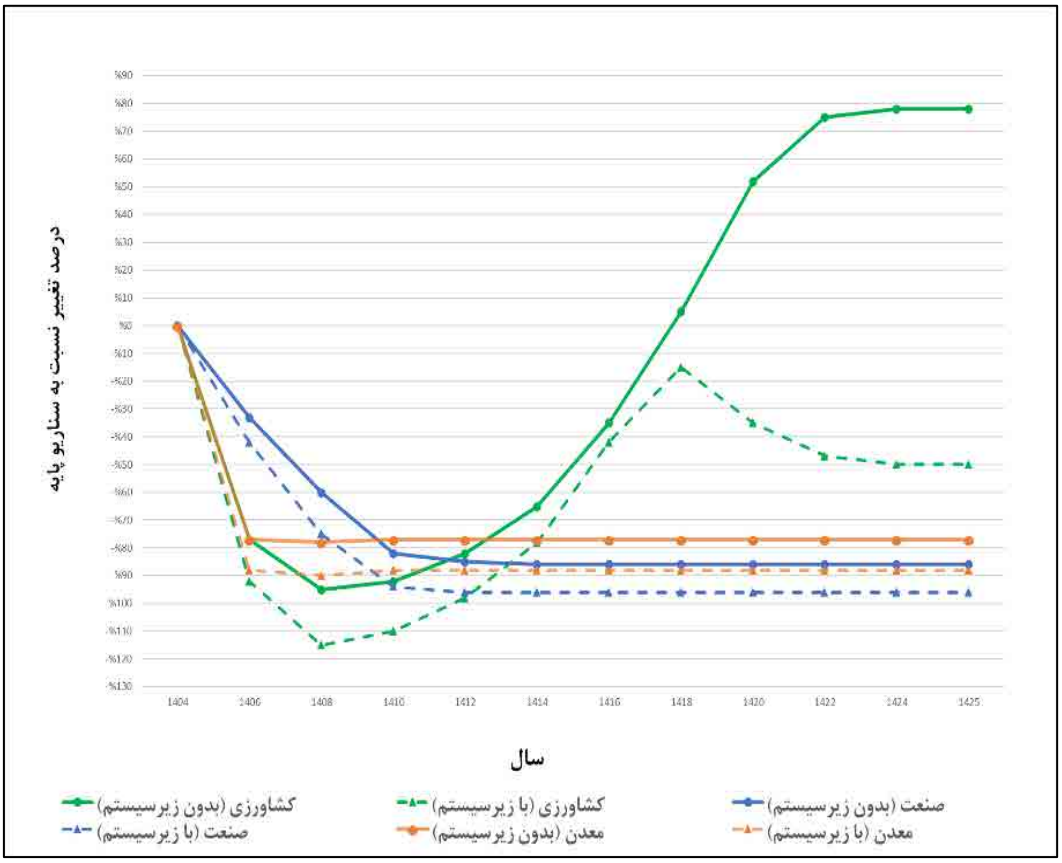
Graph. 11: Sensitivity Analysis of 50% Water Price Increase on Value-Added in Economic Sectors (Research Findings).

۵-۲-۲. سناریوی دوم: اثر افزایش ۱۰۰٪ قیمت آب بر ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی

نتایج خروجی مدل سیستم پویا برای این سناریو نشان‌داد که اثرات این سیاست بر ارزش‌افزودهٔ بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن به‌طور قابل‌توجهی تحت‌تأثیر درنظر گرفتن زیرسیستم محیط‌زیست قرار می‌گیرد. نمودار (۱۲)، کاهش ارزش‌افزوده در سال ۱۴۲۵ را بدون و با لحاظ اثرات زیست‌محیطی نمایش می‌دهد که میانگین کاهش از ۶۲٪ (بدون محیط‌زیست) به ۷۸٪ (با محیط‌زیست) افزایش یافته و تشدید میانگین ۱۶٪ را نشان می‌دهد. این نتایج حاکی از آن است که عدم توجه به اثرات زیست‌محیطی، ازجمله کاهش کیفیت آب، افزایش تنش آبی و آلودگی ناشی از مصرف منابع، اثرات مخرب سیاست افزایش قیمت را به‌طور چشمگیری تشدید می‌کند.

در بخش کشاورزی، کاهش ارزش‌افزوده بدون اثرات زیست‌محیطی ۲۲٪ بود که نشان‌دهندهٔ ظرفیت نسبی برای تعدیل الگوهای کشت است. با درنظر گرفتن زیرسیستم محیط‌زیست، این کاهش به ۵۰٪ رسید (تشدید ۲۸٪) که به‌دلیل تنش آبی شدید و کاهش کیفیت آب، ظرفیت بازیابی این بخش را از بین برده و به کاهش تولید پایدار منجر می‌شود. بخش صنعت با کاهش ۸۶٪ بدون محیط‌زیست مواجه شد، اما با افزودن اثرات زیست‌محیطی، این مقدار به ۹۶٪ افزایش یافت (تشدید ۱۰٪) که ناشی از آلودگی آب و هزینه‌های پنهان کیفیت پایین است و این

بخش را به آستانهٔ فروپاشی نزدیک کرده است. در بخش معدن، کاهش بدون محیطزیست ۷۷٪ بود که با محیطزیست به ۸۸٪ رسید (تشدید ۱۱٪) که به‌دلیل آلودگی آب و کاهش دسترسی به منابع پاک رخداده و آسیب‌های قابل‌توجهی ایجاد کرده است.



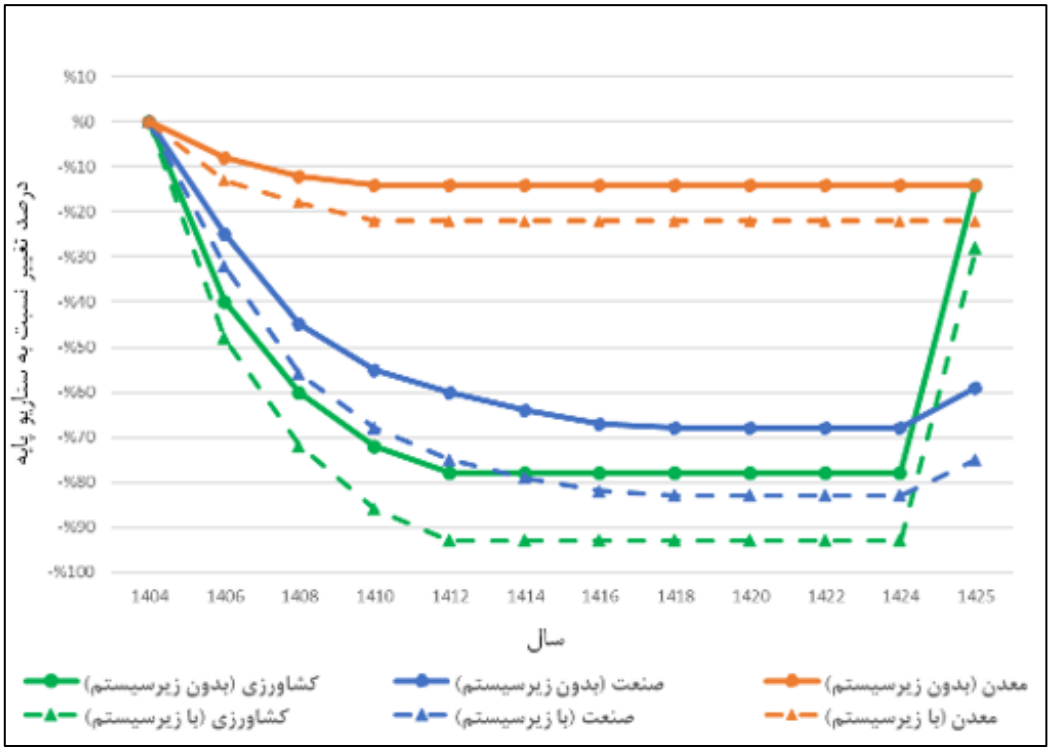
نمودار ۱۲: تحلیل حساسیت ۱۰۰٪ قیمت آب بر ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی (یافته‌های پژوهش).

Graph. 12: Sensitivity Analysis of 100% Water Price Increase on Value-Added in Economic Sectors (Research Findings).

۵-۲-۳. سناریوی سوم: اثر واقعی شدن قیمت برق (حذف یارانه پنهان) بر ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی و صادرات

نتایج خروجی مدل سیستم پویا برای این سناریو نشان‌داد که اثرات این سیاست بر ارزش‌افزودهٔ بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن به‌طور قابل‌توجهی تحت‌تأثیر درنظر گرفتن زیرسیستم محیطزیست قرار می‌گیرد. نمودار (۱۳)، کاهش ارزش‌افزوده در سال ۱۴۲۵ را بدون و با لحاظ اثرات زیست‌محیطی نمایش می‌دهد که میانگین کاهش از ۲۹٪ (بدون محیطزیست) به ۴۷٪ (با محیطزیست) افزایش‌یافته و تشدید میانگین ۱۸٪ را نشان می‌دهد. این نتایج حاکی از آن است که حتی در سناریوی نسبتاً ملایم حذف یارانهٔ پنهان، عدم توجه به اثرات زیست‌محیطی، ازجمله کاهش کیفیت آب، افزایش تنش آبی و آلودگی ناشی از مصرف منابع، اثرات مخرب را تشدید می‌کند.

در بخش کشاورزی، کاهش ارزش‌افزودهٔ بدون اثرات زیست‌محیطی ۱۴٪ بود که نشان‌دهندهٔ تأثیر متوسط افزایش هزینه‌های انرژی است. با درنظر گرفتن زیرسیستم محیطزیست، این کاهش به ۳۵٪ رسید (تشدید ۲۱٪) که به‌دلیل اثرات زیست‌محیطی نظیر تنش آبی و آلودگی، آسیب بیشتری به این بخش وارد کرده و پتانسیل بازیابی را محدود می‌سازد. بخش صنعت با کاهش ۵۹٪ بدون محیطزیست مواجه شد، اما با افزودن اثرات زیست‌محیطی، این مقدار به ۷۸٪ افزایش یافت (تشدید ۱۹٪) که ناشی از آلودگی و هزینه‌های پنهان کیفیت پایین منابع است و این بخش را به وضعیت بحرانی نزدیک کرده است. در بخش معدن، کاهش بدون محیطزیست ۱۴٪ بود که با محیطزیست به ۲۸٪ رسید (تشدید ۱۴٪) که به‌دلیل اثرات زیست‌محیطی مانند آلودگی و کاهش دسترسی به منابع پاک رخداده، اما مقاومت نسبی بیشتری نسبت به سایر بخش‌ها نشان می‌دهد.

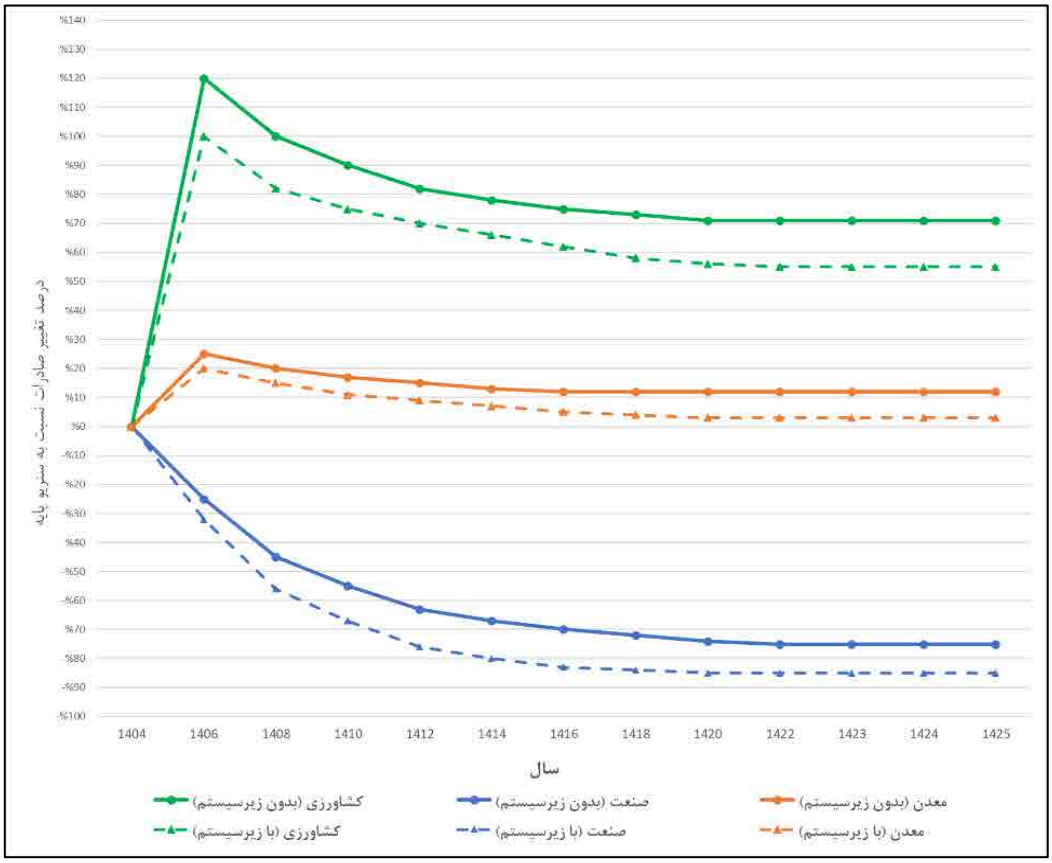


نمودار ۱۳: تحلیل حساسیت واقعی شدن قیمت برق بر ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی (یافته‌های پژوهش).

Graph. 13: Sensitivity Analysis of Realization of Electricity Price on Value-Added in Economic Sectors (Research Findings).

نتایج خروجی مدل سیستم پویا برای این سناریو نشان داد که اثرات این سیاست بر صادرات بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن به‌طور قابل‌توجهی تحت‌تأثیر درنظر گرفتن زیرسیستم محیطزیست قرار می‌گیرد. نمودار (۱۴)، تغییرات صادرات در سال ۱۴۲۵ را بدون و با لحاظ اثرات زیست‌محیطی نمایش می‌دهد که میانگین تغییر از +۲.۷٪ (بدون محیطزیست) به −۹٪ (با محیطزیست) کاهش‌یافته و تشدید میانگین −۱۱.۷٪ را نشان می‌دهد. این نتایج حاکی از آن است که حتی در سناریوی حذف یارانهٔ پنهان، عدم توجه به اثرات زیست‌محیطی، ازجمله کاهش کیفیت آب، افزایش تنش آبی و آلودگی ناشی از مصرف منابع، اثرات مخرب را تشدید می‌کند.

در بخش کشاورزی، تغییر صادرات بدون اثرات زیست‌محیطی +۷۱٪ بود که نشان‌دهندهٔ رشد قابل‌توجه ناشی از تعدیل‌های اقتصادی و مزیت‌های نسبی است. با درنظر گرفتن زیرسیستم محیطزیست، این افزایش به +۵۵٪ رسید (کاهش رشد ۱۶٪) که به‌دلیل اثرات زیست‌محیطی نظیر تنش آبی و آلودگی، پتانسیل صادراتی این بخش را محدود می‌سازد. بخش صنعت با کاهش ۷۵٪ بدون محیطزیست مواجه شد، اما با افزودن اثرات زیست‌محیطی، این کاهش به ۸۵٪ افزایش یافت (تشدید ۱۰٪) که ناشی از آلودگی و هزینه‌های پنهان کیفیت پایین منابع است و این بخش را به وضعیت بحرانی نزدیک کرده است. در بخش معدن، تغییر بدون محیطزیست +۱۲٪ بود که با محیطزیست به +۳٪ رسید (کاهش رشد ۹٪) که به‌دلیل اثرات زیست‌محیطی مانند آلودگی و کاهش دسترسی به منابع پاک رخ‌داده، اما مقاومت نسبی بیشتری نسبت به سایر بخش‌ها نشان می‌دهد.



نمودار ۱٤: روند و پیش‌بینی میزان صادرات بخش‌های مختلف (یافته‌های پژوهش).

Graph. 14: Trend and Forecast of Exports in Different Sectors (Research Findings).

در این بخش، نتایج شبیه‌سازی سناریوهای مختلف مورد بررسی قرار گرفت. با این‌حال باوجود دقت و اعتبار بالای مدل طراحی‌شده، باید توجه‌داشت محدودیت‌هایی نیز وجود دارد که باید درنظر گرفته شوند. یکی از این محدودیت‌ها، وابستگی مدل به داده‌های تاریخی و موجود است که ممکن است در برخی موارد به‌طور کامل بازتاب‌دهندهٔ تغییرات آینده نباشد؛ علاوه‌بر این، درنظر گرفتن اثرات زیست‌محیطی به‌طور کامل در مدل ممکن است برخی جزئیات دقیق‌تر این اثرات را پوشش ندهد. هم‌چنین یکی از مهم‌ترین محدودیت‌ها مربوط به کمبود

داده‌های دقیق و جزئی درخصوص شرایط انتقال آب و مدیریت منابع آبی است که می‌تواند بر دقت نتایج اثرگذار باشد. این محدودیت‌ها باید در هنگام تفسیر نتایج و سیاست‌گذاری‌ها مدنظر قرار گیرند.

٦. نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف ارزیابی اثرات اصلاح یارانه‌های آب و انرژی در پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس و دریای عمان بر صادرات و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اقتصادی ایران با افق بلندمدت ۱۴۲۵ (براساس برنامه‌های بلندمدت توسعهٔ کشور و اهداف چشم‌انداز ملی انتخاب گردیده) انجام شده است. یافته‌های حاصل از شبیه‌سازی سناریوهای مختلف نشان‌داد که تغییرات قیمت آب و انرژی به‌عنوان نهاده‌های کلیدی تولید، آثار متمایزی بر ارزش‌افزوده و صادرات بخش‌های مختلف اقتصادی برجای می‌گذارد.

هم‌چنین به‌دلیل ویژگی‌های انتقال آب، آثار زیست‌محیطی نیز به‌عنوان یک عامل مؤثر موردتوجه قرار گرفت؛ بر این‌اساس، اثر افزایش قیمت آب و برق در سه سناریوی افزایش ۵۰٪ و ۱۰۰٪ قیمت آب و واقعی‌سازی قیمت برق بررسی شد. نتایج نشان‌داد که بخش کشاورزی به‌دلیل سهم بالای مصرف آب (حدود ۹۰٪ مصرف کل کشور) و ساختار اقتصاد ایران، نسبت به افزایش قیمت آب و اثرات زیست‌محیطی حساسیت بیشتری دارد؛ به‌طوری‌که تشدید کاهش ارزش‌افزوده در این بخش قابل‌توجه است. با این‌حال، بخش صنعت به‌دلیل وابستگی شدید به انرژی و مقیاس بالای تولید، کاهش مطلق بیشتری را تجربه کرده است. این آسیب‌پذیری در صنعت و معدن می‌تواند به اولویت پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس برای آب‌رسانی به این بخش‌ها (مانند: صنایع معدنی و سنگین) مرتبط باشد؛ زیرا اختلال در زنجیرهٔ تأمین آب انتقالی، اثرات زیست‌محیطی مانند آلودگی و تنش آبی را تشدید کرده و کاهش دسترسی به منابع پاک را به‌دنبال دارد.

یکی از یافته‌های مهم، افزایش صادرات بخش‌های کشاورزی و معدنی در سناریوی واقعی‌سازی قیمت انرژی باوجود کاهش ارزش‌افزودهٔ داخلی است، که بیانگر تغییر ساختاری به سمت فعالیت‌های کم‌آب‌بر و صادرات‌محور است. این امر نشان می‌دهد که افزایش هزینهٔ نهاده‌ها می‌تواند انگیزهٔ بهبود بهره‌وری و رقابت‌پذیری را تقویت کند. درمجموع، این یافته‌ها تأکید می‌کنند که پروژهٔ انتقال آب خلیج‌فارس، بدون مدیریت یکپارچه زیست‌محیطی، می‌تواند آثار مثبت خود مانند تأمین پایدار برای صنایع و تجارت خارجی را خنثی کند و مزیت‌های نسبی صادراتی را کاهش دهد؛ بنابراین، سیاست‌های مکمل شامل حمایت هدفمند از کشاورزی (برای کاهش حساسیت نسبی)، بهینه‌سازی مصرف انرژی و آب در صنایع (برای کاهش آسیب مطلق)، حفاظت از منابع انتقالی و نوآوری‌های تکنولوژیکی ضروری است تا پایداری اقتصادی و زیست‌محیطی تضمین شود.

سپاسگزاری

این پژوهش با حمایت مالی و علمی مرکز نوآوری، همکاری‌های علمی و دفتر تحقیقات کاربردی فرماندهی انتظامی جمهوری اسلامی ایران (فراجا) انجام شده است. نویسندگان بر خود واجب می‌دانند از همکاری‌ها، راهنمایی‌های تخصصی و پشتیبانی‌های این سازمان در تمامی مراحل تحقیق، صمیمانه تقدیر و تشکر نمایند.

هم‌چنین نویسندگان از سردبیر و داوران فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران به‌دلیل نظرات ارزشمندشان که باعث غنای علمی مقاله شده است، قدردانی می‌کنند.

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول می‌باشد که تحت راهنمایی و مشاورهٔ نویسندهٔ دوم و سوم تدوین شده است.

تعارض منافع

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

کتابنامه

- ایرانمنش، سعید؛ صالحی، نورالله؛ و جلایی، سید عبدالمجید، (۱۳۹۷). «بررسی اثر تحریم‌های خارجی بر تراز پرداخت‌های خارجی جمهوری اسلامی ایران: رویکرد سیستم‌های پویا». *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۸ (۲): ۷۵-۱۰۶. https://doi.org/10.22034/ecoj.2021.11417

– تابش، علیرضا؛ ساعتی، محمد؛ صمدی، سحر؛ فرهادیان، محمد؛ و کیانی، غلامحسین، (۱۴۰۰). «ارزیابی اقتصادی پروژه ملی نمک‌زدایی و انتقال آب خلیج‌فارس به معادن جنوب شرق ایران با رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه». *نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۳ (۲۵): ۱۴۳–۱۸۰. http://doi.org/10.22034/epj.2021.14676.2110

– تیموری یگانه، مریم، (۱۴۰۱). «مروری بر طرح‌های انتقال آب بین حوضه‌ای در جهان و تأثیر آن بر عوامل محیط‌زیستی، اقتصادی و اجتماعی». *فصلنامه آب و توسعه پایدار*، ۹ (۲): ۵۷–۶۸. https://doi.org/10.22067/jwsd.v9i2.2202.1121

– حکمت‌نیا، محمد؛ صفدری، مجید؛ و حسینی، سید محمد، (۱۳۹۸). «برآورد و ارزیابی ردپای آب سبز، آبی و خاکستری در تجارت بین‌الملل محصولات کشاورزی ایران». *نشریه آبیاری و زهکشی ایران*، ۱۴ (۲): ۴۴۶–۴۶۳. https://idj.iaid.ir/article_110733.html

– رضایی، رضا؛ تقی پور، حسن؛ و شاکر خطیبی، محمد، (۱۴۰۴). «مقایسه سناریوهای پرداخت یارانه انرژی از نظر پیامدهای بهداشتی و زیست محیطی: تأکید بر آلودگی هوا از طریق روش AHP». *مجله تصویر سلامت*، ۱۶(۲): ۱۲۲–۱۳۸. https://doi.org/10.34172/doh.2025.11

– صادقی، زین العابدین؛ حری، حمیدرضا؛ و صفی نتاج، مهلا، (۱۳۹۷). «مقایسه اقتصادی شیرین کردن آب خلیج فارس با استفاده از انرژی های نو و فسیلی». *اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی*، ۲(۲): ۱۴۳–۱۷۱. https://doi.org/10.22054/eenr.2016.8410

– عرب‌پور، ریحانه؛ جلائی اسفندآبادی، عبدالمجید؛ و نجاتی، مهدی، (۱۴۰۳). «بررسی و پیش‌بینی تأثیر قیمت‌گذاری آب بر تغییرات ساختاری در ایران با رهیافت مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا». *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۲۱ (۳): ۳۰–۵۴. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.38973.2434

– علیپور نصیرمحله، فرشاد؛ میرعباسی نجف آبادی، رسول؛ و ترابی حقیقی، علی، (۱۴۰۳). «بررسی چالش‌های طرح‌های انتقال آب بین حوضه‌ای». *فصلنامه آب و توسعه پایدار*، ۱۱(۳): ۲۷–۴۰. https://doi.org/10.22067/jwsd.v11i3.2410-1375

– فدایی تهرانی، محمد رضا؛ و ابارشی، مریم، (۱۴۰۳). «ارزیابی فنی، اقتصادی و زیست‌محیطی نمک‌زدایی در سه کشور پیشرو». *نشریه علوم و مهندسی آب و فاضلاب*، ۹(۱): ۷۱–۸۵. https://doi.org/10.22112/JWWSE.2023.394456.1362

References

- Alipour Nasirmahaleh, F., Mirabbasi Najafabadi, R. & Torabi Haghighi, A., (2024). "Investigating the Challenges of Inter-Basin Water Transfer Projects". *Water and Sustainable Development*, 11(3): 27-40. https://doi.org/10.22067/jwsd.v11i3.2410-1375 (In Persian).

- Arabpour, R., Jalaei Esfandabadi, A. & Nejati, M., (2024). "Investigating and Forecasting the Impact of Water Pricing on Structural Changes in Iran Using a Dynamic Computable General Equilibrium Model". *Quantitative Economics Quarterly*, 21(3): 30-54. https://doi.org/10.22055/jqe.2022.38973.2434(In Persian).

- Coulibaly, M., Lopez, J. C. & Smith, R., (2017). "Interbasin Water Transfers and the Size of Regions: An Economic Geography Model". *Journal of Urban Economics*, 102: 1-15. https://doi.org/10.1016/j.jue.2016.11.003.

- Fadaei Tehrani, M. R. & Abarshi, M., (2024). "Technical, Economic and Environmental Assessment of Desalination in Three Leading Countries". *Journal of Water and Wastewater Science and Engineering*, 9(1): 71-85. https://doi.org/10.22112/JWWSE.2023.394456.1362(In Persian).

- Hekmatnia, M., Safdari, M. & Hosseini, S. M., (2019). "Estimation and Assessment of Green, Blue and Grey Water Footprints in Iran's International Trade of Agricultural Products". *Iranian Journal of Irrigation and Drainage*, 14(2): 446-463. https://idj.iaid.ir/article_110733.html (In Persian).

- Iranmanesh, S., Salehi, N. & Jalaei, S. A., (2018). "Investigating the Effect of Foreign Sanctions on the Balance of Payments of the Islamic Republic of Iran: A System Dynamics Approach". *Applied Economic Theories,* 8(2): 75-106. https://doi.org/10.22034/ecoj.2021.11417 (In Persian).

- Jones, E., Qadir, M., van Vliet, M. T. H., Smakhtin, V. & Kang, S.-M., (2019). "The State of Desalination and Brine Production: A Global Outlook". *Science of the Total Environment*, 657: 1343-1356. https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.12.07.

- Krugman, P., (1990). "Rethinking International Trade". Cambridge, MA: MIT Press. https://mitpress.mit.edu/books/rethinking-international-trade.

- Liu, Y., Zhang, J., Wang, X. & et al., (2023). "Assessing Environmental, Economic, and Social Impacts of Inter-Basin Water Transfer Projects: A Case Study of the South-to-North Water Diversion Project in China". *Journal of Environmental Management*, Article 116745. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2023.116745.

- Melo Galindo, V. R. M., (2025). "Short-Term Economic Effects of the São Francisco Interbasin Water Transfer Project in Brazil". *Journal of Development and Sustainability Studies*, 10(2): 123-145. https://doi.org/10.1016/j.jdsci.2025.02.002.

- Rezaei, R., Taghipour, H. & Shaker Khatibi, M., (2025). "Comparison of Energy Subsidy Payment Scenarios in Terms of Health and Environmental Consequences: Emphasis on Air Pollution Using the AHP Method". *Journal of Health in Disasters*, 16(2): 122-138. https://doi.org/10.34172/doh.2025.11 (In Persian).

- Ricardo, D., (1817). "On the Principles of Political Economy and Taxation". London: John Murray. https://oll.libertyfund.org/title/ricardo-the-principles-of-political-economy-and-taxation.

- Sadeghi, Z., Hari, H. R. & Safi Nataj, M., (2017). "Economic Comparison of Persian Gulf Water Desalination Using Renewable and Fossil Energies". *Environmental Economics and Natural Resources*, 2(2): 143-171. https://doi.org/10.22054/eenr.2016.8410 (In Persian).

- Sarrakh, R., Renukappa, S., Suresh, S. & Mushatat, S., (2020). "Impact of Subsidy Reform on the Kingdom of Saudi Arabia's Economy and Carbon Emissions". *Energy Strategy Reviews*, 28: Article 100465. https://doi.org/10.1016/j.esr.2020.10046.

- Sterman, J. D., (2000). "Business Dynamics: Systems Thinking and Modeling for a Complex World". New York: McGraw-Hill. https://www.mit.edu/~jsterman/businessdynamics.html.

- Tabesh, A., Saati, M., Samadi, S., Farhadian, M. & Kiani, G. H., (2021). "Economic Evaluation of the National Persian Gulf Water Desalination and Transfer Project to the Mines of Southeast Iran Using a Computable General Equilibrium Approach". *Economic Policy Journal*, 13(25): 143-180. https://doi.org/10.22034/epj.2021.14676.2110 (In Persian).

- Teymouri Yeganeh, M., (2022). "A Review of Inter-Basin Water Transfer Projects in the World and Their Environmental, Economic and Social Impacts". *Water and Sustainable Development*, 9(2): 57-68. https://doi.org/10.22067/jwsd.v9i2.2202.1121 (In Persian).

- United Nations Environment Programme (UNEP), (2020). "Global Environment Outlook 6: Healthy Planet, Healthy People". Nairobi, Kenya: United Nations Environment Programme.

- Zhao, S., Wang, Y., Li, X. & Zhang, L., (2020). "System Dynamics Model for Evaluating Socio-Economic Impacts of Transboundary Water Resources Allocation in Xinjiang, China". *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(23): 9091. https://doi.org/10.3390/ijerph17239091.

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

The Impact of Income Tax and Capital Tax Shocks on Household Welfare in Iran: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach

Mostafa Lotfi Parsa[1], Seyed Ehsan Hosseinidoust[2], Mohammad Hasan Fotros[3], Reza Maboudi[4]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2025.30487.3763
Received: 2025/02/02; Revised: 2025/06/11; Accepted: 2025/06/18
Pp: 43-76

Abstract

Tax is one of the important economic variables that affects the economic well-being of households through its impact on consumption, investment, income distribution, and the quality and quantity of public services. Historically, due to the existence of oil revenues, the government has relied less on tax revenues. However, especially in recent years, for various reasons, including sanctions, the majority of government spending is financed by taxes. Therefore, it is necessary to analyze the effect of paying taxes on household welfare. Given the importance of the issue, the present study uses a dynamic stochastic general equilibrium approach to examine the impact of government tax revenue shocks (including direct taxes) on the economic well-being of Iranian households in the period 1971-2023. The findings show that shocks in the formal income tax and profit tax lead to a decrease in the economic well-being of households. However, the effect of income tax on the reduction of household economic well-being is greater than that of profit tax. Imposing a profit tax reduces profitability and reduces the ability of companies to make productive investments. Reducing productive investment through reduced employment and economic growth reduces the economic well-being of households. However, taxing income leads to increased production costs. With the increase in production costs, on the one hand, the production of goods and services and employment decrease, which results in a decrease in household welfare. On the other hand, increasing production costs causes firms to transfer part of the tax burden to consumers by increasing the price of goods and services in order to compensate for lost profits, which is accompanied by a further decrease in the quality of life and household welfare. Therefore, since the results of the study show that income tax will reduce household welfare more severely than profit tax, it is recommended that the income tax rate be reduced and profit tax be increased, and the government, while increasing the efficiency of tax collection, should allocate a greater share of resources from tax collection to productive activities, improve the country's educational and health infrastructure, and regularly evaluate the effectiveness of welfare programs, thereby improving the quality of life of households.

Keywords: Welfare, Government Tax Revenue, Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach, Iranian Economy.
JEL Classification: E62, H20, F41.

1. PhD Student Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Science, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Science, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** hosseinidoust@basu.ac.ir
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Science, Ayatollah Boroujerdi University, Borujerd, Iran.

Citations: Lotfi Parsa, M., Hosseinidoust, S. E., Fotros, M. H. & Maaboudi, R., (2026). "The Impact of Income Tax and Capital Tax Shocks on Household Welfare in Iran: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 15(57): 43-76. https://doi.org/10.22084/aes.2025.30487.3763
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6627.html?lang=en

1. Introduction

The characteristics of the Iranian economy, including the mono-product nature of production, chronic budget deficit, persistent inflation, along with widespread sanctions and currency shocks in the last two decades, have caused economic policymakers to pay more attention to the country's tax revenues than in the past. The policy of increasing tax revenues and reducing the government's reliance on oil revenues is considered as a dominant strategy by the country's policymakers. The main issue is that taxes can act as a tool to provide public services, reduce income inequality and support vulnerable groups, but at the same time, they may affect the economic incentives of households by creating an additional financial burden on them. Given the importance of the subject, the main question of the research is: What is the impact of direct tax shocks (income tax and profit tax) on the welfare of households in the country? For this purpose, the dynamic stochastic general equilibrium approach is used to examine and measure the impact of direct taxes on the welfare of households in the country. The question is what will be the effect of tax shocks on the welfare of households, divided into "real job households" and "salaried workers"? In this model, based on the foundations of microeconomics, behavioral equations of the variables under study are defined and after determining the equilibrium state of the main equations, the parameters are calibrated and the model is estimated. Finally, by inserting the data obtained from the estimation into the model, response functions are extracted with shock scenarios of ten, fifteen, twenty, twenty-five and thirty percent increase in income tax and shocks of one, three, five and seven percent increase in profit tax.

2. Materials and Methods

Taxes are perceived by some as a benefit to society and by others as a burden on their budgets. Governments and politicians face a difficult challenge in trying to strike a balance between these two groups. From an economic perspective, some believe that taxes are a challenge to economic prosperity and growth; Because, high tax rates, both on individuals and on companies, can discourage investment, entrepreneurial activities and job creation. Another concern is that advanced tax systems designed to reduce economic differences and redistribute wealth unfairly burden and impose disproportionate pressure on the rich and successful (Mohammad and Tengel, 2023). Tax revenue is a vital component of a country's growth, as it is one of the largest contributors to total national income. If tax revenues are insufficient, increasing budget deficits, both domestically and internationally, borrowing or debt service can have an adverse effect on growth (Alshani and Ahmety, 2024). A desirable tax system has at least three characteristics. First, it should be economically efficient, meaning that it should not distort efficient prices and negatively affect resource allocation. Second, it must be able to be administered optimally, meaning that the entire tax system must be easy to design and monitor. To achieve this, administrative costs and compliance costs must be minimized. Third, the tax system must be highly flexible. This characteristic usually arises when the entire system is sensitive to possible changes in the social and economic environments. Consequently, the tax system must be responsive to policies, meaning that the relationship between political decision-makers and the tax system must be easily able to accommodate a sufficient number of taxpayers (Al-Harbi, 2019). A fundamental goal in almost all taxes is to achieve "fairness" in taxation. Of course, defining justice is very difficult.

3. Data

The main framework of the research model is derived from the articles of Ghiyaei et al. (2019) and Simms et al. (2018) and inspired by some domestic articles such as Makian et al. (2019) and Broumand et al. (2019). In the research model, which is appropriate to the empirical evidence of Iran and also the tax bases available in the country's tax laws, four types of households are considered, including: self-employed households (including: freelancers), salaried households (including: employees of factories and companies and offices), rural households (agricultural sector employees) and entrepreneurial households (including: owners of real estate, factories, workshops and companies). The government covers its expenses, which include current, development and subsidies, through tax collection, issuance of participation bonds, and oil revenues. Taxes include value-added tax, personal income tax, payroll tax, real estate tax, rent tax, and corporate profit tax. In this structure, the impact of tax shocks on different sectors of the economy is examined. The functions are generally adapted from the article by Ghiyaei et al. (2019) and, if necessary, changes have been made to it according to the conditions of Iran, which are used from the articles by Makian et al., 2019 and Boroumand et al., 2019, and each is mentioned in its place.

4. Discussion

One of the important aspects of using dynamic stochastic general equilibrium models is their parameterization using economic statistics. There are two methods for parameterization: quantification and estimation, and various methods have been developed for estimation. In many cases, and given the large number of studies that have been conducted on dynamic stochastic general equilibrium models, the researcher can use parameter values from other studies.

In the first scenario, a 15 percent increase in the formal income tax is associated with a response of -0.000417576 percent in household welfare. In the second scenario, a 20 percent increase in the income tax causes a response of -0.000576768 percent in household welfare. In the third scenario, a 25 percent increase in the income tax is associated with a response of -0.00069596 percent in household welfare. In the fourth scenario, a 30 percent increase in the income tax causes a response of -0.000835152 percent in household welfare.

According to the findings, a 5% shock in the profit tax causes the welfare of the society to react immediately and decrease by 0.00023258 percent at first. However, after that, and over time, the impact of this shock decreases to the point that after ten periods, the overall impact of the tax disappears. Increasing the profit tax due to decreasing profitability reduces the ability and motivation of entrepreneurial firms to invest and increase innovation. With decreasing investment, employment and production in the country decrease, which results in a sharp decrease in welfare. However, over time, with increasing productive investment by the government and improving the country's economic infrastructure and creating competition between firms, they increase the amount of investment in innovation in order to enjoy higher profits, which in turn leads to an increase in the profit and production capacity of the firm. Therefore, over time, the impact of the profit tax on reducing welfare decreases.

5. Conclusion

The results showed that taxes on formal sector income have a negative and significant effect on household economic welfare. The mechanism of this effect can be explained as follows: levying taxes on formal sector income leads to an increase in production costs, which is accompanied by a decrease in the profitability of the formal sector of the economy. The decline in the profitability of the formal sector of the economy, on the one hand, causes firms active in this sector to pass on part of the tax to consumers by increasing the prices of goods and services in order to compensate for the lost profits. As the prices of goods and services increase, the purchasing power of households decreases. Therefore, a tax on the income of the formal sector of the economy leads to a decrease in the welfare of households. In addition, the collection of a tax on the income of the formal sector causes a decrease in the disposable income of individuals active in this sector. Tax has a negative impact on welfare. However, since profit tax is associated with less welfare loss, it is suggested that policymakers and planners provide the necessary solutions to reduce the harmful effects of taxes in the country by increasing the profit tax rate and reducing the income tax rate. It is also recommended that the government, while increasing the efficiency of tax collection, improve the quality of life of households by allocating a greater share of resources from tax collection to productive activities, improving the countries educational and health infrastructure, and regularly evaluating the effectiveness of welfare programs.

Acknowledgments

I'm deeply indebted to Dr. Reza Maboudi for his invaluable guidance throughout this study that significantly enriched this research. I would like to express my sincere gratitude to Prof. Mohammad Hasan Fotros. His insightful feedback and expertise were instrumental in shaping this research.

Author Contributions

The current article is a part of responsibility of Mostafa Lotfi Parsa to fulfill his PhD degree under the supervision of Dr. Seyed Ehsan Hosseinidoust and Prof. Mohammad Hasan Fotros and advisory of Dr. Reza Mabiudi.

Conflict of Interest

The authors claim no conflict of interest at the present research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۲۳۲۲-۴۷۲X - وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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/).

تأثیر شوک‌های مالیات بر درآمد و مالیات بر سرمایه بر رفاه خانوارها در ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا

مصطفی لطفی‌پارسا[۱]، سیداحسان حسینی‌دوست[۲]، محمدحسن فطرس[۳]، رضا معبودی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2025.30487.3763
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۱۴، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۳/۲۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۲۹
صص: ۷۶-۴۳

چکیده
مالیات یکی از متغیرهای مهم اقتصادی است که ازطریق تأثیر بر مصرف، سرمایه‌گذاری، توزیع درآمد و کیفیت و کمّیت ارائه خدمات عمومی، رفاه اقتصادی خانوارها را متأثر می‌سازد. به‌طور تاریخی و به‌دلیل وجود درآمدهای نفتی، تکیهٔ دولت روی درآمدهای مالیاتی کمتر بوده است. لکن و به‌ویژه در سال‌های اخیر به‌دلایل مختلف ازجمله تحریم‌ها بخش عمدهٔ هزینه‌های دولت از محل مالیات‌ها تأمین می‌گردد؛ لذا واکاوی اثر پرداخت مالیات روی رفاه خانوارها ضروری می‌نماید. باتوجه به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا تأثیر تکانهٔ درآمدهای مالیاتی دولت (شامل: مالیات‌های مستقیم) را بر رفاه اقتصادی خانوارهای ایرانی در دورهٔ ۱۴۰۲-۱۳۵۰ بررسی کرده است. یافته‌ها نشان می‌دهند بروز شوک در مالیات بر درآمد بخش رسمی و مالیات بر سود به کاهش رفاه اقتصادی خانوارها می‌انجامند. اما، میزان اثرگذاری مالیات بردرآمد بر کاهش رفاه اقتصادی خانوارها نسبت به مالیات بر سود بیشتر است. وضع مالیات بر سود سبب کاهش سودآوری و کاهش توانایی سرمایه‌گذاری مولد در شرکت‌ها می‌شود. کاهش سرمایه‌گذاری مولد ازطریق کاهش اشتغال و رشد اقتصادی، رفاه اقتصادی خانوارها را کاهش می‌دهد. اما، اخذ مالیات از درآمد به افزایش هزینه‌های تولید منجر می‌شود. با افزایش هزینهٔ تولید، از یک‌سوی تولید کالا و خدمات و اشتغال کاهش می‌یابد که پی‌آمد آن کاهش رفاه خانوار است. از سوی دیگر، افزایش هزینه‌تولید باعث می‌شود بنگاه‌ها به‌منظور جبران سود از دست رفته، بخشی از بار مالیاتی را ازطریق افزایش قیمت کالا و خدمات به مصرف‌کننده منتقل کنند که با کاهش بیشتر کیفیت زندگی و رفاه خانوار همراه است؛ بنابراین، از آنجایی‌که نتایج پژوهش نشان می‌دهد، مالیات بر درآمد نسبت به مالیات بر سود با شدت بیشتری رفاه خانوار را کاهش خواهد داد؛ لذا توصیه می‌گردد نرخ مالیات بر درآمد کاهش و مالیات بر سود افزایش یابد و دولت ضمن افزایش کارآیی جمع‌آوری مالیات با اختصاص سهم بیشتری از منابع حاصل از دریافت مالیات به فعالیت‌های مولد، ارتقا زیرساخت‌های آموزشی و بهداشتی کشور و ارزیابی منظم اثربخشی برنامه‌های رفاهی، کیفیت زندگی خانوارها را ارتقا بخشد.

کلیدواژگان: رفاه، درآمد مالیاتی دولت، رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا، اقتصاد ایران.
طبقه‌بندی JEL: E62, H20, F41.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: m.lotfiparsa@eco.basu.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: hosseinidoust@basu.ac.ir
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: fotros.fotros@basu.ac.ir
۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران.
Email: maaboudi@abru.ac.ir

ارجاع به مقاله: لطفی‌پارسا، مصطفی؛ حسینی‌دوست، سیداحسان؛ فطرس، محمدحسن؛ و معبودی، رضا، (۱۴۰۵). «تأثیر شوک‌های مالیات بر درآمد و مالیات بر سرمایه بر رفاه خانوارها در ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷)» ۴۳-۷۶. https://doi.org/10.22084/aes.2025.30487.3763
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6627.html

۱. مقدمه

ویژگی‌های اقتصاد ایران ازجمله تک محصولی بودن تولید، کسری بودجهٔ مزمن، تورم پایدار در کنار تحریم‌های گسترده و بروز تکانه‌های ارزی در دو دههٔ اخیر باعث‌شده‌اند تا سیاست‌گذاران اقتصادی به درآمدهای مالیاتی کشور بیش از گذشته توجه نمایند. به‌نحوی‌که رشد هزینه‌های دولت و کاهش درآمدهای نفتی، انتقال درآمد دولت از نفت به مالیات را از مسئله انتخاب به یک ضرورت تبدیل کرده است. مطالعات نشان می‌دهند که سهم انواع مالیات‌ها در تأمین مالی دولت در اغلب کشورهای پیشرفته به‌طور میانگین بیش از ۸۵٪ بوده است؛ درحالی‌که این مقدار در کشورهای صادرکنندهٔ نفت و در حدود ۳۷٪ می‌باشد. این میزان درخصوص اقتصاد ایران طی سه دههٔ گذشته بین ۲۵ تا ۳۲٪ بوده است که نشان می‌دهد حتی از متوسط اقتصادهای مشابه نیز پایین‌تر می‌باشد (سالنامهٔ آماری ایران، ۱۴۰۱). به‌همین علت، سیاست افزایش درآمدهای مالیاتی و کاهش اتکای دولت به درآمد نفتی به‌عنوان یک استراتژی غالب موردتوجه سیاست‌گذاران کشور است. مسئله اصلی این است که مالیات می‌تواند به‌عنوان ابزاری برای تأمین خدمات عمومی، کاهش نابرابری درآمد و حمایت از اقشار آسیب‌پذیر عمل کند، اما در عین‌حال ممکن است با ایجاد بار مالی اضافی بر دوش خانوارها، انگیزه‌های اقتصادی آن‌ها را تحت‌تأثیر قرار دهد.

از این‌رو، عدم توجه به‌میزان تأثیرپذیری رفاه اقشار مختلف جامعه از این انتقال پارادایمی، می‌تواند نتایج سوء به‌همراه داشته باشد و منجر به انحراف یا شکست و ناکامی آن شود. با توجه به تحولات مختلف اقتصادی و اجتماعی، درک درست از این تأثیرات می‌تواند به بهبود سیاست‌گذاری‌های مالی و اجتماعی کمک کند و به توانمندسازی خانوارها در مواجهه با چالش‌های اقتصادی دنیای امروز یاری رساند. مطالعات انجام‌شده نیز بر این نکته تأکید دارند، ازجمله این‌که مالیات‌ها به‌عنوان یک عامل مهم برای دستیابی به اهداف چندگانه مانند رشد و توسعه، تشویق پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و افزایش تولید، مصرف و اشتغال درنظر گرفته می‌شوند (الشانی و رحمتی، ۲۰۲۴)[1]. اما مسئله اساسی این است که مالیات، بر نحوهٔ توزیع منابع، نحوهٔ توزیع درآمد، چگونگی عملکرد بازارها، نحوهٔ رفتار کارگزاران و عملکرد اقتصاد نیز تأثیرات مستقیم و نامتشابهی داشته است؛ به‌عنوان مثال، اثرات رفاهی انواع مالیات بر درآمد و مالیات بر مصرف، بر رفاه اقتصادی–اجتماعی در بخش شهری و روستایی ایران، تأثیر منفی رفاهی بر دهک‌های ۱ و ۲ شهری را به‌ترتیب معادل با ۱۳/۳– و ۳/۳– نشان می‌دهد که این مسئله مغایر با هدف عدالت اقتصادی در وضع مالیات‌ها در اقتصاد است (ناذر و همکاران، ۱۴۰۱). درخصوص خانوارهای روستایی نیز آمار نامطلوبی در دست است و آثار رفاهی انواع مالیت‌ها بر تمامی دهک‌های پایینی منفی بوده است (عبدی سیدکلایی و همکاران، ۱۴۰۳). اما، در برخی دیگر پژوهش‌ها مانند مطالعهٔ «بالاسویو» و همکاران، ۲۰۲۳[2]، تأثیر مالیات بر شاخص رفاه اقتصادی در مجموعه کشورهای توسعه‌یافته طی دو دههٔ اخیر، حرکت به‌سمت عدالت اقتصادی را با افزایش رفاه دهک‌های ۱ تا ۳ و کاهش آن در دهک‌های ۸ تا ۱۰ نمایش می‌دهد.

بنابراین آثار مالیات‌ها بر متغیرهای اقتصاد کلان می‌تواند متفاوت باشد؛ به‌طوری‌که در کشورهای با ویژگی درآمد بالا، مالیات‌ها معمولاً به تأمین خدمات عمومی با کیفیت بالا کمک می‌کنند، درحالی‌که در کشورهای درحال توسعه، ممکن است به‌دلیل وجود سیستم‌های مالیاتی ناکارآمد و نابرابر، مالیات‌ها به افزایش نابرابری و کاهش رفاه

[1] Elshani and Ahmeti
[2] Balasoiu et al.

خانوارها منجر شوند (گزارش بانک جهانی[1]، ۲۰۲۰). به‌همین دلیل، توجه به رفاه اقتصادی و عوامل مؤثر بر تغییرات رفاه همواره یکی از مسائل اساسی کشورهای درحال توسعه را به خود اختصاص می‌دهد. درک درست از این تأثیرات می‌تواند به بهبود سیاست‌گذاری‌های مالی و اجتماعی کمک کند و به توانمندسازی خانوارها در مواجهه با چالش‌های اقتصادی دنیای امروز کمک کند. مالیات بر درآمد به‌دلیل تأثیر مستقیمی که بر قدرت خرید و درنتیجه رفاه خانوارها دارد، معمولاً تأثیر بیشتری نسبت به سایر انواع مالیات‌ها دارد. داده‌های واقعی از سراسر جهان نیز این موضوع را تأیید می‌کنند و نشان می‌دهند که تغییرات در مالیات بر درآمد می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی بر توزیع درآمد و رفاه خانوارها تأثیر بگذارد.

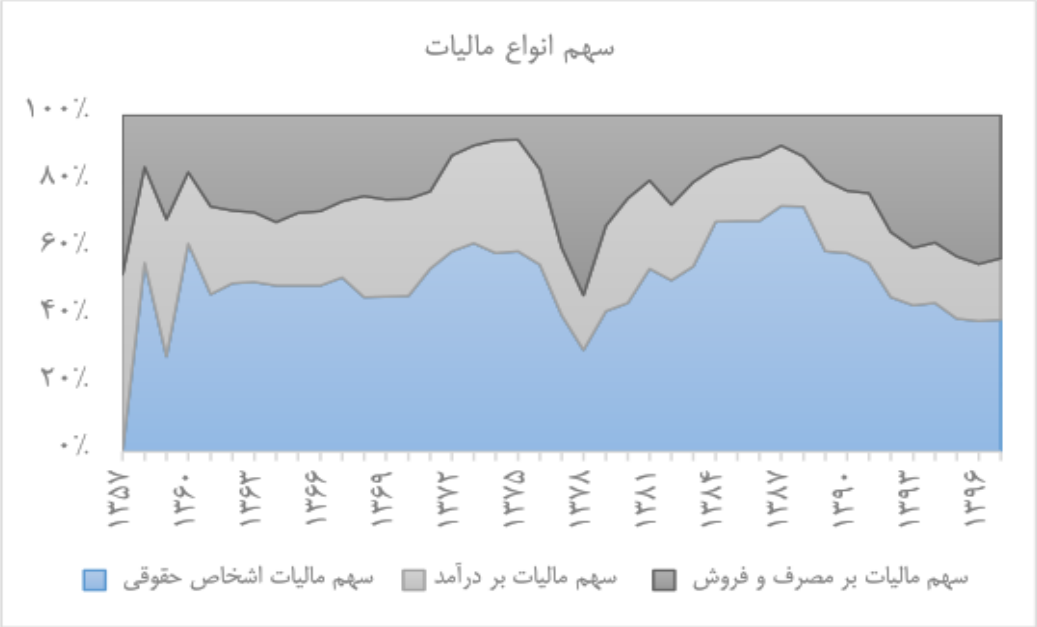
پرسش پژوهش: با توجه به اهمیت موضوع، پرسش اصلی پژوهش این است که تکانه‌های مالیات‌های مستقیم (مالیات بر درآمد و مالیات بر سود) چه تأثیری بر رفاه خانوارهای کشور دارد؟ برای این‌منظور، با استفاده از رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا تأثیر آثار مالیات‌های مستقیم بر رفاه خانوارهای کشور بررسی و اندازه‌گیری می‌شود. پرسش این است که اثر شوک‌های مالیاتی روی رفاه خانوارها به تفکیک «خانوارهای مشاغل حقیقی» و «حقوق بگیران» چگونه خواهد بود؟ در این الگو، بر اساس پایه های اقتصاد خُرد، معادلات رفتاری متغیرهای موردمطالعه تعریف و پس از تعیین وضعیت تعادلی معادلات اصلی، نسبت به کالیبره نمودن پارامترها و برآورد مدل اقدام و نهایتاً با جای‌گذاری داده‌های حاصل از برآورد در مدل، توابع واکنش با سناریوهای شوک ۱۰، ۱۵، ۲۰، ۲۵ و ۳۰ ٪ افزایش مالیات بر درآمد و شوک ۱، ۳، ۵ و ۷٪ افزایش مالیات بر سود استخراج می‌گردد.

۲. چارچوب نظری پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

در اقتصاد ایران، سهم انواع مالیات‌ها از درآمدهای مالیاتی دولت طی سالیان مختلف، متفاوت بوده است؛ به‌عنوان مثال، از سال ۵۷ تا اواخر دهۀ ۸۰، مالیات بر اشخاص حقوقی عمده‌ترین بخش از درآمدهای مالیاتی را تشکیل داده‌اند و سهمی معادل با ۴۵٪ داشته‌اند؛ درحالی‌که از سال ۱۳۹۰ به‌بعد، سهم مالیات بر مصرف و فروش افزایش چشمگیری داشته است و تا ۴۰٪ افزایش را نشان می‌دهد. مالیات بر درآمد نیز تقریباً سهم مشابه و یکسانی را در طی این دوره داشته و سهمی در حدد ۱۵٪ را به خود اختصاص داده است.

[1] World Bank



نمودار ۱: سهم انواع مالیات از درآمدهای مالیاتی از سال ۵۷ تا ۹۶ (ناذر و همکاران، ۱۴۰۱).

Graph. 1: Share of Tax Types in Tax Revenues 2018-2027 (Nazar et al., 2017).

«فارایولا»[1] (۱۹۸۷) مالیات را یکی از منابع درآمد دولت مطرح می‌کند که برای تأمین مالی یا ادارهٔ خدمات عمومی و انجام سایر مسئولیت‌های اجتماعی استفاده می‌شود. «اوچیوگو»[2] (۱۹۹۴) مالیات را به‌عنوان درصد پولی که توسط دولت بر درآمد، سود یا ثروت افراد و سازمان‌های شرکتی اعمال می‌شود، تعریف می‌کند. «آدامز»[3] (۱۹۹۲) مالیات را به‌عنوان مهم‌ترین منبع درآمد برای دولت‌های مدرن شناسایی می‌کند که معمولاً بخش قابل‌توجهی از آن‌ها را به خود اختصاص می‌دهد. به گفتهٔ «آگولو»[4] (۲۰۰۴)، مالیات تحت‌عنوان مالیات اجباری تلقی می‌شود که دولت بر درآمد، مصرف و سرمایهٔ افراد اعمال می‌کند. پایداری رشد اجتماعی و اقتصادی تحت‌تأثیر مالیات‌ها است. مالیات‌ها توسط برخی به‌عنوان یک مزیت برای جامعه و توسط دیگران به‌عنوان باری بر روی بودجه‌هایشان درک می‌شوند. دولت‌ها و سیاست‌مداران با چالشی دشوار در تلاش برای ایجاد تعادل بین این دو گروه مواجه هستند. ازنظر اقتصادی، برخی معتقدند که مالیات‌ها چالشی برای رونق و رشد اقتصادی هستند؛ زیرا، نرخ‌های بالای مالیاتی، چه بر افراد و چه بر شرکت‌ها، می‌توانند مانع از سرمایه‌گذاری، فعالیت‌های کارآفرینی و ایجاد فرصت‌های شغلی شوند. نگرانی دیگر این است که سیستم‌های مالیاتی پیشرفته که برای کاهش تفاوت‌های اقتصادی و توزیع مجدد ثروت طراحی شده‌اند، به‌طور ناعادلانه‌ای بر دوش افراد ثروتمند و موفق بار می‌گذارند و فشار نامتناسبی را بر آن‌ها تحمیل می‌کنند (محمد و تنگل، ۲۰۲۳)[5]. درآمد مالیاتی جزء حیاتی رشد یک کشور است؛ زیرا یکی از بزرگ‌ترین مشارکت‌کنندگان در کل درآمد ملی است. اگر درآمدهای مالیاتی ناکافی باشد، افزایش کسری بودجه، چه در داخل و چه در خارج از کشور، استقراض یا خدمات بدهی می‌تواند تأثیر نامطلوبی بر رشد

[1] Farayola
[2] Ochiogu
[3] Adams
[4] Aguolu
[5] Mohammed and Tangl

داشته باشد (الشانی و احمتی، ۲۰۲۴). یک سیستم مالیاتی مطلوب حداقل سه ویژگی را دارا است. اول، باید ازنظر اقتصادی کارا باشد، به این‌معنا که نباید قیمت‌های کارا را تحریف کند و بر تخصیص منابع تأثیر منفی بگذارد. دوم باید قادر به اداره بهینه باشد، یعنی کل سیستم مالیاتی باید به‌راحتی قابل طراحی و نظارت باشد. برای این‌که این امر به‌درستی محقق شود، هزینه‌های اداری و هزینه‌های مربوط به تطابق باید به حداقل ممکن کاهش یابند. سوم، سیستم مالیاتی باید قابلیت انعطاف بالایی داشته باشد. این ویژگی معمولاً زمانی به‌وجود می‌آید که کل سیستم نسبت به تغییرات احتمالی در محیط‌های اجتماعی و اقتصادی حساس باشد. درنتیجه، سیستم مالیاتی باید نسبت به سیاست‌ها واکنش‌پذیر باشد، به این معنا که ارتباط میان تصمیم‌گیرندگان سیاسی و سیستم مالیاتی باید به‌راحتی قادر به پذیرش تعداد کافی از مالیات‌دهندگان باشد (الحربی، ۲۰۱۹)[1]. یک هدف اساسی تقریباً در تمامی مالیات‌ها دستیابی به «عدالت» در مالیات‌گذاری است. البته تعریف عدالت بسیار دشوار است. یکی از مفاهیم محبوب عدالت مبتنی‌بر اصل «توانایی پرداخت» مالیات است، که بیان می‌کند مالیات‌دهندگان باید مالیات‌ها را براساس توانایی خود پرداخت کنند. این اصل معمولاً با معرفی دو معیار عدالت افقی و عمودی عملیاتی می‌شود؛ مطابق عدالت افقی افراد با شرایط یکسان مالیات یکسانی می‌پردازند؛ در مقابل، عدالت عمودی که به رفتار مالیاتی مالیات‌دهندگان با سطوح مختلف درآمد اشاره دارد و بیان می‌کند افراد با شرایط متفاوت باید به شکل متفاوتی مالیات بپردازند. یعنی، مالیات‌دهندگانی که توانایی بیشتری دارند، باید مالیات‌های بیشتری پرداخت کنند؛ بنابراین، در ساختار نرخ مالیات بر درآمد در عدالت عمودی نشان می‌دهد نرخ‌های مالیاتی نهایی (یا متوسط) می‌تواند بیشتر یا متناسب و یا کمتر از درآمد افزایش یابند. با این‌حال، یک ساختار نرخ تصاعدی بهترین توانایی را در دستیابی به عدالت عمودی دارد (الم و ملنیک، ۲۰۰۵)[2].

۱-۱-۲. تأثیر مالیات بر رفاه

مالیات به‌عنوان یکی از ابزارهای کلیدی دولت‌ها برای تأمین مالی خدمات عمومی و اجرای سیاست‌های اقتصادی، نقش مهمی در رفاه اقتصادی خانوارها برعهده دارد؛ به‌طوری‌که درآمدهای مالیاتی بسته به نوع مالیات، میزان و نحوهٔ مصرف آن در اقتصاد می‌توانند دارای آثار مثبت و منفی بر رفاه خانوارها باشند. به‌طورکلی سه دیدگاه در رابطه با تأثیر مالیات بر رفاه وجود دارد. براساس دیدگاه اول، افزایش مالیات سبب افزایش رشد اقتصادی و رفاه خانوارها می‌گردد. مجراهای مختلفی به‌منظور تأثیر مثبت انواع مالیات بر رشد اقتصادی و رفاه مطرح می‌شوند. مجرای اول نشان می‌دهد مالیات ازطریق ارائه خدمات عمومی سبب افزایش رفاه خانوارها می‌شود. به‌نحوی‌که مالیات توانایی دولت به‌منظور تأمین مالی زیرساخت‌ها و فعالیت‌های مولد در کشور را افزایش می‌دهد. از آنجا که نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و فعالیت‌های مولد بیشتر از زیان مالیات است؛ لذا، افزایش مالیات به افزایش رشد و رفاه اقتصادی می‌انجامد. علاوه‌بر این، مالیات با افزایش توانایی دولت برای پرداخت‌های انتقالی سبب افزایش کیفیت زندگی افراد می‌شود (مایلز[3]، ۲۰۰۰). درنهایت مالیات با افزایش سرمایه‌گذاری دولت در آموزش می‌تواند به افزایش مهارت‌های نیروی کار و بهبود فرصت‌های شغلی منجر گردد (انتشارات سازمان کشورهای توسعه‌یافته،

[1] Alharbi
[2] Alm and Melnik
[3] Myles

۲۰۱۹). مجرای دوم به تأثیر مالیات بر رفاه ازطریق بازده دارایی‌های پر ریسک اشاره دارد. مالیات ازطریق تأثیر بر میانگین بازده و واریانس دارایی‌های باعث می‌شود نگه‌داری دارایی‌های پر ریسک افزایش دارد که به نوبهٔ خود افزایش موجودی سرمایه و درنتیجه افزایش رشد و رفاه را درپی دارد (مایلز، ۲۰۰۰). مطابق مجرای سوم، مالیات با تأثیر بر نابرابری درآمد، رفاه را متأثر می‌سازد. مالیات علاوه‌بر این‌که ابزار مهمی به‌منظور تأمین مالی هزینه‌های عمومی دولت درنظر گرفته می‌شود، به‌عنوان یک عامل مهم برای توزیع عادلانهٔ درآمد نیز تلقی می‌گردد (لدیچ و همکاران[1]، ۲۰۲۳). اخذ مالیات –عموماً مالیات تصاعدی– می‌تواند به کاهش نابرابری درآمد و توزیع مجدد ثروت کمک کنند. درواقع، با اخذ مالیات تصاعدی افراد با درآمد بالاتر درصد بیشتری از درآمد خود را به‌عنوان مالیات پرداخت می‌کنند و این مالیات به خدمات و کمک‌های اجتماعی برای خانوارهای کم‌درآمد اختصاص می‌یابد؛ بنابراین، افزایش مالیات تصاعدی به افزایش رفاه می‌انجامد (استیگلیتز[2]، ۲۰۱۵).

دیدگاه دوم بیان می‌دارد مالیات با کاهش رفاه همراه است. تأثیر منفی مالیات بر رفاه براساس مجراهای مختلف بیان می‌شود. مطابق مجرای اول، افزایش مالیات بر سرمایه دارای تأثیر منفی قابل‌توجه بر انباشت سرمایه می‌باشد؛ درواقع، افزایش مالیات شرکت‌ها باعث افزایش هزینهٔ سرمایه و کاهش بازده پس از مالیات شرکت‌ها می‌گردد که پی‌آمد آن کاهش کارآیی در تخصیص منابع است. کاهش کارآیی تخصیص منابع نیز باعث کاهش انباشت سرمایه و کاهش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید می‌گردد؛ هم‌چنین، افزایش مالیات ازطریق کاهش فعالیت‌های کارآفرینانه سبب کاهش رشد بهره‌وری عوامل تولید می‌شود. کاهش انباشت سرمایه و رشد بهره‌وری عوامل تولید رشد اقتصادی و درنتیجه رفاه را کاهش می‌دهند (گچرت و هایمبرگر[3]، ۲۰۲۲). براساس مجرای دوم، وضع مالیات بر ثروت ازطریق انحراف پس‌انداز و مصرف سبب کاهش رشد و رفاه اقتصادی می‌شود (واتاوو و همکاران[4]، ۲۰۱۹). مجرای سوم نشان می‌دهد مالیات با تأثیر بر انتخاب فراغت–کار رفاه را متأثر می‌سازد؛ درواقع، مالیات بالا ممکن است موجب کاهش تمایل افراد به کار و افزایش فراغت شود. کاهش عرضه نیروی کار نیز کاهش رشد و رفاه را درپی دارد. درنهایت مالیات با انحراف منابع به‌سمت بخش‌های دارای بهره‌وری کمتر به کاهش رشد و رفاه می‌انجامد (ادودو و سیمون[5]، ۲۰۱۵).

دیدگاه سوم بیان می‌کند مالیات دارای تأثیر غیرخطی بر رفاه می‌باشد. به‌نحوی‌که مالیات بر سرمایه در کوتاه‌مدت به‌دلیل اثر منفی بر مصرف، رشد و رفاه را کاهش می‌دهد؛ اما در بلندمدت مالیات به افزایش تولید و رفاه می‌انجامد. مطابق مدل‌های رشد درون‌زای شومپیتری نیز رابطهٔ کوهانی‌شکلی بین نرخ مالیات شرکت‌ها و رشد و رفاه اقتصادی وجود دارد. نرخ پایین مالیات بر شرکت‌ها، نخست باعث افزایش سود پس از مالیات شرکت‌ها می‌شوند؛ اما، افزایش سود ناشی از نرخ پایین مالیات با افزایش رقابت بین بنگاه‌ها همراه می‌گردد. افزایش رقابت بین بنگاه‌ها از طریق افزایش هزینهٔ تحقیق و توسعه و هزینهٔ نیروی کار سبب کاهش رشد اقتصادی و به‌تبع آن کاهش رفاه خانوار می‌شود (گچرت و هایمبرگر، ۲۰۲۲).

---

[1] Ledić et al.
[2] Stiglitz & Rosengard
[3] Gechert & Heimberger
[4] Vatavu et al.
[5] Adudu & Simon

۲-۱-۲. مالیات دیجیتال و مالیات سبز

در گذشته، شرکت‌ها تأسیسات و تجهیزات فیزیکی خود را در کشوری که محل استقرار مصرف‌کنندگان آن‌ها بود ایجاد می‌کردند، درحالی‌که امروزه شرکت‌های دیجیتال یا پلتفرم‌ها، در رابطه با محل استقرار کسب و کارشان انعطاف‌پذیری بیشتری دارند و می‌توانند بدون نیاز به حضور فیزیکی تجهیزات، به‌راحتی و با استفاده از تعداد محدودی از مکان‌های تحت هدایت از راه دور، به بازارهای جغرافیایی مختلفی ازطریق پلتفرم‌های آنلاین دست‌پیدا کنند. امروزه به‌دلیل دیجیتالی‌سازی و پیشرفت‌های فناوری و پدیدار شدن زیرساخت‌هایی هم‌چون اینترنت، مدل‌های کسب و کار جدید، پویاتر بوده و روش‌هایی که شرکت‌ها به‌واسطهٔ آن فعالیت‌های جهانی خود را انجام می‌دهند، اساساً متحول شده است. شرکت‌های دیجیتال با اتکا به اقتصاد پلتفرمی، اثرات شبکه، مقیاس‌پذیری بدون نیاز به حجم فیزیکی، دارایی‌های نامشهود و داده‌های تولید شده توسط کاربران، ارزش‌های اقتصادی تولید می‌کنند. در چارچوب نظام مالیاتی بین‌المللی فعلی که در دههٔ ۱۹۲۰م. ایجاد و گسترش یافته، نحوهٔ دریافت مالیات از کسب و کارهای برون مرزی مبتنی‌بر مکان دارایی‌های فیزیکی، سرمایه و نیروی کار، منابع درآمدی و محل اقامت و سکونت مالیات‌دهندگان تعیین شده است[1]. اصول کلیدی این روش مبتنی بر دو قاعده است: ۱) قاعدهٔ Nexus برای تعیین صلاحیت دریافت مالیات از شرکت خارجی، ۲) قاعدهٔ تخصیص سود[2] براساس اصل فاصله. در بیشتر حوزه‌های قضایی، برای شرکت‌های کاملاً دیجیتالی، چارچوب مالیاتی سنتی همانند کسب و کارهای بازار داخلی آن کشور درنظر گرفته می‌شود. با این‌حال، به این‌دلیل که درآمد و سود بسیاری از این شرکت‌ها، منابع داخلی اندکی داشته و اغلب دارایی‌ها و نیروی کار آن‌ها در خارج از کشور قرار دارد، مشکلات مختلفی را در نحوهٔ مالیات‌گیری ایجاد نموده است. به‌دلیل این‌که چارچوب مالیاتی بین‌المللی موجود مبتنی‌بر Nexus براساس دارایی‌های فیزیکی بنانهاده شده است، بین کشورهای تولیدکننده و مصرف‌کنندهٔ ناهماهنگی ایجاد می‌شود؛ زیرا از شرکت‌های دیجیتال به‌واسطهٔ دارایی‌های فیزیکی مالیات اخذ می‌شود، ولی از مشارکت کاربران و دیتای تولید شده به‌واسطهٔ محصولات و خدمات دیجیتال، مالیاتی دریافت نمی‌شود. به‌علاوه، کسب و کارهای دیجیتال به‌شدت به دارایی‌های نامشهود و متحرک وابسته هستند که این دارایی‌ها (به‌عنوان مثال الگوریتم‌ها) می‌توانند در هرجایی در جهان واقع‌شوند و معمولاً فقط نیاز به شبکه‌ای دارند که باید برای دسترسی به آن‌ها ایجاد شود. درنتیجه ممکن است یک کسب‌وکار دیجیتال در یک حوزهٔ قضایی حضور اقتصادی قابل‌توجهی داشته باشد، درحالی‌که اکثر سود آن از دارایی‌ها و نیروی کاری تولید شود که در حوزهٔ قضایی متفاوتی قرار دارد؛ بنابراین از این روش، تحت چارچوب مالیاتی بین‌المللی و سیستم‌های مالیات بر درآمد کشور مصرف‌کننده، فقط مقدار نسبتاً کوچکی از سودهای جهانی شرکت چندملیتی کاملاً دیجیتالی‌شده، به کشور مصرف‌کننده مرتبط شده و قابلیت تعیین مالیات خواهد داشت.

ازسوی دیگر، محیط‌زیست به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ارکان توسعهٔ پایدار محسوب می‌شود و توسعهٔ بخش‌های صنعتی و کشاورزی، در کنار حفظ و بقای محیط‌زیست، ارزشمند بوده و معنا می‌یابد. به‌همین دلیل، از اوایل دههٔ ۹۰م. و با برگزاری کنفرانس ریودوژانیرو در برزیل، تفاهم‌نامه‌های بین‌المللی مختلفی در جهت حفاظت از محیط زیست به تصویب رسیده است. ایدهٔ گسترش پایه‌های مالیاتی براساس میزان آلایندگی، ابتدا توسط «پیگو» در

---

[1] گزارش پژوهشگاه ارتباطات و فن‌آوری اطلاعات (۱۴۰۲)

[2] Proft Allocation Rule

سال ۱۹۲۰م. مطرح گردید که به‌عنوان جریمه‌ای برای آسیب به محیط زیست درنظر گرفته شد و به «مالیات پیگویی» مشهور گردید. امروزه مالیات سبز، یکی از ارکان مهم مالیاتی در کشورهای توسعه‌یافته محسوب می‌گردد و شامل مالیات بر انتشار گازهای گلخانه‌ای، مالیات بر آلودگی هوا، مالیات بر سوخت‌های فسیلی و مالیات بر بسته‌بندی‌های غیرقابل بازیافت می‌شود. این مالیات، اختلاف بین قیمت‌های خصوصی و اجتماعی ناشی از آلایندگی را حذف می‌کند، به‌طوری‌که قیمت‌های بخش خصوصی به قیمت‌های اجتماعی نزدیک گردد (رحیمی و همکاران، ۱۴۰۱). سهم مالیات سبز در درآمدهای مالیاتی در کشورهای جهان متفاوت بوده است، وی در کشورهای حوزهٔ یورو و به‌طور متوسط، تا ۳/۵۴٪ از کل درآمدها مالیاتی دولت‌ها را در دههٔ گذشته شامل شده است (ایزدی و عباسیان، ۱۴۰۲). در اقتصاد ایران، در سال ۱۳۵۳هـ.ش. برای نخستین‌بار قانون حفاظت از محیط‌زیست به تصویب رسید و سپس در سال ۱۳۷۴ قانون مدیریت کاهش آلودگی هوا در صنایع و حمل‌ونقل شهری و بین‌شهری برقرار گردید و نهایتاً در سال ۱۳۸۳ مدیریت و کاهش پس‌آب‌های صنعتی و خانگی مطرح شد. مالیات سبز در بهترین حالت ۱٪ نرخ فروش و درآمد ناشی از تولید پس از کسر کامل هزینه‌ها می‌باشد. خلأ قانونی مالیات سبز در اقتصاد ایران زمانی بیش از پیش به‌چشم می‌خورد که براساس گزارش مشترک سازمان حفاظت از محیط‌زیست ایران و بانک جهانی، حدود ۴/۳٪ از محصول ناخالص ملی ایران در سال ۱۳۸۳، زیان‌های زیست‌محیطی بوده که معادل با ۸/۴ میلیارد دلار است (خیری و همکاران، ۱۳۹۷) و امروزه این میزان به مرز ۱۰٪ از تولید ناخاص ملی داخلی رسیده که توجه فراوان سیاست‌گذاران در این حوزه را می‌طلبد.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

الف) پژوهش‌های خارجی

«دوبریج» و همکاران[1] (۲۰۲۴) به بررسی کمّی و کیفی تأثیرات کاهش مالیات بر درآمد و رفاه مالی افراد می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که کاهش‌های بزرگ‌تر مالیات بر درآمد شخصی پس از قانون (کاهش مالیات و مشاغل) منجر به بهبودهای بیشتر در رفاه ذهنی آن شده است، به‌ویژه در افرادی که گزارش می‌کنند که به‌خوبی زندگی می‌کنند.

«محمد» و «تنگل» (۲۰۲۳) به بررسی رابطهٔ بین مالیات‌دهندگان و سیستم‌های مالیاتی می‌پردازند و به‌دنبال درک عواملی هستند که بر ادراکات افراد به‌عنوان یک خدمت یا یک بار مالیاتی تأثیر می‌گذارند. نتایج حاکی از آن است که که ادراکات مردم از مالیات تنها تحت‌تأثیر عوامل اقتصادی نیستند. بلکه تحت‌تأثیر جنبه‌های روان‌شناختی، ارتباطات دولتی و هنجارهای اجتماعی قرار دارند. نهایتاً آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که برای کاهش زیان رفاهی مالیات‌ها و افزایش رفاه و مطلوبیت خانوار سیاست‌های حمایتی در کنار سیاست‌های مالیاتی مدنظر قرار گیرد.

«اوریسادار» و «فسویهم[2] (۲۰۲۲) به بررسی تأثیر مالیات بر ارزش‌افزوده بر رشد اقتصادی در نیجریه در دوره‌های زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۴م. پرداختند. نتایج حاکی از آن است که مالیات بر ارزش‌افزودهٔ بالاتر از ۱۰٪ برای

[1] Dobridge et al.
[2] Orisadare and Fasoye

اقتصاد خطرناک است، درحالی‌که مالیات کمتر از آستانهٔ ۷.۵۹٪ به اقتصاد آسیب نمی‌رساند، بلکه رفاه مردم را بهبود می‌بخشد.

«نگویان» و همکاران[1] (۲۰۲۱) اثر تغییرات نرخ مالیات بر درآمد و مالیات بر مصرف را بر درآمد، مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی انگلستان طی بازهٔ ۲۰۰۳-۱۹۷۳م. بررسی کردند. یافته‌ها نشان‌می‌دهند در اثر کاهش نرخ مالیات بر درآمد به‌میزان ۱٪، تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بعد از گذشت یک فصل، ابتدا به میزان ۰/۷۸ و ۲/۷٪ افزایش می‌یابند؛ پس از چهار فصل افزایش تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به‌ترتیب به میزان ۱/۵ و ۴/۶٪ است. تأثیر ۱٪ کاهش مالیات بر درآمد بعد از گذشت یک فصل، در ابتدا به اندازهٔ ۱/۲٪ مصرف بخش خصوصی را افزایش می‌دهد که پس از چهار فصل بیشترین افزایش مصرف به اندازهٔ ۱/۶٪ می‌باشد. در مقابل، کاهش مالیات بر مصرف به‌میزان ۱٪ تأثیر اندک و ناچیزی بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

«اوغلو» و «توزون» (۲۰۲۰) با استفاده از مدل خودرگرسیونی با تاخیر توزیعی پانلی[2] به بررسی تأثیر مالیات‌ها بر توزیع درآمد در دورهٔ زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۲م. پرداختند. نتایج حاکی از آن است که افزایش سهم درآمدهای مالیاتی در تولید ناخالص داخلی باعث کاهش ضریب جینی به‌میزان۱۷/. می‌شود و هم‌چنین افزایش سهم درآمدهای مالیاتی نسبت به تولید ناخالص داخلی می‌تواند نابرابری درآمد را کاهش دهد. «ویمر» و همکاران (۲۰۲۰)[3] در مطالعهٔ خود به بررسی اثرات مستقیم برنامه‌های مالیاتی و انتقالی بر تغییرات در توزیع درآمد خانوارها در دورهٔ ۱۹۶۷م. زمانی ۱۹۶۷-۲۰۱۵م. پرداختند. نتایج حاکی از آن است که باوجود افزایش ضریب جینی، نابرابری در بخش پایینی توزیع درآمد (نسبت درصدی ۵۰ به ۱۰) طی این دوره کاهش‌یافته است، که این کاهش به‌دلیل افزایش در انتقالات غیرنقدی و انتقالات مبتنی‌بر مالیات است. کمک‌های غذایی و اعتبارهای مالیاتی بازپرداختی تقریباً تمامی رشد درآمد را در صدک پنجم و حدود نیمی از رشد درآمد را در صدک دهم از ۱۹۶۷ تا ۲۰۱۵م. به خود اختصاص داده‌اند. هم‌چنین، افزایش درآمدها در بخش‌های پایینی توزیع، به‌ویژه درمیان خانوارهای دارای فرزند متمرکز بوده است. در مقابل، تغییرات در توزیع درآمد برای خانوارهای بدون فرزند بسیار کمتر پیشرو و مترقی بوده است. «گواردینو و متلر (۲۰۲۰)[4] در مطالعهٔ خود به بررسی چگونگی تأثیر اطلاعات خاص سیاست‌ها بر نگرش‌های عمومی نسبت به «دولت رفاهی پنهان» ناشی از هزینه‌های مالیاتی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که یادگیری طراحی و دلایل اساسی هزینه‌های مالیاتی کلیدی معمولاً باعث افزایش حمایت عمومی از آن‌ها می‌شود؛ با این‌حال، وقتی افراد از آثار توزیعی دو سیاست که به نفع افراد با درآمد بالا هستند مطلع می‌شوند، حمایت آن‌ها از این سیاست‌ها به‌شدت کاهش می‌یابد. علاوه‌بر این، به‌نظر می‌رسد که اطلاعات خاص سیاست‌ها به افراد کمک می‌کند تا ترجیحات خود را با منافع مادی فوری خود هماهنگ کنند. یادگیری دربارهٔ شیب صعودی هزینه‌های مالیاتی، به‌ویژه باعث می‌شود که افراد با درآمد پایین و متوسط کمتر از این سیاست‌ها حمایت کنند. «اکونومیدس» و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از الگوی نسل‌های هم‌پوشان، تأثیر سیاست‌های مالیاتی را بر تغییرات رفاهی افراد در دو کشور ایالات متحده و

[1] Nguyen et al.
[2] Panel ARDL
[3] Wimer et al.
[4] Guardino and Mettler

سوئد مطالعه کردند. نتایج حاکی از آن است که در ایالات متحده با حرکت از یک نظام مالیات بر درآمد غیرخطی بهینهٔ مستقل از سن، به یک نظام مالیات بر درآمد غیرخطی وابسته به سن، رفاه جامعه ۲/۵ ٪ افزایش می‌یابد که بخشی از افزایش رفاه ناشی از اثرات انباشت سرمایه و بخشی دیگر به‌دلیل سازگاری محدودیت‌ها رخ می‌دهد. نتایج برای کشور سوئد نیز مشابه است با این تفاوت که افزایش رفاه ۳/۵ ٪ از کل تولید است.

«آلوز» و «آفونسو»[1] (۲۰۱۹) در مقالهٔ «بررسی ارتباط بین مالیات‌ها با مصرف و نابرابری درآمدی در بازهٔ زمانی ۱۹۸۰–۲۰۱۵ با استفاده از مدل پانل دیتا»، به بررسی حد آستانهٔ مالیات با توجه به سطوح مختلف نابرابری و مصرف در کشورهای توسعه‌یافته پرداخته و نتیجه می‌گیرند که افزایش مالیات بر شرکت‌ها، اگرچه ممکن است سطح مصرف کل را کاهش دهد، ولی می‌تواند نابرابری درآمدی را نیز کم کرده و درمجموع رفاه را افزایش دهد. «قیائی» و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویا تأثیر گسترش پایه‌های مالیاتی را بر رفاه بررسی کردند و نتیجه گرفتند که با اجرای سیاست مالیاتی بهینه با مشخصات کاهش معافیت‌ها و تکیه‌بر مالیات بر دارایی و کاهش نرخ مالیات شرکت‌ها، بار مالیاتی بهینه توزیع می‌شود و سبب کاهش نابرابری و افزایش رفاه می‌شود. «واتاوو» و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های کشورهای شرق و غرب اروپا طی دورهٔ ۲۰۱۵–۱۹۹۵م. ارتباط بین مالیات، رشد اقتصادی و رفاه را بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از رویکرد علیت گرنجر به این نتیجه رسیدند که افزایش مالیات‌ها بسته به سطح توسعهٔ انسانی می‌تواند به بهبود رفاه منجر می‌گردد. به‌نحوی‌که در کشورهای با شاخص توسعهٔ انسانی بالا، افزایش مالیات‌ها سبب افزایش رفاه می‌شود، ولی در کشورهای با شاخص توسعهٔ انسانی پایین، افزایش مالیات‌ها لزوماً رفاه را افزایش نمی‌دهد. «آیونوت» و «برزیانو»[2] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های پانل در دورهٔ زمانی ۲۰۱۸– ۲۰۰۳م. به بررسی تأثیر مالیات بر رشد اقتصادی و رفاه جمعیت می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که یک رابطهٔ مثبت مستقیم بین تمامی عناصر مالیاتی و تولید ناخالص داخلی به ازای هر نفر (به‌عنوان نماینده‌ای از رشد اقتصادی) وجود دارد که این رابطهٔ مثبت می‌تواند به‌عنوان دلیلی برای حمایت از این ادعا باشد که سیستم مالیاتی تصاعدی به تأمین عدالت اجتماعی کمک می‌کند. واتاوو و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های کشورهای شرق و غرب اروپا طی دورهٔ ۲۰۱۵–۱۹۹۵م. ارتباط بین مالیات، رشد اقتصادی و رفاه را بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از رویکرد علیت گرنجر به این نتیجه رسیدند که افزایش مالیات‌ها بسته به سطح توسعه انسانی می‌تواند به بهبود رفاه منجر می‌گردد. به‌نحوی‌که در کشورهای با شاخص توسعهٔ انسانی بالا، افزایش مالیات‌ها سبب افزایش رفاه می‌شود، ولی در کشورهای با شاخص توسعهٔ انسانی پایین، افزایش مالیات‌ها لزوماً رفاه را افزایش نمی‌دهد.

«فرر» و «گرجانی»[3] (۲۰۱۶) به بررسی رابطهٔ بین فرار مالیاتی و رفاه فردی می‌پردازند و از پرسش‌های ذهنی درمورد رضایت از زندگی در ۱۴ کشور اروپای مرکزی و شرقی استفاده می‌کند. نتایج حاکی از آن است که فرار مالیاتی با رضایت از زندگی افراد ارتباط منفی دارد. این رابطهٔ منفی تحت‌تأثیر نگرش مثبت نسبت به نهادهای رسمی مرتبط با مالیات و سطح بالای سرمایهٔ اجتماعی رسمی قرار دارد؛ هم‌چنین عوامل اجتماعی و نهادی در شکل‌گیری رابطهٔ بین فرار مالیاتی و رضایت از زندگی تأثیر دارند.

---

[1] Alves and Alfonso
[2] Ionut and Brezeanu
[3] Ferrer and Gerxhani

«النا» (۲۰۱۵) به بررسی یک‌سویه بودن روابط بین میزان مالیات‌های جمع‌آوری شده و رفاه شهروندان و چندوجهی بودن روابط بین مدیریت مالیاتی و رفاه می‌پردازد. نتایج حاکی است که مالیات‌های جمع‌آوری‌شده به دولت این امکان را می‌دهد تا توسعهٔ اجتماعی و اقتصادی را اجرا کند و سطح‌های مختلفی از رفاه اقتصادی، اجتماعی و عاطفی شهروندان را فراهم آورد. وجود این رابطهٔ مستقیم نشان می‌دهد هرچه میزان مالیات جمع‌آوری‌شده بیشتر باشد، سطح رفاه شهروندان نیز بالاتر است.

«انگل» و همکاران[1] (۱۹۹۹) به بررسی تأثیر مستقیم مالیات‌ها بر توزیع درآمد خانوارها در شیلی پرداختند و تأثیر تغییرات مختلف در ساختار مالیاتی را برآورد کردند. نتایج حاکی از آن است که توزیع درآمد قبل و بعد از مالیات تفاوت کمی دارد، به‌طوری‌که قبل و بعد از مالیات اندازهٔ ضریب جینی برابر ۰/۴۸۸ و ۰/۴۹۶ است. حتی تغییرات اساسی در ساختار مالیاتی، مانند افزایش مالیات بر ارزش افزوده از ۱۸٪ به ۲۵٪ یا جایگزینی یک مالیات ثابت ۲۰٪ به‌جای مالیات تصاعدی بر درآمد، تنها تأثیر جزئی بر توزیع درآمد پس از مالیات دارند. محاسبات نشان می‌دهد که امکان توزیع مستقیم درآمد ازطریق تصاعدی بودن سیستم مالیاتی محدود است.

ب) پژوهش‌های داخلی

مطالعات مختلفی در زمینهٔ تأثیر و کارآیی مالیات بر رفاه اقتصادی کشور انجام شده‌اند که در ادامه، مطالعاتی که با موضوع پژوهش از قرابت بیشتری برخوردار هستند، مرور می‌شوند.

«ایزدی» و «عباسیان» (۱۴۰۲) با استفاده از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا و طراحی الگوی سیاست مالی بهینه برای اقتصاد ایران تأثیر سیاست تغییر مالیات نیروی کار بر رفاه خانوار فقیر و ثروتمند را بررسی کردند. نتایج پژوهش در قالب مسئله رمزی نشان از تفاوت اثرگذاری تغییرات مالیات بر رفاه خانوارهای ثروتمند و فقیر در طی زمان دارد؛ به‌نحوی‌که در کوتاه‌مدت به‌دلیل افزایش هزینه‌های ناشی از مالیات رفاه خانوارها را کاهش می‌دهد، ولی در بلندمدت با افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی به افزایش رفاه خانوارها منجر می‌شود.

«خدابخشی» و «روستایی» (۱۴۰۱) با استفاده از الگوی اقتصادسنجی تعادل عمومی قابل محاسبه با روش ماتریس حسابداری اجتماعی و داده‌های دورهٔ زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰هش. به بررسی آثار رفاهی وضع مالیات غیرمستقیم بر دهک‌های مختلف درآمدی ایران در طی دو سناریو پرداختند؛ در سناریوی اول، مالیات یکسانی بر کالا و خدمات به استثنای محصولات کشاورزی با نرخ ۵٪ وضع شده است. در سناریوی دوم، مالیات بر مواد غذایی با نرخ صفر، مالیات بر برخی کالاهای لوکس (هتل و رستوران، فعالیت‌های تفریحی) با نرخ ۱۴٪ و بر بقیهٔ کالاها مالیات با همان نرخ ۵٪ لحاظ شده است. نتایج حاکی از آن است که در سناریو اول مالیات غیرمستقیم باعث کاهش رفاه خانوارهای کم‌درآمد شده است، اما در سناریو دوم باعث افزایش رفاه خانوارهای فقیر و کاهش رفاه خانوارهای ثروتمند می‌شود. هم‌چنین، تولید ناخالص داخلی در سناریو اول نسبت به سناریو دوم مقدار بیشتری داشته است.

«نادر» و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر برای اقتصاد ایران با به‌کارگیری داده‌های سال ۱۳۹۰هش. به مقایسهٔ شاخص‌های رفاهی برای پایه‌های مالیاتی مصرف و درآمد پرداختند. نتایج حاکی از آن است که با فرض ثبات کسری بودجهٔ دولت، حرکت از پایهٔ درآمدی به مصرفی باعث افزایش رفاه کل می‌شود؛

[1] Engel

اگرچه این افزایش رفاه به‌طور همگن بین دهک‌های درآمدی توزیع نشده است. درمجموع می‌توان گفت، در صورتی‌که سیاست‌های مالیاتی از درآمد به مصرف تغییر کند، آثار منفی آن در کوتاه‌مدت بر دهک‌های کم‌درآمد بزرگ‌تر است؛ بنابراین، لازم است به‌طور هم‌زمان پوشش تأمین اجتماعی برای دهک‌های کم‌درآمد گسترش یابد.

«ایزدخواستی» و همکاران (۱۴۰۰) در قالب الگوی رشد درون‌زای نئوکلاسیکی تأثیر مالیات تورمی بر رشد و رفاه کشور را بررسی کردند. یافته‌های حاصل از تحلیل حساسیت الگوی رشد نشان می‌دهند با افزایش مالیات تورمی، نسبت مصرف و رفاه به تولید ناخالص داخلی ثابت می‌ماند؛ ولی نیروی کار، ذخیرهٔ سرمایه و تولید افزایش می‌یابند.

«مکیان» و همکاران (۱۳۹۸) اثر تکانهٔ مالیات‌های مستقیم بر تولید ناخالص داخلی و تورم در ایران را در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که بروز یک شوک مالیات بر شرکت‌ها می‌تواند سبب کاهش ۰/۱۳٪ در تولید ناخالص داخلی و کاهش ۰/۰۱ واحد درصدی در تورم شود. درواقع، افزایش مالیات بر شرکت‌ها، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را تحت‌تأثیر قرار داده و سبب کاهش ۱/۵٪ در سرمایه‌گذاری می‌شود. هم‌چنین ایجاد یک شوک در مالیات بر درآمد نیروی کار به‌میزان یک انحراف معیار باعث می‌شود تولید ناخالص داخلی به‌میزان ۰/۰۰۷۴٪ کاهش‌یابد که دلیل آن در کاهش عرضهٔ نیروی کار می‌باشد. با بروز شوک مالیات بر درآمد، مقدار عرضهٔ نیروی کار ۰/۰۱۲٪ کاهش می‌یابد اثر شوک بر تولید ناخالص داخلی پس از ۱۰ دوره از بین می‌رود. در کوتاه‌مدت تورم به‌میزان ۰/۰۲۵٪ افزایش یافته و سپس کاهش‌یافته و در کمتر از یک‌سال به مقدار باثبات خود باز می‌گردد.

«آهنگری» و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی باز کوچک کینزی جدید به بررسی تأثیر وضع و اعمال مالیات سبز در اقتصاد ایران بر رشد اقتصادی و رفاه پرداختند. با توجه به لایحهٔ برنامهٔ ششم توسعه، چهار سناریو برای نرخ مالیات سبز درنظر گرفته شد که شامل نرخ مالیات نیم درصد، یک درصد، یک و نیم درصد و دو درصد می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که وضع مالیات سبز در قالب چهار سناریو گفته شده، تأثیر بسیار کمی بر رشد اقتصادی و تأثیر مثبت اندکی بر روی رفاه می‌گذارد.

«راغفر» و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده الگوی تعادل عمومی نسل‌های هم‌پوش تأثیر سیاست‌های مالیاتی اثرات رفاهی ناشی از آن را بر اقتصاد ایران بررسی کردند. یافته‌های پژوهش حاکی است تغییر از پایهٔ مالیاتی، مالیات بر درآمد سرمایه به مالیات بر مصرف رفاه افراد جامعه را به‌میزان ۶/۲٪ افزایش می‌دهد؛ هم‌چنین انتقال از پایهٔ مالیاتی، مالیات بر درآمد نیروی کار به مالیات بر مصرف نیز افزایش رفاه به‌میزان ۱۰٪ را درپی دارد.

«مهرآرا» و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای که در آن رابطهٔ بین توزیع درآمد و ساختار مالیاتی کشورهای منتخب را بررسی کرده‌اند، با استفاده از شاخص ضریب جینی برای سنجش رفاه و با روش حداقل مربعات معمولی به این نتیجه رسیدند که با افزایش مالیات‌های مستقیم، ضریب جینی کاهش و درنتیجه رفاه افزایش می‌یابد؛ ولی با افزایش مالیات‌های غیرمستقیم، ضریب جینی افزایش و درنتیجه رفاه کاهش می‌یابد. «صامتی» و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی که در آن تأثیر نرخ‌های بهینهٔ مالیات غیرمستقیم بر رفاه اجتماعی در ایران را بررسی کرده‌اند، به‌منظور محاسبهٔ هزینهٔ نهایی رفاه اجتماعی (با لحاظ شاخص رفاه اجتماعی ساموئلسون–برگسون که تابعی از مطلوبیت غیرمستقیم افراد است)، کشش‌های قیمتی و متقاطع کالاها و همچنین نرخ‌های بهینهٔ مالیات بر کالاها و خدمات

را برای خانوارهای شهری ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۵هش. با مدل رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط محاسبه و دریافتند درمورد گروه‌های کالایی که یارانه به آن‌ها تعلق می‌گیرد، کاهش یارانه و درمورد سایر گروه‌های کالایی افزایش مالیات سبب کاهش مصرف سرانه و درنتیجه کاهش رفاه اجتماعی می‌شود.

«مجتهد» و «احمدیان» (۱۳۸۶) با استفاده از مدل فلمینگ به بررسی این موضوع که کدام نظام مالیاتی برای اقتصاد ایران مناسب است پرداختند. نتایج حاکی از آن است که که نظام مالیات بر مصرف ثبات بیشتری در متغیرهای هدف شاخص قیمت‌ها، شاخص دستمزدها، رفاه خانوار و واردات ایجاد می‌نماید.

«جهرمی» (۱۳۷۳) با استفاده از تابع رفاه اجتماعی ساموئلسون-برگسون که تابعی از مطلوبیت غیرمستقیم تک‌تک افراد جامعه است؛ به بررسی اثرات توزیعی مالیات‌های غیرمستقیم با تکیه‌بر محاسبهٔ هزینهٔ نهایی رفاه ناشی از اعمال مالیات غیرمستقیم پرداخت. نتایج حاکی از آن است که اعمال مالیات‌ها روی گروه‌های کالایی خوراکی‌ها، حمل‌ونقل، بهداشت و مسکن که مصرف عمومی دارند، نسبت به سایر گروه‌های کالایی باعث هزینهٔ رفاهی بالاتر می‌شود.

بررسی پیشینهٔ پژوهش حاکی است که مطالعات صورت‌گرفته نتایج متفاوتی در زمینهٔ تأثیر مالیات بر رفاه گرفته‌اند که علت تفاوت یافته‌ها، به تفاوت پایهٔ مالیات، نرخ مالیات، دورهٔ مورد بررسی و الگوی مورداستفاده برمی‌گردد. پژوهش‌های صورت‌گرفته در زمینهٔ تأثیر مالیات بر رشد و رفاه اقتصادی کشورها، نتایج متفاوتی را ارائه کرده‌اند؛ به‌طوری‌که برخی تأثیر مالیات بر رشد و توسعهٔ اقتصادی منفی ارزیابی می‌کنند (لی و گوردون[1]، ۲۰۰۵؛ آنجلوپلوس و همکاران[2]، ۲۰۰۷) و در مقابل برخی مطالعات به آثار مثبت مالیات‌ها بر رشد اقتصادی دلالت دارند (پادووانو و گالی[3]، ۲۰۰۱؛ پیکتی و همکاران[4]، ۲۰۱۱). در مطالعات داخل کشور نیز نتایج پژوهش «مهرآرا» و همکاران (۱۳۹۴) نشان می‌دهد با افزایش مالیات‌های مستقیم، ضریب جینی کاهش و درنتیجه رفاه افزایش می‌یابد؛ ولی با افزایش مالیات‌های غیرمستقیم، ضریب جینی افزایش و درنتیجه رفاه کاهش می‌یابد. در مقابل، یافته‌های «خانزادی» و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از شاخص سرمایهٔ انسانی برای اندازه‌گیری رفاه، نشان می‌دهد با افزایش مالیات‌های غیرمستقیم شاخص HDI افزایش و درنتیجه رفاه افزایش می‌یابد، ولی با افزایش مالیات‌های مستقیم شاخص HDI کاهش و به تبع آن رفاه کاهش می‌یابد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

چارچوب اصلی الگوی پژوهش از برگرفته از مقالات «غیائی» و همکاران (۲۰۱۹) و «سیمز» و همکاران (۲۰۱۸) و الهام از برخی مقالات داخلی مثل «مکیان» و همکاران (۱۳۹۸) و «برومند» و همکاران (۱۳۹۸) است. در الگوی پژوهش متناسب با شواهد تجربی ایران و همچنین پایه‌های مالیاتی موجود در قوانین مالیاتی کشور چهار نوع خانوار، شامل: خانوار خود اشتغال (شامل: مشاغل آزاد)، خانوار حقوق بگیر (شامل: کارکنان کارخانجات و شرکت‌ها و ادارات)، خانوار ساکن روستا (شاغلین بخش کشاورزی) و خانوار کارآفرین (شامل: صاحبان املاک، کارخانجات،

[1] Lee & Gordon
[2] Angelopoulos et al.
[3] Padovano & Gali
[4] Piketti et al.

کارگاه‌ها و شرکت‌ها) درنظر گرفته می‌شود. دولت ازطریق جمع‌آوری مالیات، انتشار اوراق مشارکت، و درآمدهای نفتی مخارج خود را که شامل مخارج جاری، عمرانی و یارانه‌ها هستند را پوشش می‌دهد. مالیات شامل مالیات بر ارزش‌افزوده، مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی، مالیات بر حقوق و دستمزد، مالیات بر املاک و مستغلات، مالیات بر اجاره و مالیات بر سود شرکت‌ها است. در این ساختار، تأثیر تکانهٔ مالیاتی در بخش‌های مختلف اقتصاد بررسی می‌شود. توابع عموماً از مقالهٔ غیایی و همکاران (۲۰۱۹) اقتباس گردیده و عندالزوم به نسبت شرایط ایران تغییراتی در آن داده شده که از مقالات مکیان و همکاران، ۱۳۹۸ و برومند و همکاران، ۱۳۹۸ استفاده و هرکدام در جای خود ذکر گردیده است. بر این‌اساس تابع مطلوبیتی برای خانوار تعریف گردیده که شامل مصرف کالاها و خدمات و مسکن و فراغت می‌باشد. مطلوبیت خانوارها تابعی از مصرف کالاها و خدمات، مسکن (h) و فراغت $(1-l)$ است. سبد مصرفی از سه بخش مواد غذایی (c^f)، کالاها و خدمات رسمی (c^m) و خدمات غیر رسمی (c^s) تشکیل می‌شود.

$$u_i = \varphi_f^i lnc_t^{if} + \varphi_s^i lnc_t^{is} + \varphi_m^i lnc_t^{im} + \varphi_h^i lnh_t^i + \varphi_l^i \ln(1-l_t^i) \qquad (۱)$$

که در آن $i = I, M, R, E$ به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ خانوارها در بخش غیررسمی (خوداشتغال)، در بخش رسمی (حقوق‌بگیر)، در بخش روستایی و در بخش کارآفرینی را نشان می‌دهد. φ_j^i نیز اهمیت نسبی کالاهای مصرفی، مسکن و فراغت را در تابع مطلوبیت نشان می‌دهد. مسئله هر یک از خانوارها حداکثر کردن مطلوبیت خود در طول زمان است:

$$\max E \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta_i^{\tau-t} [\varphi_f^i lnc_t^{if} + \varphi_s^i lnc_t^{is} + \varphi_m^i lnc_t^{im} + \varphi_h^i lnh_t^i + \varphi_l^i \ln(1-l_t^i)] \qquad (۲)$$

در معادلهٔ فوق، β نشان‌دهندهٔ نرخ تنزیل اجتماعی است.

۳-۱. کارگران بخش غیررسمی (خود اشتغال)

کارگران بخش غیررسمی با ویژگی خوداشتغالی در یک بازار رقابتی کار می‌کنند؛ در بخش شهری زندگی می‌کنند مسکن را از کارآفرینان اجاره می‌کنند. قید بودجهٔ کارگران بخش غیررسمی به‌صورت (۳) است:

$$(1+\tau_t^f)p_t^f c_t^{If} + (1+\tau_t^m)p_t^m c_t^{Im} + (1+\tau_t^s)p_t^s c_t^{Is} + p_t^r h_t^I = (1-\xi\tau_t^{Iw})w_t^I l_t^I + \Gamma_t^I \qquad (۳)$$

که در آن c^I مصرف و p^{i} نشانگر قیمت مواد غذایی، کالاهای ساخته شده و خدمات است $(i = f, m, s)$؛ h^I مسکن اجاره‌ای و p^r قیمت اجارهٔ مسکن است که در یک بازار رقابتی مسکن تعیین می‌شوند. فرض بر این است در تعادل عرضهٔ مسکن توسط کارآفرینان با تقاضای آن توسط کارگران بخش غیررسمی برابر است. تولید خدمات در این بخش کاربر است؛ هزینهٔ یک واحد نیروی کار به عدد ثابت بهره‌وری z^I و قیمت خدمات در بازار p_t^s بستگی دارد؛ بنابراین $p_t^s z^I = w_t^I$ است؛ Γ_t^I نیز یارانهٔ پرداختی دولت به کارگران بخش غیررسمی است. میزان تولید نیز به ساعاتی بستگی دارد که نیروی‌کار به کار کردن اختصاص می‌دهد؛ یعنی $Y_t^s = \mu_s l_t^I z^I$ است.

۳-۲. مالیات در بخش غیررسمی

مالیاتی که کارگران بخش غیررسمی به دولت پرداخت می‌کنند شامل مالیات بر ارزش افزوده و مالیات بر درآمد است که اولی در زمانی رخ می‌دهد که کارگران کالاها و خدمات موردنیاز خود را از بازار می‌خرند؛ یعنی با نرخ‌های مالیات τ^f، τ^m و τ^s مواجه می‌شوند؛ و دومی با نرخ τ_t^{Iw} بر درآمد آن‌ها وضع می‌شود و فرض می‌شود کارایی دولت در جمع‌آوری مالیات از شاغلین غیررسمی دارای نرخ ξ است که می‌تواند مقادیر صفر تا یک را اختیار کند. هرچه‌قدر میزان ξ بالاتر باشد، دولت مالیات بر درآمد بیشتری را از این بازار غیررسمی جمع‌آوری می‌کند. به‌بیان دیگر، وقتی ξ برابر صفر است، فرار مالیاتی وجود دارد و زمانی‌که ξ عدد یک را اختیار می‌کند، نرخ مالیات بر درآمد برای شاغلان بخش غیررسمی برابر τ_t^{Iw} است. درنهایت فرض می‌شود کارگران بخش غیررسمی تمام درآمد خود را یا مصرف می‌کنند و یا به هزینهٔ اجارهٔ مسکن اختصاص می‌دهند؛ بنابراین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری ندارند.

۳-۳. کارگران بخش رسمی (حقوق بگیر)

کارگران بخش رسمی تحت مدیریت کارآفرینان به تولید رسمی اقتصاد مشغول هستند؛ بنابراین، خانوارهای این بخش نیروی کار موردنیاز کارآفرینان را تأمین می‌کنند؛ در مناطق شهری زندگی می‌کنند؛ همچنین مسکن را می‌خرند یا می‌فروشند. بنگاه‌ها با قیمت p^r اجاره پرداخت می‌کنند؛ قیمت اجاره و میزان تقاضای آن h^m در یک بازار رقابتی تعیین می‌شود. فرض می‌شود در تعادل، عرضهٔ خانه‌های اجاره‌ای توسط مالکان با تقاضای آن برابر است. نهایتاً، فرض می‌شود شاغلان کل درآمد خود را به مصرف و اجاره تخصیص می‌دهند.

۳-۴. مالیات در بخش رسمی اقتصاد

کارگران بخش رسمی مالیات می‌پردازند؛ انواع مالیاتی که در اقتصاد با آن روبه‌رو هستند، شامل: مالیات بر ارزش‌افزوده –غیرمستقیم– در زمان خرید کالاها و خدمات با نرخ‌های τ^f، τ^m و τ^s، مالیات بر درآمد τ_t^{MW} و مالیات بر دارایی τ_t^h است؛ بنابراین، قید بودجهٔ کارگران بخش رسمی به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\begin{aligned}(1+\tau_t^f)p_t^f c_t^{Mf} + (1+\tau_t^m)p_t^m c_t^{Mm} + (1+\tau_t^s)p_t^s c_t^{Ms} \\ + p_t^h(h_t^M - (1-\tau_t^h)h_{t-1}^M) \\ = (1-\tau_t^{MW})w_t^M l_t^M + \Gamma_t^M + AC_t^M\end{aligned} \quad (۴)$$

که در آن c_t^{Mi} مصرف کارگران بخش رسمی است که در آن $i = f, m, s$ به‌ترتیب مصرف کارگران بخش رسمی برای غذا، کالاها و خدمات است؛ h_t^M مسکن کارگران بخش رسمی، p_t^h قیمت مسکن، l_t^M ساعات کار نیروی کار و Γ_t^M پرداخت‌های انتقالی دولت به کارگران است. همچنین، فرض می‌شود هزینه‌های تعدیل در بازار مسکن که باعث چسبندگی در بازار مسکن می‌شود از یک تابع درجهٔ دو پیروی می‌کند و توسط AC_t^M ازطریق تابع زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$AC_t^M = \left(\frac{\psi_h}{2}\right) p_t^h \left(\frac{h_t^M - h_{t-1}^M}{\bar{h}^M}\right)^2 \quad (۵)$$

۳-۵. کارگران بخش روستایی

خانوارهای بخش روستایی، در روستا زندگی می‌کنند؛ مالک مسکن خود هستند، ولی برروی زمین‌های متعلق به مالکین –کارآفرینان– کار می‌کنند و در ازای کار برروی زمین و تولید محصولات غذایی دستمزد دریافت می‌کنند؛ هم‌چنین، فرض می‌شود چسبندگی و محدودیت برای جابه‌جایی جمعیت روستایی و شهری وجود دارد و باعث می‌شود، به‌دلیل وجود تفاوت دستمزد و نرخ اجاره مسکن، مهاجرت بین روستا و شهر وجود نداشته باشد، به‌طوری‌که سهم جمعیت روستاییان و شهرنشینان در الگو ثابت باشد؛ خانوارهای بخش روستایی تمام درآمد خود را مصرف می‌کنند؛ به‌دلیل وجود فقر و سطح پایین درآمدی، دولت برنامهٔ حمایتی خود را در قالب اعطای بسته‌های معیشتی اجرا می‌کند.

۳-۶. مالیات در بخش روستایی

با توجه به وضعیت مناطق روستایی، خانه‌های روستایی نسبت به خانه‌های شهری دارای قیمت بسیار پایین‌تری است؛ بنابراین روستاییان از پرداخت مالیات بر مستغلات معاف هستند؛ هم‌چنین، خانوارهای روستایی کل درآمد خود را مصرف می‌کنند، پس از پرداخت مالیات بر درآمد نیز معاف هستند؛ از این‌رو، تنها مالیاتی که پرداخت می‌کنند، مالیات بر ارزش‌افزوده است. با این توضیحات، قید بودجهٔ خانوارهای روستایی به‌صورت زیر است.

$$(1+\tau_t^f-\sigma_R)p_t^f c_t^{Rf}+(1+\tau_t^m)p_t^m c_t^{Rm}+(1+\tau_t^s)p_t^s c_t^{Rs}=(1-\tau_t^{Rw})w_t^R l_t^R+\Gamma_t^R \quad (۶)$$

که در آن c_t^{Ri} مصرف مواد غذایی، کالاها و خدمات است؛ w_t^R دستمزد دریافتی کارگران در بازار نیروی‌کار و Γ_t^R یارانهٔ پرداختی به خانوار روستایی و τ_t^{Rw} نرخ مالیات بر درآمد بخش کشاورزی است که در شرایط اولیه برابر صفر است. σ_R نشانگر بستهٔ معیشتی (پرداخت غیرمستقیم یارانه‌های دولت به بخش روستایی ازطریق کوپن و سهمیهٔ سبد مصرفی برای کمک به خانوارهای کم‌درآمد و تأمین حداقل معیشت آن‌ها است که نقش یک متغیر سیاستی را دارد) اعطایی به روستائیان است.

۳-۷. کارآفرینان

کارآفرینان مالکان صنایع، زمین‌های کشاورزی در مناطق روستایی، بنگاه‌های تولیدی مستقر در مناطق شهری و منازل مسکونی اجاره‌ای در بخش شهری هستند. مواد غذایی در مناطق روستایی (با ترکیب سرمایهٔ مالکان و نیروی‌کار روستائیان) و کالاها و خدمات در مناطق شهری (با ترکیب سرمایهٔ مالکان و نیروی‌کار حقوق بگیران) تولید می‌شود. فناوری تولید براساس یک تابع تولید کاب داگلاس ارتباط بین عوامل تولید و محصول را منعکس می‌سازد؛ از این‌رو تولید مواد غذایی Y_t^f با تکنولوژی زیر معرفی می‌شود:

$$Y_t^f=\mu_E z^F L_t^{\alpha_F}(n_t^F)^{1-\alpha_F} \quad (۷)$$

که در آن μ_E سهم عامل کارآفرین در تولید مواد غذایی، z^F بهره‌وری تولید، $L_t^{\alpha_F}$ زمین مورداستفاده برای تولید غذا، n_t^F نیروی کار بخش روستایی است؛ همچنین α_F و $1-\alpha_F$ به‌ترتیب سهم زمین و نیروی‌کار را در تولید مواد غذایی نشان می‌دهند. کارآفرینان در نقطهٔ بهینه برای تخصیص منابع جهت تولید غذا تصمیم می‌گیرند. طبق

فرض استفاده از زمین برای تولید غذا مستلزم هزینه‌های باقی‌مانده‌ای است که توسط کارآفرینان تأمین می‌شود. تولید کالاها و خدمات در بخش کارآفرین نیز با تکنولوژی زیر صورت می‌گیرد:

$$Y_t^m = \mu_E z^E k_{t-1}^{\alpha_E} (n_t^E)^{1-\alpha_E} \quad (۸)$$

که در آن، z^E تکنولوژی تولید، n_t^E نیروی‌کار استخدام‌شده توسط کارآفرینان از بخش رسمی و k_{t-1}^E میزان سرمایهٔ مؤثر در تولید را منعکس می‌کنند؛ هم‌چنین، α_E و $1-\alpha_E$ سهم سرمایه و نیروی‌کار را در تولید نشان می‌دهند. کارآفرینان مالک واحدهای تولیدی هستند؛ لذا تأمین مالی سرمایه‌گذاری در واحدهای تولید مواد غذایی و تولید کالاها و خدمات را خود انجام می‌دهند. انباشت سرمایه در این بخش براساس تابع زیر صورت می‌گیرد:

$$i_t^k = k_t - (1-\delta_k)k_{t-1} \quad (۹)$$

که در آن، δ_k نرخ استهلاک و i_t^k سرمایه‌گذاری ناخالص است. هم‌چنین، کارآفرینان مازاد درآمد خود را در قالب اوراق مشارکت دولتی پس‌انداز می‌کنند.

۳-۸. مالیات کارآفرینان

درآمد بخش کارآفرینان شامل سود فعالیت بنگاه‌های فعال در بخش کشاورزی π_t^F و بخش بنگاه‌های فعال در بخش تولید کالاها و خدمات π_t^E، اجارهٔ دریافتی از خانوارهای بخش غیررسمی و بهرهٔ دریافتی بابت خرید اوراق مشارکت است. کارآفرینان در جامعه با چهار نوع مالیات روبه‌رو هستند؛ مالیات بر سود بنگاه، به‌طوری‌که در بخش کشاورزی با نرخ τ_t^{Fw} و در بخش تولید کالاها و خدمات با نرخ مالیات τ_t^{Ew} مواجه هستند؛ مالیات بر درآمد که از محل اجارهٔ دریافتی با نرخ τ_t^h و از محل عایدی اوراق مشارکت دولتی با نرخ τ_t^b مواجه هستند؛ مالیات بر ارزش‌افزوده که همانند سایر افراد جامعه از محل خرید مواد غذایی و کالاها و خدمات با نرخ‌های τ_t^f، τ_t^m و τ_t^s است؛ و درنهایت مالیات بر مستغلات و املاک را با نرخ τ_t^h پرداخت می‌کنند؛ بنابراین، قید بودجهٔ خانوارهای کارآفرین عبارت است از:

$$\begin{aligned}(1+\tau_t^f)p_t^f c_t^{Ef} + (1+\tau_t^m)p_t^m c_t^{Em} + (1+\tau_t^s)p_t^s c_t^{Es} \\ + p_t^h(h_t^E - (1-\tau_t^h)h_{t-1}^E) \\ + p_t^h(h_t^r - (1-\tau_t^h)h_{t-1}^r) + p_t^k i_t^k + b_{t+1} + \delta_L L_t \\ = (1-\tau_t^{Fw})\pi_t^F + (1-\tau_t^{Ew})\pi_t^E + (1-\tau_t^r)p_t^r h_t^r \\ + (1+r_{t-1}(1-\tau_t^b))b_t + \Gamma_t^E + AC_t^E\end{aligned} \quad (۱۰)$$

کارآفرینان می‌توانند منازل مسکونی را خرید و فروش h_t^E کنند و مسکن را به خانوار بخش غیررسمی اجاره می‌دهند h_t^r و به نرخ p_t^r اجاره دریافت می‌کنند؛ از آنجا که عرضهٔ زمین ثابت است، میزان دارایی کارآفرینان برای زمین ثابت است؛ بنابراین، تصمیم کارافرینان برای انتخاب زمین زیرکشت، به هزینهٔ کشت ($\delta_L L_t$) بستگی دارد؛ b_t اوراق قرضهٔ دولتی با نرخ عایدی r_t می‌باشد؛ Γ_t^E یارانهٔ پرداختی دولت است. هم‌چنین،کارآفرینان برای جابه‌جا کردن دارایی مسکن خود با سرمایه، با هزینه‌های تعدیل داخلی AC_t^E روبه‌رو هستند؛ که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$AC_t^E = \left(\frac{\psi_h}{2}\right) p_t^h \left(\frac{h_t^E - h_{t-1}^E}{\bar{h}^E}\right)^2 + \left(\frac{\psi_h}{2}\right) p_t^h \left(\frac{h_t^r - h_{t-1}^r}{\bar{h}^r}\right)^2 + \left(\frac{\psi_k}{2}\right) p_t^k \left(\frac{k_t - k_{t-1}}{k}\right)^2 \quad (۱۱)$$

۳-۹. مقام پولی دولت

دولت درآمدهای مالیاتی را جمع‌آوری و در مقابل، هزینهٔ مخارج جاری و عمرانی را تأمین و به خانوارها یارانه اعطا می‌کند. محدودیت بودجهٔ دولت در اقتصاد به شکل زیر می‌باشد:

$$T_t + B_{t+1} + Gr + \psi O_t = g_t + (1 + r_{t-1})B_t + \Gamma_t + A_t \quad (۱۲)$$

که در آن، T_t کل درآمد مالیاتی، B_t کل اوراق مشارکت دولت و g_t مخارج دولت است که فرض می‌شود مخارج دولت از یک فرآیند خودرگرسیو مرتبهٔ اول پیروی می‌کند:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + (1 - \rho_g)\bar{g} \quad (۱۳)$$

Γ_t^i یارانهٔ پرداختی اقتصاد به هر بخش از خانوارها است و به‌صورت تابعی از تولید کل اقتصاد درنظر گرفته می‌شود:

$$\Gamma_t^i = \gamma_i Y_t \quad i = S, M, R, E \quad (۱۴)$$

γ_i سهم یارانهٔ هر بخش از تولید است؛ بنابراین، کل یارانه پرداختی Γ_t در اقتصاد از جمع یارانهٔ پرداخت شده به هر بخش از خانوارها (کارگران هر بخش) به‌دست می‌آید:

$$\Gamma_t = \mu_S \Gamma_t^I + \mu_M \Gamma_t^M + \mu_R \Gamma_t^R + \mu_E \Gamma_t^E \quad (۱۵)$$

A_t یارانهٔ معیشتی روستاییان است که بابت مواد غذایی پرداخت می‌شود و توسط رابطهٔ زیر تعریف می‌شود:

$$A_t = \sigma_R \mu_R p_t^f c^{Rf} \quad (۱۶)$$

که در آن، μ_R سهم خانوارهای روستایی در جمعیت اقتصاد، p_t^f قیمت مواد غذایی و c^{Rf} مصرف مواد غذایی توسط خانوارهای روستایی را نشان می‌دهد. هم‌چنین، O_t درآمد حاصل از فروش نفت است و ψ سهمی از درآمد نفت است که دولت برای تأمین هزینه‌های خود از محل عواید نفتی تأمین مالی می‌کند. از آنجایی‌که جریان تولید نفت متکی به ذخایر نفتی، وضعیت تحریم‌ها، قیمت و سایر عوامل مؤثر بر آن به‌صورت برون‌زا می‌باشد، در این پژوهش درآمدهای دولت به‌صورت برون‌زا درنظر گرفته می‌شود و فرض می‌شود از فرآیند خودرگرسیون مرتبهٔ اول به‌شکل زیر تبعیت می‌کند:

$$O_t = \rho_O O_{t-1} + (1 - \rho_O)\bar{O} \quad (۲)$$

کل مالیات در این اقتصاد حاصل جمع مالیات دریافتی از چهار بخش تعریف شده است:

$$T_t = \tau_t^f p_t^f C_t^f + \tau_t^m p_t^m C_t^m + \tau_t^s p_t^s C_t^s + p_t^h \tau_t^h H_{t-1} + \tau_t^b r_{t-1} B_{t-1} + \tau_t^r p_t^r \mu_E h_t^r + \xi \tau_t^{Iw} w_t^I + \tau_t^{Mw} W_t^I + \tau_t^{Rw} W_t^R + \tau_t^{Fw} \Pi_t^F + \tau_t^{Ew} \Pi_t^E \quad (۱۸)$$

در رابطهٔ فوق، C_t^i مصرف مواد غذایی، کالاهای تولید نهایی و خدمات را نشان می‌دهد که توسط خانوارهای چهار بخش خود اشتغال (غیررسمی)، حقوق بگیر (رسمی)، روستایی (کشاورزی) و کارآفرین تولید شده‌اند:

$$C^i = \mu_S c_t^{Si} + \mu_M c_t^{Mi} + \mu_R c_t^{Ri} + \mu_E c_t^{Ei} \quad i = f, m, s \quad (۱۹)$$

H نیز تعداد منازل مسکونی (عرضه مسکن) است که در سه بخش کارآفرینی، رسمی و غیررسمی با توجه به سهم هر نوع خانوار از جمعیت اقتصاد μ_i به‌صورت زیر تقاضا می‌شود:

$$H_t = \mu_S h_t^I + \mu_M h_t^M + \mu_E h_t^E \quad (۲۰)$$

که در آن عرضهٔ مسکن در اقتصاد برحسب یک نرمالایز می‌شود؛ یعنی $H = 1$.

W_t^i دستمزد کارگران در بخش‌های غیررسمی، تولیدی(رسمی) و روستایی است که توسط رابطهٔ زیر معرفی می‌شود:

$$W_t^i = \mu_i l_t^i w_t^i \quad i = I, M, R \quad (۲۱)$$

Π_t^F و Π_t^E نیز به‌ترتیب کل سود بنگاه‌های فعال در بخش کشاورزی و کل سود بنگاه‌های فعال در بخش تولیدی (رسمی) را نشان می‌دهند و به‌صورت روابط زیر تعریف می‌شوند:

$$\Pi_t^F = \mu_E \pi_t^F \quad (۲۲)$$

$$\Pi_t^E = \mu_E \pi_t^E \quad (۲۳)$$

درنهایت، کل اوراق مشارکت دولت B_t به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$B_t = \mu_E b_t \quad (۲۴)$$

۳-۱۰. تسویهٔ بازار

شرط تسویهٔ اقتصاد به‌معنای برابری نیروهای عرضه و تقاضا در سه بازار کالاها و خدمات، بازار نیروی‌کار و بازار مسکن است. در بخش کالاها و خدمات، مصرف (تقاضا) مواد غذایی با تولید (عرضه) آن برابر است؛ لذا:

$$Y_t^f = \mu_E z^F L^{\alpha_F} (n_t^F)^{1-\alpha_F} = C_t^f \quad (۲۵)$$

در بخش خدمات، تقاضای خدمات با عرضهٔ خدمات (تولید) برابر است:

$$Y_t^s = \mu_S l_t^I z^I = C_t^s \quad (۲۶)$$

در بخش رسمی نیز تقاضای کالاها با تولید کالاها برابر است:

$$Y_t^m = \mu_E z^E k_{t-1}^{\alpha_E} (n_t^E)^{1-\alpha_E} = C_t^m + \mu_E i_t + g_t \quad (۲۷)$$

تولید ناخالص داخلی نیز از مجموع ارزش تولید مواد غذایی، کالاها و خدمات ایجاد می‌شود:

$$Y_t = p_t^f Y_t^f + p_t^m Y_t^m + p_t^s Y_t^s \quad (۲۸)$$

شرایط تسویهٔ بازار کار در بخش کشاورزی از برابری عرضهٔ نیروی‌کار و تقاضای نیروی‌کار در این بخش حاصل می‌شود:

$$\mu_E n_t^F = \mu_R l_t^R \quad (۲۹)$$

به‌طور مشابه شرط تسویهٔ بازار کار در بخش رسمی و تولید کالا به‌صورت زیر درنظر گرفته می‌شود:

$$\mu_E n_t^E = \mu_M l_t^M \quad (۳۰)$$

شرط تسویه در بازار اجاره مسکن به‌صورت برابری تقاضا و عرضهٔ منازل اجاره‌ای به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mu_E h_t^r = \mu_S h_t^I \quad (۳۱)$$

شرط تسویهٔ بازار سرمایه در اقتصاد عبارت است از:

$$K_t = \mu_E k_t \quad (۳۲)$$

٤. یافته‌های پژوهش

یکی از موارد مهم به‌کار گیری مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، مربوط به پارامتریزه کردن آن‌ها با استفاده از آمارهای اقتصادی است. دو روش مقداردهی و تخمین برای پارامتریزه کردن وجود دارد که برای تخمین نیز روش‌های مختلفی ابداع گردیده است. در بسیاری از موارد و باتوجه به مطالعات زیادی که درخصوص مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی انجام شده است، محقق می‌تواند از مقادیر پارامترهای پژوهش‌های دیگر استفاده کند (مکیان و همکاران، ۱۳۹۸؛ برومند و همکاران، ۱۳۹۸). از آنجایی‌که در سنوات گذشته مطالعات زیادی در این‌زمینه در کشورمان صورت‌گرفته مقادیر پارامترها از مقالات مکیان و همکاران، ۱۳۹۸، برومند و همکاران، ۱۳۹۸ و غیائی و همکاران، ۲۰۱۹ اقتباس گردیده است.

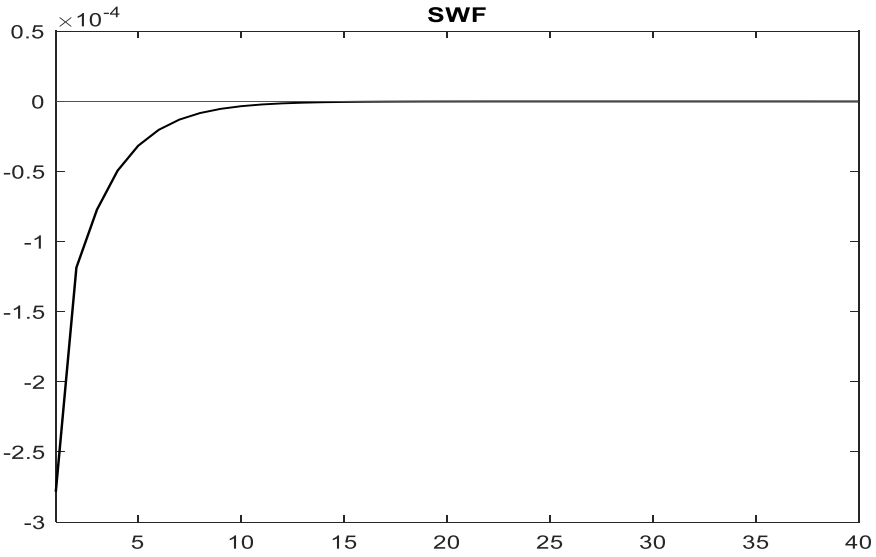
جدول ۱: پارامتردهی ضرایب و پارامترهای الگوی پژوهش (غیایی و همکاران، ۲۰۱۹؛ مکیان و همکاران، ۱۳۹۸؛ برومند و همکاران، ۱۳۹۸).

Tab. 1: Parameterization of research model coefficients and parameters (Ghiyaei et al., 2019; Makian et al., 2019; Boroumand et al., 2019).

نماد پارامتر	مقدار پارامتر	نماد پارامتر	مقدار پارامتر	نماد پارامتر	مقدار پارامتر
φ_f^I	۰/۸	γ_E	۰/۰۰۰۷	φ_f^M	۰/۹
φ_m^I	۰/۵	ρ_g	۰/۹	φ_m^M	۰/۵
φ_s^I	۰/۸	ρ_O	۰/۹	φ_s^M	۰/۶۱
φ_h^I	۰/۱۶	ρ_F	۰/۷۶	φ_h^M	۰/۱۵
φ_l^I	۱	ρ_m	۰/۸۸	φ_l^M	۸/۳
μ_E	۰/۰۱	ρ_s	۰/۶۹	φ_f^R	۱
μ_I	۰/۲۸	ρ_h	۰/۸	φ_m^R	۱
μ_M	۰/۳۲	ρ_b	۰/۸۲	φ_s^R	۰/۵
μ_R	۰/۳۹	ρ_r	۰/۷۱	φ_l^R	۸/۶
z^E	۰/۱	ρ_{Iw}	۰/۶۳	z^F	۰/۱
z^I	۰/۱	φ_s^E	۰/۱	α_E	۰/۳۵
δ_k	۰/۹۵	φ_h^E	۰/۹۵۹	α_F	۰/۷
φ_f^E	۱	β_E	۰/۹۵	γ_R	۰/۰۱
φ_m^E	۰/۸	β_M	۰/۹۵۳	β_I	۰/۹۶۳
ρ_{Mw}	۰/۶۴	ρ_{Fw}	۰/۶۷	p^h	۱
ρ_{Rw}	۰/۷	ρ_{Ew}	۰/۵۴	p^f	۱
p^s	۱	p^m	۱	β_F	۰/۹۴

در ادامه، نتایج حاصل از بروز تکانهٔ مالیات بر درآمد بخش رسمی و مالیات بر سود بررسی و تبیین می‌شود. مطابق یافته‌ها بروز شوکی به‌میزان ۱۰٪ باعث می‌شود در ابتدا میزان رفاه جامعه بلافاصله واکنش نشان‌داده و به‌میزان ۰٪/۰۰۰۲۸۷۲۴ کاهش‌یابد؛ اما پس از آن و با مرور زمان تأثیر این تکانه کاهش می‌یابد تا جایی‌که پس از ۱۰ دوره تأثیر کلی مالیات از بین می‌رود. با افزایش مالیات بر درآمد بخش رسمی، بخشی از مالیات ازطریق افزایش قیمت به مصرف‌کننده منتقل می‌شود. از آنجا که خانوار فقیر بخش بیشتری از درآمد را به خرید کالاهای ضروری اختصای می‌دهند؛ بنابراین، با افزایش قیمت کالا و خدمات و به‌تبع آن کاهش درآمد حقیقی، رفاه خانوار با شدت بالایی کاهش می‌یابد. اما با گذشت زمان، بخشی از مالیات اخذ شده به ارائه خدمات عمومی و پراخت‌های انتقالی به فقرا اختصاص پیدا می‌کند. ارائه خدمات عمومی و پرداخت‌های انتقالی در طی زمان باعث می‌شوند از شدت اثرگذاری مالیات بر رفاه کاسته شود. جدول زیر به‌طور خلاصه تأثیر افزایش مالیات بر درآمد بر رفاه جامعه را در سناریوهای مختلف نشان می‌دهد. هم‌چنین نمودارهای مربوط به تکانه‌های مالیات در هرکدام از سناریوها در ادامه آمده است.

٤-١. نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات بر درآمد در بخش رسمی



نمودار ۲: نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات بر درآمد در بخش رسمی به میزان ۱۰٪

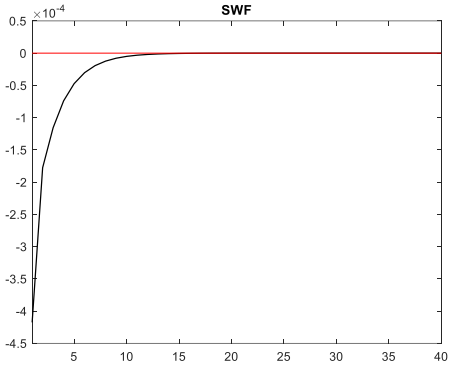
Graph. 2: Results of the Response of Society's Welfare to a 10% Shock to Income Tax in the Formal Sector

در سناریوی اول افزایش ۱۵٪ مالیات بر درآمد بخش رسمی با واکنش ۰/۰۰۰۴۱۷۵۷۶-٪ رفاه خانوار همراه است. در سناریوی دوم افزایش ۲۰٪ مالیات بر درآمد سبب واکنش ۰/۰۰۰۵۷۶۷۶۸-٪ رفاه خانوار می‌شود. در سناریوی سوم افزایش ۲۵٪ مالیات بر درآمد با واکنش ۰/۰۰۰۶۹۵۹۶-٪ رفاه خانوار همراه است. در سناریوی چهارم افزایش ۳۰٪ مالیات بر درآمد سبب واکنش ۰/۰۰۰۸۳۵۱۵۲-٪ رفاه خانوار می‌شود.

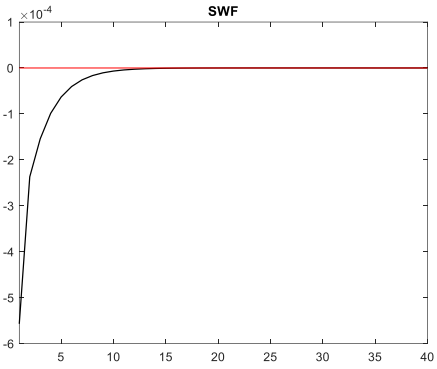
جدول ۲: تأثیر افزایش مالیات بر درآمد بر رفاه در سناریوهای مختلف (محاسبات پژوهش).

Tab. 2: The Impact of Income Tax Increases on Welfare in Different Scenarios (Research Compiutations)

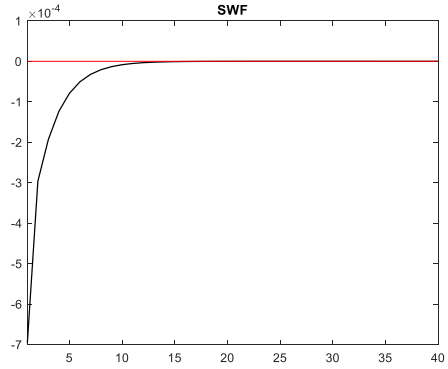
میزان مالیات	میزان واکنش رفاه	میزان تغییر در رفاه
سناریو یک: مالیات بر درآمد ۱۵ ٪	-۰/۰۰۰۴۱۷۵۷۶	--------
سناریو دو: مالیات بر درآمد ۲۰ ٪	-۰/۰۰۰۵۷۶۷۶۸	-۰/۰۱۶
سناریو سه: مالیات بر درآمد ۲۵ ٪	-۰/۰۰۰۶۹۵۹۶	-۰/۰۱۲
سناریو چهار: مالیات بر درآمد ۳۰ ٪	-۰/۰۰۰۸۳۵۱۵۲	-۰/۰۱۴



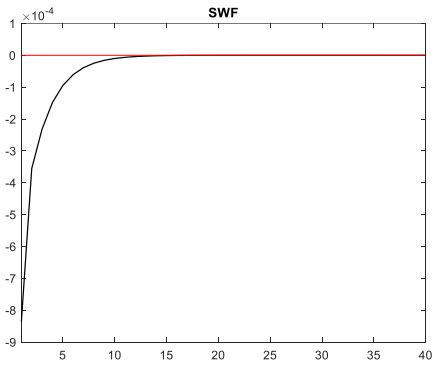
نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات بر درآمد در بخش رسمی به‌میزان ۱۵ ٪



نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات بر درآمد در بخش رسمی به‌میزان ۲۰ ٪



نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات بر درآمد در بخش رسمی به‌میزان ۲۵ ٪

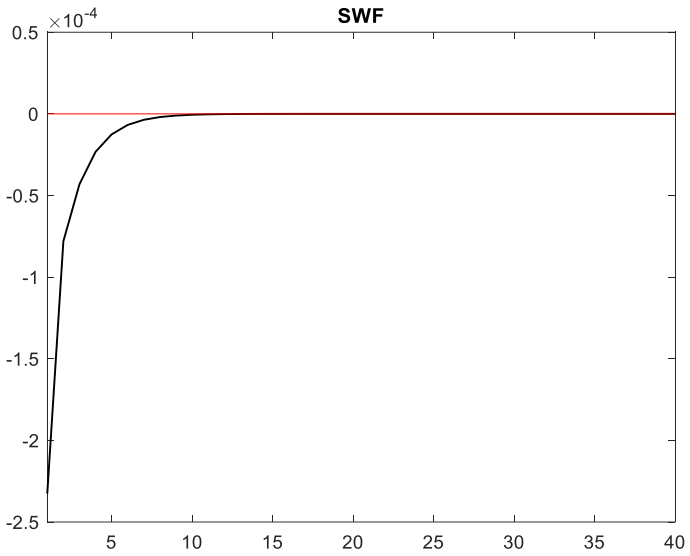


نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات بر درآمد در بخش رسمی به‌میزان ۳۰ ٪

نمودار ۳: واکنش شاخص رفاه اجتماعی به شوک مالیاتی تحت ٤ سناریوی تحت مطالعه (محاسبات پژوهش).

Graph. 3: The Response of the Social Welfare Index to Tax Shock under the 4 Scenarios of Study (Research Calculations).

٤-٢: نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات بر سود بنگاه



نمودار٤: نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات برسود به‌میزان ۵٪

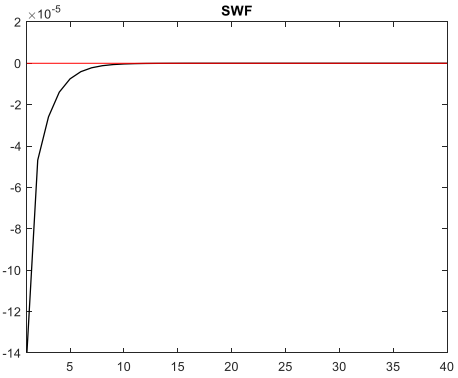
Graph. 4: Results of the Response of Society's Welfare to a 5% Profit Tax Shock

مطابق یافته‌ها بروز شوکی به‌میزان ۵٪ در مالیات بر سود باعث می‌شود در ابتدا میزان رفاه جامعه بلافاصله واکنش نشان‌داده و به‌میزان ۰/۰۰۰۲۳۲۵۸٪ کاهش‌یابد؛ اما پس از آن و با مرور زمان تأثیر این تکانه کاهش می‌یابد تا جایی‌که پس از ۱۰ دوره تأثیر کلی مالیات از بین می‌رود. افزایش مالیات بر سود به‌دلیل کاهش سودآوری، توانایی و انگیزهٔ بنگاه‌های کارآفرین برای سرمایه‌گذاری و افزایش نوآوری را کاهش می‌دهد. با کاهش سرمایه‌گذاری، اشتغال و تولید در کشور کاهش پیدا می‌کند که پی‌آمد آن کاهش شدید رفاه است؛ اما، در گذشت زمان با افزایش سرمایه‌گذاری مولد دولت و بهبود زیرساخت‌های اقتصادی کشور و ایجاد رقابت بین بنگاه‌ها باعث می‌شود به‌منظور برخورداری از سود بالاتر میزان سرمایه‌گذاری در نوآوری را افزایش دهند که به نوبهٔ خود افزایش سود و ظرفیت تولید بنگاه را به‌دنبال دارد؛ لذا، با گذشت زمان میزان اثرگذاری مالیات بر سود بر کاهش رفاه کاهش می‌یابد. جدول زیر به‌طور خلاصه تأثیر افزایش مالیات بر سود بر رفاه جامعه را در سناریوهای مختلف نشان می‌دهد. همچنین نمودارهای مربوط به تکانه‌های مالیات در هرکدام از سناریوها در ادامه آمده است.

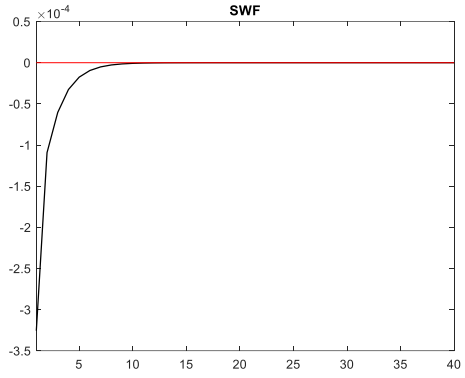
جدول ۳: تأثیر افزایش مالیات بر سود بر رفاه جامعه را در سناریوهای مختلف (محاسبات پژوهش).

Tab. 3: The Impact of Increasing Profit Taxes on Social Welfare in Different Scenarios (Research Calculations).

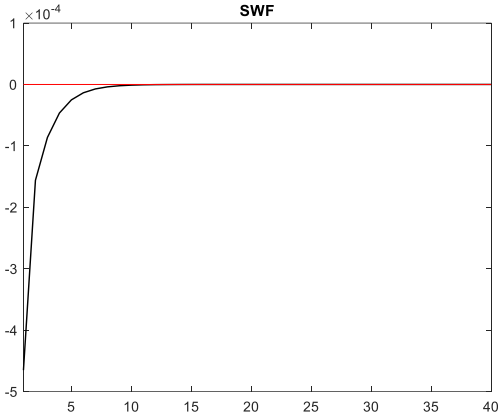
میزان مالیات	میزان واکنش رفاه	میزان تغییر رفاه
سناریو یک: مالیات بر سود ۳ ٪	-۰/۰۰۰۱۳۹۵۵۲	------
سناریو دو: مالیات بر سود ۵ ٪	- ۰/۰۰۰۲۳۲۵۸	-۰/۰۰۹۳
سناریو سه: مالیات بر سود ۷ ٪	-۰/۰۰۰۳۲۵۶۲۱	-۰/۰۰۹۳
سناریو چهار: مالیات بر سود ۱۰ ٪	-۰/۰۰۰۴۶۵۱۷۳	-۰/۰۱۳۹



نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات برسود به میزان ۳ ٪



نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات برسود به میزان ۷ ٪



نتایج واکنش رفاه جامعه به تکانهٔ مالیات برسود به میزان ۱۰ ٪

نمودار ۵: واکنش شاخص رفاه اجتماعی به شوک مالیاتی تحت ٤ سناریوی تحت مطالعه (محاسبات پژوهش).

Graph. 5: The Response of the Social Welfare Index to Tax Shock under the 4 Scenarios of Study (Research Calculations).

در سناریوی اول افزایش ۳ ٪ مالیات بر سود بنگاه سبب واکنش ۰/۰۰۰۱۳۹۵۵۲-٪ رفاه خانوار می‌شود. در سناریوی دوم افزایش ۵٪ مالیات بر سود بنگاه با واکنش ۰/۰۰۰۲۳۲۵۸ -٪ رفاه خانوار همراه است. در سناریوی سوم افزایش ۷٪ مالیات بر سود بنگاه سبب واکنش ۰/۰۰۰۳۲۵۶۲۱-٪ رفاه خانوار می‌شود. در سناریوی چهارم، افزایش ۱۰٪ مالیات بر سود بنگاه سبب واکنش۰/۰۰۰۴۶۵۱۷۳-٪ رفاه خانوار می‌شود. افزایش نرخ مالیات بر سود، به این‌معنی است که شرکت‌ها باید سهم بیشتری از سود خود را به‌عنوان مالیات به دولت پرداخت کنند. این امر می‌تواند ازطریق افزایش نرخ مالیات بر سود شرکت‌ها (مالیات مستقیم) یا افزایش مالیات بر سود سهام (مالیات غیرمستقیم) انجام شود. یکی از موضوعات مهم در تعیین قاعدهٔ بهینهٔ سیاستی، تعیین وزن متغیرهایی است که در تابع زیان ظاهر می‌شوند. این وزن‌ها به ترجیحات سیاست‌گذار درخصوص میزان نوسان مالیات بر سود و مالیات بر درآمد بستگی دارد؛ به‌عنوان مثال، اگر سیاست‌گذار بیش‌تر نگران کنترل مالیات بر سود باشد، وزن این متغیر را در تابع زیان بیشتر درنظر می‌گیرد؛ از این‌رو، انتخاب وزن‌ها، به نوعی دستوری[1] است. در این مطالعه، قاعدهٔ بهینهٔ

[1] Normative

سیاستی برای مقادیر متفاوت وزن‌هـا در تابع هدف محاسبه می‌شود، که هر یک از آن به‌عنوان یک سـناریو ارائه می‌گردند. قواعد بهینهٔ سیاستی تحت سناریوهای مختلف در جـدول ۴ ارائه شـده‌اند. در ایـن جدول، ابتدا قاعده بهینهٔ سیاستی با اختصاص وزن‌های ۰/۰۰۷ و ۱ به انحرافات مالیات بر سود و مالیات بر درآمد (به تبعیت از مطالعات مکیان و همکاران، ۱۳۹۸؛ برومند و همکاران، ۱۳۹۸) بـه‌عنـوان سـناریوی اول درنظر گرفته شده و در سناریوهای بعدی، حساسیت نتایج نسبت به تغییر وزن‌های اختصاص یافتـه بـه این دو متغیر اصلی مدل بررسی می‌شود. همان‌طورکه ملاحظه می‌گردد، تحت سناریوهای مختلف در مطالعهٔ حاضر، تغیری در علامت پارامترهای مدل و هم‌چنین تغیر چشمگیری در مقادیر پارامترها ایجاد نشده است که حاکی از استحکام[1] مدل پژوهش می‌باشد.

جدول ٤. آنالیز حساسیت (محاسبات پژوهش).

Tab. 4: Sensitivity Analysis (Research Calculations).

سناریو	وزن‌ها	قاعدهٔ بهینه سیاستی
سناریو اول	Q1= 0.007 Q2= 1.02 R= 0.005	$\tilde{W}_t = -0.0431(\tilde{T}_{1t}) - 0.1092(\tilde{T}_{2t})$
سناریو دوم	Q1= 0.007 Q2=1.01 R= 0.007	$\tilde{W}_t = -0.0452(\tilde{T}_{1t}) - 0.1172(\tilde{T}_{2t})$
سناریو سوم	Q1= 0.008 Q2= 1.04 R= 0.006	$\tilde{W}_t = -0.0489(\tilde{T}_{1t}) - 0.1391(\tilde{T}_{2t})$
سناریو چهارم	Q1= 0.006 Q2= 1.01 R= 0.005	$\tilde{W}_t = -0.0411(\tilde{T}_{1t}) - 0.1010(\tilde{T}_{2t})$

افزایش نرخ مالیات بر سود می‌تواند تأثیرات متعددی بر اقتصاد ایران داشته باشد، ازجمله اثرات منفی این مالیات می‌توان به موارد متعددی اشاره نمود؛ به‌عنوان مثال، افزایش مالیات بر سود می‌تواند سودآوری شرکت‌ها را کاهش داده و درنتیجه، انگیزهٔ سرمایه‌گذاری‌های جدید را کم کند. این‌امر می‌تواند منجر به کاهش رشد اقتصادی و ایجاد اشتغال شود. هم‌چنین، افزایش مالیات بر سود می‌تواند منجر به کاهش سود سهام شرکت‌ها شود که این امر می‌تواند به کاهش تقاضا برای سهام و کاهش ارزش بازار سهام منجر شود (برومند و همکاران، ۱۳۹۸). به‌علاوه، افزایش نرخ مالیات بر سود ممکن است شرکت‌ها را به‌سمت فرار مالیاتی یا انتقال فعالیت‌های خود به کشورهای با نرخ مالیات پایین‌تر سوق دهد. ازسوی دیگر، شرکت‌ها ممکن است بخشی از بار مالیاتی اضافی را ازطریق افزایش قیمت کالاها و خدمات به مصرف‌کنندگان منتقل کنند که این‌امر می‌تواند به تورم منجر شود (مکیان و همکاران، ۱۳۹۸). ازجمله اثرات مثبت آن می‌توان عواملی مختلفی را معرفی نمود؛ به‌طور مثال، افزایش نرخ مالیات بر سود می‌تواند به افزایش درآمدهای دولتی منجر شود. این درآمدها می‌توانند برای تأمین مالی خدمات عمومی، زیرساخت‌ها و برنامه‌های توسعه‌ای استفاده شوند. نیز، افزایش مالیات بر سود می‌تواند به کاهش نابرابری درآمدی کمک کند؛ زیرا شرکت‌های بزرگ و سودآور سهم بیشتری از مالیات را پرداخت می‌کنند. به‌علاوه، درآمدهای مالیاتی

[1] Robust

اضافی می‌توانند برای سرمایه‌گذاری در بخش‌هایی که به رشد اقتصادی کمک می‌کنند (مانند: آموزش و تحقیق و توسعه) استفاده شوند (غیائی و همکاران، ۲۰۱۹).

۵. نتیجه‌گیری

مالیات به‌عنوان منبع اولیهٔ درآمد دولت به‌منظور تأمین مالی خدمات عمومی ازطریق تأثیر بر رشد و توسعهٔ اقتصادی، نحوهٔ توزیع درآمد، مصرف و سرمایه‌گذاری، رفاه اقتصادی خانوارها را متأثر می‌سازد. درک تأثیر مالیات بر رفاه اقتصادی خانوارها به ارائه راهکارهای لازم برای ارتقا کیفیت زندگی خانوارها منجر می‌شود. با توجه به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر تأثیر شوک درآمدهای مالیاتی دولت بر رفاه اقتصادی خانوارها در ایران را بررسی کرده است. برای تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرها از رویکرد DSGE استفاده شده است. در این الگو، براساس پایه‌های اقتصاد خُرد، معادلات رفتاری متغیرهای موردمطالعه تعریف و پس از تعیین وضعیت تعادلی معادلات اصلی، نسبت به کالیبره نمودن پارامترها و برآورد مدل اقدام و نهایتاً با جای‌گذاری داده‌های حاصل از برآورد در مدل، توابع واکنش در پاسخ به شوک‌های مالیاتی استخراج گردید. نتایج نشان‌دادند مالیات بر درآمد بخش رسمی تأثیر منفی و معناداری بر رفاه اقتصادی خانوارها دارد. مکانیزم این اثر را می‌توان این‌گونه توضیح داد که اخذ مالیات از درآمد بخش رسمی به افزایش هزینه‌های تولید منجر می‌شود که با کاهش سودآوری بخش رسمی اقتصاد همراه است. کاهش سودآوری بخش رسمی اقتصاد از یک‌سوی باعث می‌شود بنگاه‌های فعال در این بخش به‌منظور جبران سود از دست رفته بخشی از مالیات را از طریق افزایش قیمت کالا و خدمات، به مصرف‌کنندگان منتقل کنند. با افزایش قیمت کالا و خدمات، قدرت خرید خانوارها کاهش می‌یابد. ازسوی دیگر، افزایش هزینه‌تولید باعث می‌شود توانایی بنگاه‌های اقتصادی برای تولید کالا و خدمات کاهش یابد که به نوبهٔ خود تعدیل نیروی‌کار، کاهش دستمزد و کاهش رشد بخش رسمی اقتصاد را درپی دارد. افزایش بیکاری، کاهش دستمزد و کاهش رشد بخش رسمی اقتصاد نیز به کاهش درآمد و به‌تبع آن کاهش کیفیت زندگی افراد منجر می‌شود؛ بنابراین، مالیات بر درآمد بخش رسمی اقتصاد به کاهش رفاه خانوارها می‌انجامد. علاوه‌بر این، اخذ مالیات بر درآمد بخش رسمی باعث می‌شود درآمد قابل‌تصرف افراد فعال در این بخش کاهش‌یابد. با کاهش درآمد قابل تصرف، افراد ناچار هستند مخارج ضروری زندگی ازجمله مخارج مصرفی، آموزشی و بهداشتی را کاهش دهند که پی‌آمد آن کاهش سطح کیفیت زندگی است. هم‌چنین مالیات بر سود شرکت‌ها تأثیر منفی و معناداری بر رفاه اقتصادی خانوارها دارد. افزایش مالیات بر سود سبب افزایش نااطمینانی در اقتصاد می‌شود و انگیزهٔ افراد برای فعالیت کارآفرینانه و فعالیت در بخش حقیقی اقتصاد را کاهش می‌دهد که نتیجهٔ آن کاهش بهره‌وری و اشتغال در اقتصاد است. درنهایت افزایش مالیات بر سود باعث کاهش سود سهام شده و درآمد صاحبان سهام کاهش پیدا می‌کند؛ بنابراین، اخذ مالیات از سود شرکت‌ها ازطریق کاهش بهره‌وری، کاهش اشتغال و کاهش درآمد صاحبان سهام سبب کاهش رفاه خانوارها می‌شود. نتایج پژوهش خانزادی و همکاران (۱۳۹۴) تأثیر منفی مالیات مستقیم بر رفاه و نتایج پژوهش صامتی و همکاران (۱۳۹۴)، مهرآرا و همکاران (۱۳۹۴) و خدابخشی و روستایی (۱۴۰۱) تأثیر منفی مالیات غیرمستقیم بر رفاه را تأیید می‌کنند. نتایج هم‌چنین، نشان می‌دهند میزان اثرگذاری مالیات بر درآمد بر رفاه اقتصادی خانوارها بیشتر از مالیات بر سود است؛ درواقع، از آنجا که با وضع مالیات بر درآمد بخشی از بار مالیاتی به مصرف‌کننده

انتقال می‌یابد؛ بنابراین، وضع مالیات بر درآمد نسبت به وضع مالیات بر سود سبب کاهش بیشتر رفاه اقتصادی خانوار می‌شود. باتوجه به نتایج پژوهش مالیات تأثیر منفی بر رفاه دارد. اما از آنجا که وضع مالیات بر سود با زیان رفاهی کمتری همراه است، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان با افزایش نرخ مالیات بر سود و کاهش نرخ مالیات بر درآمد، راهکارهای لازم برای کاهش آثار زیان‌بار مالیات در کشور را فرآهم سازند؛ همچنین، توصیه می‌شود دولت ضمن افزایش کارآیی جمع‌آوری مالیات با اختصاص سهم بیشتری از منابع حاصل از دریافت مالیات به فعالیت‌های مولد، ارتقا زیرساخت‌های آموزشی و بهداشتی کشور و ارزیابی منظم اثربخشی برنامه‌های رفاهی، کیفیت زندگی خانوارها را ارتقا بخشد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکتری آقای محمد لطفی پارسا به راهنمایی سیداحسان حسینی دوست و مشاورهٔ محمدحسن فطرس و رضا معبودی بوده است؛ برهمین اساس گردآوری مطالب توسط نویسندهٔ اول و نگارش آن تحت نظارت نویسندگان دوم و سوم و چهارم بوده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- آهنگری، عبدالمجید؛ فرازمند، حسن؛ منتظرحجت، امیر حسین؛ و هفت لنگ، رضا، (۱۳۹۷). «اثرات مالیات سبز بر رشد اقتصادی و رفاه در ایران: با رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا ($DSGE$)». *پژوهشنامه اقتصاد مقداری*، (۱۵)۱: ۶۱ – ۲۷. https://sid.ir/paper/385723

- ایزدخواستی، حجت؛ عرب‌مازاد، عباس؛ و خواجه، علیرضا، (۱۳۹۸). «تأثیر اثرات اصلاح مالیات‌های زیست‌محیطی و ساختار مخارج دولت بر رشد اقتصادی و رفاه: رویکرد الگوی تعادل عمومی». *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، (۵۴)۴، ۸۴۶– ۸۲۱. https://doi.org/10.22059/jte.2019.264250.1007988

- ایزدی، حمیدرضا؛ و عباسیان، مجتبی، (۱۴۰۲). «تأثیر مالیات نیروی کار در رفاه خانوارهای فقیر و ثروتمند در راستای اجرای سیاست‌های کلی نظام جمهوری اسلامی ایران». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱۱(۴۱): ۲۰۶– ۱۸۸. https://doi.org/10.30507/jmsp.2022.338118.2409

– ترکی‌هرچگانی، محمدعلی، (۱۴۰۲). «شبیه‌سازی اثر مالیات سبز برشاخص‌های سلامت و رفاه در ایران: مدل تعادل عمومی اقتصاد، انرژی و محیط زیست(*GEM-E3*)». *پژوهشنامه مالیات*، (۲۳)۵۹: ۴۸-۲۸. http://taxjournal.ir/article-1-2321-fa.html

– خدابخشی، اکبر؛ و روستایی، سعیده، (۱۴۰۱). «مدل‌سازی آثار مالیات‌های غیر مستقیم بر رفاه دهک‌های درآمدی در ایران با کاربرد تعادل عمومی قابل محاسبه (*CGE*)». *مدل‌سازی اقتصادی*، (۱۶)۵۹: ۵۰ – ۳۳. https://doi.org/10.30495/eco.2022.1963255.2673

– راغفر، حسین؛ موسوی، میرحسین؛ افروزکلاردهی، الهه؛ فولادی، معصومه، (۱۳۹۵). «بررسی اثرات سیاست‌های مالیاتی بر رفاه مصرف‌کننده در قالب الگوی تعادل عمومی نسل‌های همپوش (*OLG*)». *پژوهشنامه مالیات*، ۲۴ (۳۱): ۳۱-۵۸. http://taxjournal.ir/article-1-980-fa.html

– مجتهد، احمد؛ و احمدیان، اعظم، (۱۳۸۶). «اثر درآمدهای مالیاتی دولت بر رفاه اجتماعی ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، (۷)۱: ۷۱ -۴۱. https://pse.razi.ac.ir/article_3388.html

– مکیان، سید نظام الدین؛ توکلیان، حسین؛ و نجفی‌فراشاه، سید محمد صالح، (۱۳۹۸). «بررسی اثر شوک مالیات‌های مستقیم بر تولید ناخالص داخلی و تورم در ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». *اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۹): ۴۶-۱. https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2023.01.13

– نادر، یگانه؛ طیب‌نیا، علی؛ و یوسفی، کوثر، (۱۴۰۱). «اندازه‌گیری آثار رفاهی پایه‌های مالیاتی مصرف و درآمد». *پژوهشنامه مالیات*، (۳۰)۵۳: ۱۷۸ -۱۴۴. http://taxjournal.ir/article-1-2135-fa.html.

References

- Adams, C., (1992). *For good and evil: The impact of taxes on the course of civilization*. Madison Books. https://doi.org/10.5771/9781568332642

- Adudu, S. A. & Ojonye, M. S. (2015). "The impact of tax policy on economic growth in Nigeria". *Journal of Economics and Sustainable Development,* 6(8): 124-129.

- Aguolu, O., (2004). *Taxation and Tax Management in Nigeria.* 3rd Edition, Enugu; Meridan Associates.

- Ahangari, A., Farazmand, H., Montazerhojat, A. & Haftlang, R., (2018). "The Effects of Green Tax on Economic Growth and Welfare in Iran: A Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Approach". *Quantitative Economics (Economic Reviews),* 15(1): 27-61. https://sid.ir/paper/385723 (In Persian).

- Alharbi, S., (2019). "The Principles of Fairness & Efficiency in Designing of Tax Systems". *Journal of Contemporary Scientific Research*, 3(10).

- Alm, J. & Melnik, M. I., (2005). "Taxing the "family" in the individual income tax". *Public Finance and Management,* 5(1): 67-109. https://doi.org/10.1177/152397210500500101

- Alves, J. & Alfonso, A., (2019) "Tax Structure for Consumption and Income Inequality: An Empirical Assessment". *Journal of the Spanish Economic Ascociation*, 10: 337-364. https://doi.org/10.1007/s13209-019-00202-3

- Angelopoulos, K., Economides, G. & Kammas, P., (2007). "Tax–Spending Policies and Economic Growth: Theoretical Predictions and Evidence from the OECD*". European Journal Political Economics,* 23: 885–902. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2006.10.001

- Dobridge, C., Hsu, J. W. & Zabek, M. A., (2024). *Personal Tax Changes and Financial Well-Being:* Evidence from the Tax Cuts and Jobs Act. https://doi.org/10.2139/ssrn.5131198

- Elshani, A. & Pula, L., (2023). "Impact of taxes on economic growth: an empirical study in the eurozone". *Economic Studies,* 32(2).

- Engel, E. M., Galetovic, A. & Raddatz, C. E., (1999). "Taxes and income distribution in Chile: some unpleasant redistributive arithmetic". *Journal of Development Economics*, 59(1): 155-192. https://doi.org/10.1016/S0304-3878(99)00009-7

- Farayola, G. O., (1987). *Guide to Nigerian Taxation, Ikeja*. All Group Nigeria Limited Publishers.

- Gechert, S. & Heimberger, P., (2022). "Do corporate tax cuts boost economic growth?". *European Economic Review,* 147: 104157. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2022.104157

- Ghiaei, H., Auclair, G. & Fredric Noah, J., (2019) "Macroeconomic and Welfare effect of Tax Reforms in Emerging Economies: A Case Study of Morocco". *Journal of Policy Modeling,* 41: 666-699. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.02.005

- Guardino, M. & Mettler, S., (2020). "Revealing the "Hidden welfare state": How policy information influences public attitudes about tax expenditures". *Journal of Behavioral Public Administration,* 3(1). https://doi.org/10.30636/jbpa.31.108

- Izadi, H. & Abbasian, M., (2023). "The Effect of Labor Tax on the Welfare of Poor and Rich Households in Line with the Implementation of General Policies of the Islamic Republic of Iran". *Strategic and Macro Policies,* 11(41): 188-206. https://doi.org/10.30507/jmsp.2022.338118.2409 (In Persian).

- Izadkhasti, H., Arab Mazar, A. & Khajeh, A., (2019). "Analyzing the Effects of Environmental Tax Reform and Government Expenditure Structure on Economic Growth and Welfare: A General Equilibrium Model Approach". *Quarterly Journal of Economic Research,* 54(4): 821-846. https://doi.org/10.22059/jte.2019.264250.1007988 (In Persian).

- Khodabakhshi, A. & Roustaei, S., (2021). "Modeling the effects of indirect taxes on the welfare of income deciles in Iran using computable general equilibrium (CGE)". *Economic Modeling,* 3(59): 33-50. https://doi.org/10.30495/eco.2022.1963255.2673 (In Persian).

- Ledić, M., Rubil, I. & Urban, I., (2023). "Tax progressivity and social welfare with a continuum of inequality views". *International tax and public finance,* 30(5): 1266-1296. https://doi.org/10.1007/s10797-022-09752-y

- Lee, Y. & Gordon, R., (2005). "Tax Structure and Economic Growth". *Journal of Public Economics,* 89: 1027–1043. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.07.002

- Makiyan, S.- N. & Najafi, F., (2023). "The Effects of Tax Shocks on GNP and Inflation in Iran: A DSGE Approach". *Sosyoekonomi,* 31(55): 253-264. https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2023.01.13

- Mohammed, H. & Tangl, A., (2023). "Taxation Perspectives: Analyzing the Factors behind Viewing Taxes as Punishment—A Comprehensive Study of Taxes as Service or Strain". *Journal of Risk and Financial Management,* 17(1): 5. https://doi.org/10.3390/jrfm17010005

- Mojtaheed, A. & Ahmadian, A., (2007). "The Effect of Government Tax Revenues on Social Welfare in Iran". *Economic Journal,* (7)1: 41-71. https://pse.razi.ac.ir/article_3388.html (In Persian).

- Myles, G. D., (2000). "Taxation and economic growth". *Fiscal studies,* 21(1): 141-168. https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2000.tb00583.x

- Nazer, G., Taiebnia, A. & Yousefi, K., (2022). "Investigating the Welfare Effects of Income and Consumption Taxes". *J. Tax Res,* 30(53): 144-178. http://taxjournal.ir/article-1-2135-fa.html.

- Nguyen, A. D. M., Onnis, L. & Rossi, R., (2021). "The Macroeconomic Effects of Income and Consumption Tax Changes". *American Economic Journal: Economic Policy,* 13(2): 439-66. https://doi.org/10.1257/pol.20170241

- Ochiogu, A. C., (1994). *Nigeria Taxation for Students.* Enugu; A.C Ochiogu Publishers.

- Orisadare, M. A. & Fasoye, K., (2022). "The effect of value-added tax on economic growth of Nigeria". *African Journal of Economic Review,* 10(1): 158-169.

- Padovano, F. & Galli, E., (2001). "Tax Rates and Economic Growth in the OECD Countries (1950–1990)". *Economic Inquiry,* 39: 44–57. https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2001.tb00049.x

- Raghfar, H., Mousavi, M., Afroz Kalardeh, E. & Foladi, M., (2016). "A Study of Tax Policy Effects on Consumers' Welfare through Overlapping Generation Model". *J. Tax Res,* 24 (31): 31-58. http://taxjournal.ir/article-1-980-fa.html (In Persian).

- Stiglitz, J. E. & Rosengard, J. K., (2014). *Economics of the Public Sector*. Fourth Edition, W.W. Norton & Company Press.

- Torki Harachgani, M., (2023). "Simulation of Green Tax Effects on Health Indicators and Welfare in Iran: General Equilibrium Model". *Energy and Environment (GEM-E3),* 31(59): 28-48. http://taxjournal.ir/article-1-2321-fa.html (In Persian).

- Vatavu, S., Lobont, O. R., Stefea, P. & Brindescu-Olariu, D., (2019). "How taxes relate to potential welfare ga the evolution of consumption taxes and their impact on the economy: vat vs sales taxin and appreciable economic growth". *Sustainability,* 11(15): 4094. https://doi.org/10.3390/su11154094

- Wimer, C., Parolin, Z., Fenton, A., Fox, L. & Jencks, C., (2020). "The direct effect of taxes and transfers on changes in the US income distribution, 1967–2015". *Demography,* 57(5): 1833-1851. https://doi.org/10.1007/s13524-020-00903-6

- World Bank, (2020). *World Development Report 2020: Data for Better Lives*. World Bank Publications. https://www.worldbank.org/en/publication/wdr2020/brief/world-development-report-2020-data.

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

Optimal Monetary Policy Analysis Under Exchange-Rate Shocks: Reframing Inflation, Output, and Exchange-Rate Stability Objectives within a DSGE Framework

Hassan Naraghi[1], Ahmad Sarlak[2], Seyed Fakhreddin Fakhrhosseini[3], Maryam Sharifnezhad[4]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2026.31635.3836
Received: 2025/09/27; Revised: 2026/01/07; Accepted: 2026/01/24
Pp: 77-113

Abstract

This study examines monetary policy responses to exchange rate fluctuations in the Iranian economy, with a focus on the optimal design of policy under macroeconomic shocks. A Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model is developed and calibrated to capture Iran's economic structure, institutional features, and behavioral patterns. The model describes interactions among households, firms, the public sector, and the monetary authority within an open-economy framework and incorporates multiple domestic and external shock sources. Using quarterly data from 2006Q1 to 2023Q4, the dynamic responses of key macroeconomic variables to structural shocks—such as productivity, exchange rate, and liquidity shocks—are analyzed through simulation methods. The results show that these shocks exert significant effects on output, inflation, and asset prices through various transmission channels. From a policy perspective, the findings suggest that placing a greater weight on inflation stabilization in the monetary policy rule helps reduce the spillover effects of shocks on real activity and financial markets, though it increases interest rate volatility. Overall, the results highlight the importance of balancing inflation control and output stabilization in an oil-dependent economy exposed to substantial exchange rate fluctuations.

Keywords: Optimal Monetary Policy, Exchange Rate Shocks, DSGE Model, Inflation; Output Gap.
JEL Classification: C68, E52, F31, E62, Q43.

1. PhD Candidate Economics, Department of Economics, Faculty of Management, Ar.C., Islamic Azad University, Arak, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management, Ar.C., Islamic Azad University, Arak, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** ah.sarlak@iau.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Financial Management, Faculty of Management, Ka.C., Islamic Azad University, Karaj, Iran.
4. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management, Ar.C., Islamic Azad University, Arak, Iran.

Citations: Naraghi, H., Sarlak, A., Fakhrhosseini, S. F. & Sharifnezhad, M., (2026). "Optimal Monetary Policy Analysis Under Exchange-Rate Shocks: Reframing Inflation, Output, and Exchange-Rate Stability Objectives within a DSGE Framework". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 15(57): 77-113. https://doi.org/10.22084/aes.2026.31635.3836
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6513.html?lang=en

1. Introduction

Iran's heavy reliance on oil revenues, its import-dependent production structure, and external financial constraints make the economy highly vulnerable to exchange rate shocks. Such shocks increase domestic prices, raise the cost of imported inputs, and weaken firms' balance sheets, thereby intensifying inflationary pressures and output volatility (Zarieh-Mohammadi et al., 2021; Gopinath et al., 2022). Nevertheless, monetary policy frameworks often treat the exchange rate merely as a transmission channel rather than an independent policy objective (Mazlis et al., 2024).

In the New Keynesian literature, optimal monetary policy is typically formulated by minimizing a central bank loss function that targets inflation and the output gap, and occasionally includes interest rate smoothing (Gali & Monacelli, 2005; Nisticò, 2012). While effective in many advanced economies, this framework has notable limitations in emerging, shock-prone economies such as Iran, where exchange rate fluctuations directly affect financial stability and social welfare. Empirical studies indicate that ignoring exchange rate dynamics can lead to an incomplete evaluation of policy outcomes (Hofmann et al., 2024).

Accordingly, this study aims to redefine the optimal monetary policy framework for Iran by jointly considering inflation, the output gap, and exchange rate stability. Given evidence that exchange rate shocks, along with oil revenue and liquidity shocks, are key drivers of macroeconomic instability (Heidarian et al., 2021; Nasiri et al., 2023), employing a DSGE-based framework can improve the understanding of shock transmission and support the design of more effective monetary policy rules.

2. Materials and Methods

In this study, a New Keynesian open-economy Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model is employed to analyze optimal monetary policy in response to exchange rate shocks. The model incorporates the optimizing behavior of households, firms, the government, and the central bank (Gali & Monacelli, 2005; Nisticò, 2012). The representative household makes decisions by maximizing expected utility derived from consumption, real money balances, and labor supply, while firms set prices under the Calvo price-stickiness mechanism. The government finances its budget through oil revenues and taxation, and the central bank determines the optimal monetary policy rule by minimizing a three-objective loss function that includes inflation, the output gap, and exchange rate volatility (Mazelis et al., 2024).

The representative household maximizes its expected utility derived from consumption, real money balances, and leisure. The household's utility function is defined as follows:

$$U_t = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_t - h\, C_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (1)$$

The consumption bundle is composed of domestic and imported goods, and the consumer price index is derived from a Dixit–Stiglitz aggregation. Firms operate under Calvo-type price stickiness, and the government finances its budget through oil revenues and taxation.

Optimal monetary policy is based on mathematical functions that link the central bank to its policy instruments. These functions are typically designed within the framework of Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) models and consist of three main

components: the loss function, the optimal policy response, and the model constraints. The central bank minimizes a quadratic loss function that penalizes deviations of macroeconomic variables from their target levels.

3. Data

Quarterly data for the period 2006Q1 to 2023Q4 are collected from various sources, including the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the Statistical Center of Iran. The dataset includes key variables such as real output, the inflation rate, the nominal exchange rate, the short-term interest rate, government oil revenues, and liquidity. These data are used for model calibration and for simulating economic responses to various shocks. In addition, the variables are seasonally adjusted and transformed into real terms.

4. Discussion

The simulation results demonstrate that exchange rate shocks constitute a major source of fluctuations in inflation and the output gap in the Iranian economy. An abrupt depreciation of the exchange rate raises the cost of imported intermediate goods and deteriorates firms' balance sheets, generating immediate inflationary pressures and a contraction in real economic activity. Impulse response analysis indicates that inflation responds more strongly and contemporaneously to exchange rate shocks, whereas the adverse effects on output materialize with a delay. These findings underscore the pivotal role of the foreign exchange market in transmitting external disturbances to the domestic economy and are consistent with the evidence on exchange rate pass-through reported by Wang et al. (2016).

A comparison of alternative monetary policy regimes suggests that policy rules focusing solely on inflation and output stabilization have limited capacity to mitigate the real-sector spillovers of exchange rate shocks. While increasing the weight on inflation stabilization in the central bank's loss function reduces price volatility, it simultaneously induces greater interest rate instability. By contrast, assigning an explicit and independent weight to exchange rate stabilization dampens excessive output fluctuations and reduces long-term social welfare losses, consistent with the results of Mazelis et al. (2024).

Moreover, the interaction of exchange rate shocks with oil revenue and liquidity disturbances amplifies macroeconomic volatility. Under such conditions, a three-objective monetary policy framework that jointly targets inflation, the output gap, and the exchange rate facilitates a smoother adjustment toward equilibrium. From a policy perspective, integrating exchange rate stability into monetary policy design enhances economic resilience and reduces welfare costs associated with external shocks (Hofmann et al., 2024).

5. Conclusion

This study examines optimal monetary policy responses to exchange rate shocks using a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model calibrated to the structural characteristics of the Iranian economy. The results show that exchange rate shocks are a key source of macroeconomic instability, significantly affecting inflation and the output gap through price and balance-sheet channels. Inflation responds more strongly and immediately to exchange rate shocks, while the negative effects on output emerge with a lag.

The findings indicate that increasing the weight on inflation targeting in the monetary policy rule reduces price volatility but leads to greater interest rate fluctuations. In contrast, explicitly incorporating exchange rate stability into the central bank's loss function dampens output volatility, improves long-term welfare, and enhances the ability of monetary policy to mitigate real-sector spillovers from external shocks. These results underscore the need to balance inflation control, output stabilization, and exchange rate management in Iran's oil-dependent economy. From a policy perspective, the study suggests that conventional inflation–output targeting frameworks are insufficient for shock-prone economies. A three-objective monetary policy framework coordinated with foreign exchange market conditions can strengthen macroeconomic resilience. A key limitation is the assumption of homogeneous agents, which future research could address by incorporating heterogeneity and alternative shock regimes.

Acknowledgements
The authors would like to express their sincere gratitude to all individuals who contributed to data collection and provided scholarly insights at various stages of this research. The authors also thank the journal's reviewers for their constructive comments and suggestions, which helped improve the quality of the manuscript.

Authors' Contributions
All authors contributed equally to the preparation of this article.

Conflict of Interest
The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this paper, and that ethical standards of citation and publication have been fully observed.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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 سیاست پولی بهینه در مواجهه با شوک‌های نرخ ارز: بازآرایی اهداف تورم، تولید و ثبات ارزی بارویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی

حسن نراقی[۱]، احمد سرلک[۲]، سید فخرالدین فخرحسینی[۳]، مریم شریف‌نژاد[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2026.31635.3836
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۰۶، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۰/۱۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۱/۰۵
صص: ۱۱۳-۷۷

چکیده
این پژوهش چگونگی واکنش سیاست پولی به نوسانات نرخ ارز در بستر اقتصاد ایران مورد واکاوی و ارزیابی قرار می‌دهد و تلاش می‌شود پیامدهای بهینه‌سازی تصمیمات پولی در مواجهه با شوک‌های کلان تحلیل شود. برای دستیابی به این هدف، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) توسعه داده شده است که پارامترهای آن متناسب با ساختار اقتصادی، ویژگی‌های نهادی و الگوهای رفتاری غالب در اقتصاد ایران تنظیم شده‌اند. این مدل، رفتار متقابل عوامل اصلی اقتصاد شامل خانوارها، بنگاه‌ها، بخش عمومی و مقام پولی را در قالب یک اقتصاد باز به تصویر می‌کشد و منابع مختلف بی‌ثباتی داخلی و خارجی را به‌طور هم‌زمان دربر می‌گیرد. برمبنای داده‌های فصلی طی بازهٔ ۱۳۸۵:۱ تا ۱۴۰۲:۴، واکنش پویای متغیرهای کلان نسبت به مجموعه‌ای از اختلالات ساختاری ازجمله شوک‌های بهره‌وری، تغییرات نرخ ارز و تحولات حجم نقدینگی ازطریق شبیه‌سازی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که این تکانه‌ها اثرات معناداری بر سطح فعالیت اقتصادی، تورم و ارزش دارایی‌ها برجای می‌گذارند و کانال‌های انتقال متعددی را در اقتصاد فعال می‌سازند. یافته‌های سیاستی نشان می‌دهد که افزایش اهمیت هدف کنترل تورم در قاعدهٔ سیاست پولی، می‌تواند شدت سرریز شوک‌ها به بخش واقعی و بازارهای مالی را تعدیل کند؛ هرچند این انتخاب سیاستی با افزایش ناپایداری نرخ بهره همراه است. تمایز اصلی این پژوهش در ارائه یک چارچوب تحلیلی یکپارچه برای ارزیابی هم‌زمان شوک‌های کلان در یک اقتصاد وابسته به نفت نهفته است؛ رویکردی که در مطالعات تجربی مرتبط با اقتصاد ایران کمتر به آن پرداخته شده است. درنهایت، نتایج تأکید می‌کنند که دستیابی به ثبات پایدار اقتصاد کلان مستلزم ایجاد موازنه‌ای دقیق میان مهار تورم و حمایت از پویایی تولید است، به‌ویژه در محیطی که نوسانات نرخ ارز نقش تعیین‌کننده‌ای در فرآیند انتقال تکانه‌ها ایفا می‌کند.

کلیدواژگان: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، سیاست پولی بهینه، شوک‌های نرخ ارز.
طبقه‌بندی JEL: C68, E52, F31, E62, Q43.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران.
Email: h.naraghi@iau.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: ah.sarlak@iau.ac.ir
۳. دانشیار گروه مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران.
Email: SF.Fakhrhosseini@iau.ac.ir
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران.
Email: m_sharifnezhad@iau.ac.ir

ارجاع به مقاله: نراقی، حسن؛ سرلک، احمد؛ فخرحسینی، سید فخرالدین؛ و شریف‌نژاد، مریم، (۱۴۰۵). «تحلیل سیاست پولی بهینه در مواجهه با شوک‌های نرخ ارز: بازآرایی اهداف تورم، تولید و ثبات ارزی بارویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷): ۱۱۳-۷۷. https://doi.org/10.22084/aes.2026.31635.3836
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6513.html

۱. مقدمه

سیاست پولی بهینه در اقتصادهای کشورهای درحال توسعه و وابسته به واردات، نقشی کلیدی در مهار نوسانات تورم و تثبیت فعالیت واقعی ایفا می‌کند، درحالی‌که شوک‌های نرخ ارز به یکی از مهم‌ترین منابع بی‌ثباتی کلان تبدیل شده‌اند (اوبستفلد، ۲۰۲۲)[1]. نوسانات شدید نرخ ارز می‌تواند از مسیرهای متعددی، ازجمله انتقال نرخ ارز به قیمت‌های داخلی، تغییر شرایط تجاری و اثرات ترازنامه‌ای بر بنگاه‌ها و بانک‌ها، منجر به تشدید نوسانات تورم و شکاف تولید شود؛ بنابراین، نادیده گرفتن این نوسانات در طراحی قاعدهٔ بهینهٔ سیاست پولی می‌تواند به نتایج رفاهی گمراه‌کننده به‌همراه داشته باشد (خسروسرکشی و همکاران، ۱۴۰۰). با این‌حال، بخش عمدهٔ ادبیات کلاسیک و بخشی از ادبیات جدید در چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی، تمرکز اصلی خود را بر دو هدف تورم و تولید قرار داده و ثبات ارزی را یا به‌صورت برون‌زا فرض کرده یا آن‌را در قالب فروض ساده و خطی در کانال انتقال نرخ ارز به تورم ادغام کرده است (کورستی و همکاران، ۲۰۲۴)[2].

تمرکز سیاست پولی بر هدف‌گذاری تورم و شکاف تولید در کشورهای درحال توسعه، همواره با این محدودیت همراه بوده است که نقش نوسانات نرخ ارز، به‌عنوان یکی از منابع اصلی بی‌ثباتی کلان، به‌طور کامل در تصمیم‌گیری سیاست‌گذار منعکس نمی‌شود (هافمن و همکاران، ۲۰۲۴)[3]. شواهد نظری و تجربی نشان می‌دهد که ثبات ارزی نه یک متغیر جانبی، بلکه عاملی تعیین‌کننده در پایداری اقتصاد کلان و رفاه اجتماعی است؛ از این‌رو، نادیده‌گرفتن آن می‌تواند به ارزیابی‌های ناقص از آثار سیاست پولی منجر شود (ذریه محمدعلی و همکاران، ۱۴۰۰). باوجود این، بخش قابل‌توجهی از ادبیات موجود، نرخ ارز را صرفاً به‌عنوان کانال انتقال شوک به تورم و تولید درنظر گرفته و آن را به‌صورت صریح در تابع هدف بانک مرکزی وارد نکرده است؛ از این‌رو، چگونگی بازتنظیم بهینه وزن‌های تورم، تولید و ثبات ارزی در مواجهه با شوک‌های ارزی، همچنان کمتر به‌صورت نظام‌مند بررسی شده است (مازلیس و همکاران، ۲۰۲۴)[4].

شوک‌های نرخ ارز ازطریق چندین مکانیزم، تأثیرات قابل‌توجهی بر اقتصاد کلان دارند. مهم‌ترین کانال‌های انتقال این شوک‌ها شامل انتقال نرخ ارز به قیمت‌ها، اثرات ترازنامه‌ای در بخش خصوصی و دولتی، و تغییرات در رقابت‌پذیری تجاری است. شدت و سرعت این انتقال‌ها در کشورهای مختلف متفاوت است و این تفاوت‌ها می‌تواند تصمیم‌گیری در زمینهٔ سیاست پولی بهینه را تحت‌تأثیر قرار دهد. توجه به این کانال‌ها برای درک واکنش سیاست پولی نسبت به نوسانات نرخ ارز و طراحی راهبردهای مؤثر به‌منظور حفظ ثبات اقتصادی، از اهمیت بالایی برخوردار است (وانگ و همکاران، ۲۰۱۶)[5].

در دهه‌های اخیر، بسیاری از بانک‌های مرکزی، هدف‌گذاری تورم را به‌عنوان چارچوب اصلی سیاست پولی خود پذیرفته‌اند. با این‌حال، تجربیات اخیر نشان‌داده است که نادیده‌گرفتن نوسانات نرخ ارز، به‌ویژه در اقتصادهای نوظهور، می‌تواند به بی‌ثباتی کلان اقتصادی منجر شود. این‌امر موجب شده است توجه نظریه‌پردازان و

1. Obstfeld
2. Corsetti et al.
3. Hofmann et al.
4. Mazelis et al.
5. Wang et al.

سیاست‌گذاران به نقش بهینهٔ نرخ ارز در طراحی قواعد سیاست پولی افزایش یابد و بحث‌های تجربی و مدل‌سازی‌های پیشرفته‌ای در این حوزه شکل گیرد (بنیگنو و همکاران، ۲۰۱۵)[1].

این پژوهش یک مدل DSGE[2] منطبق با ویژگی‌های اقتصاد ایران ارائه می‌دهد که در آن، بانک مرکزی تابع زیان خود را برپایهٔ تورم، شکاف تولید و نوسانات نرخ ارز تعریف می‌کند و قاعدهٔ بهینهٔ سیاست پولی در مواجهه با شوک‌های ارزی استخراج می‌شود. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که تغییر وزن هر یک از این اهداف، بر پاسخ‌های پویای متغیرهای کلان، پایداری تعادل و رفاه بلندمدت اثرگذار است و افزودن وزن مستقل به ثبات ارزی می‌تواند، در مقایسه با قواعد استاندارد دوگانه (تورم و تولید)، بهبود قابل‌توجهی ایجاد کند.

ادبیات پیشین عمدتاً بر تورم و شکاف تولید متمرکز بوده و ثبات ارزی را یا برون‌زا فرض کرده است یا به‌صورت ضمنی لحاظ کرده است. نوآوری این پژوهش، واردکردن هم‌زمان تورم، تولید و نوسانات نرخ ارز به‌عنوان اهدافی مستقل در تابع زیان بانک مرکزی است. با حل مسئله رمزی سیاست‌گذار، وزن‌دهی بهینه هر یک از این اهداف براساس ویژگی‌های ساختاری اقتصاد تعیین می‌شود و آثار رفاهی آن‌ها ازطریق شبیه‌سازی عددی مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ امری که دلالت‌های عملی مهمی برای اقتصادهای شوک‌پذیر به‌همراه دارد.

پرسش‌های پژوهش: پرسش محوری آن است که، سیاست پولی بهینه در مواجهه با شوک‌های نرخ ارز از چه مسیرهایی اثر می‌گذارد؟ هدف پژوهش حاضر، شناسایی شرایطی است که در آن سیاست پولی بهینه در مواجهه با شوک‌های نرخ ارز اثرگذار می‌شود؛ این تحلیل براساس (الف) انواع تکانه‌ها (حقیقی، تقاضا و عرضه) و (ب) اهداف سیاستی (شکاف تولید و تثبیت قیمت) انجام شده است.

این پژوهش به‌صورت نظام‌مند، از مبانی نظری تا نتایج سیاستی، سیاست پولی بهینه در اقتصاد ایران و نقش نرخ ارز در چارچوب مدل‌های DSGE را تحلیل می‌کند و رفتار خانوارها، فناوری، سازوکار قیمت‌گذاری، شوک‌های نرخ ارز و تابع زیان سه‌بعدی بانک مرکزی (تورم، شکاف تولید و ثبات ارزی) را تشریح می‌کند. هم‌چنین، قاعدهٔ بهینهٔ سیاست پولی در سناریوهای مختلف وزن‌دهی به اهداف استخراج می‌شود و نتایج شبیه‌سازی‌ها، شامل واکنش‌های کوتاه‌مدت و مقایسهٔ رفاهی سناریوها، گزارش می‌شود. در بخش پایانی، دلالت‌های سیاستی جمع‌بندی شده و مسیرهای پژوهشی آینده پیشنهاد می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

در اقتصادهای درحال توسعه، شوک‌های نرخ ارز به یکی از مهم‌ترین عوامل بی‌ثباتی کلان تبدیل شده‌اند و بر تورم، نوسانات تولید و پایداری مالی اثر قابل‌توجهی می‌گذارند (ذریه‌محمدعلی و همکاران، ۱۴۰۰). شواهد تجربی، به‌ویژه در اقتصادهای وابسته به نفت مانند ایران، نشان می‌دهد که نوسانات ارزی از مسیر انتقال به قیمت‌های داخلی و اثرگذاری بر ترازنامهٔ بنگاه‌ها و بانک‌ها، رفاه اقتصادی و ثبات کلان را با چالش مواجه می‌کنند (گوپینات و همکاران، ۲۰۲۲)[3]. با این‌حال، بخش قابل‌توجهی از ادبیات مبتنی‌بر مدل‌های DSGE، نرخ ارز را صرفاً به‌عنوان

1. Benigno et al.
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium
3. Gopinath et al.

کانال انتقال شوک به تورم و تولید درنظر می‌گیرد و نقش مستقل ثبات ارزی را در طراحی سیاست پولی به‌صورت صریح لحاظ نمی‌کند (مازلیس و همکاران، ۲۰۲۴).

در چارچوب اقتصاد کلان نوکینزی، سیاست پولی بهینه معمولاً ازطریق کمینه‌سازی تابع زیان بانک مرکزی تعریف می‌شود که تمرکز اصلی آن بر مهار نوسانات تورم و شکاف تولید قرار دارد و در برخی کاربردها، تغییرات نرخ بهره را نیز دربر می‌گیرد. قواعد استاندارد تورم تولید، مانند نسخه‌های بهینه‌شدهٔ قاعدهٔ تیلور، به‌عنوان تقریب‌های عملی این رویکرد عمل می‌کنند و با وزن‌دهی مناسب به اهداف سیاستی، می‌کوشند انحراف اقتصاد از تعادل کارای اجتماعی را کاهش دهند (هوفمان و همکاران، ۱۴۰۰). با این‌حال، در اقتصاد باز ایران که به‌شدت در معرض نوسانات نرخ ارز قرار دارد، این قواعد تنها بخشی از آثار شوک‌های ارزی را به‌طور غیرمستقیم جذب می‌کنند و شوک‌های شدید و مکرر ارزی می‌توانند هزینه‌های رفاهی قابل‌توجهی ایجاد کنند که در تابع زیان متعارف بازتاب نمی‌یابد؛ از این‌رو، گنجاندن صریح شاخص‌های ثبات ارزی در تابع هدف سیاست پولی این امکان را فراهم می‌کند که بانک مرکزی نرخ بهره را به‌گونه‌ای تنظیم کند که به‌طور هم‌زمان نوسانات تورم، تولید و نرخ ارز را مهار کرده و پایداری رفاه اقتصادی را به‌صورت مؤثرتری حفظ کند (مازلیس و همکاران، ۲۰۲۴).

در مدل‌های DSGE با ویژگی‌های اقتصاد ایران، نرخ ارز و شوک‌های ارزی نقش کلیدی در انتقال اختلالات خارجی به متغیرهای کلان دارند و بر تورم، تولید و وضعیت مالی تأثیر می‌گذارند (حیدریان و همکاران، ۱۴۰۳). این شوک‌ها ازطریق تغییر قیمت نسبی کالاها، تعدیل شرایط تجاری و اثرگذاری بر ترازنامه‌ها، پویایی اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. در اقتصادهای وابسته به واردات و دارای ترازنامه‌های دلاریزه، گنجاندن صریح ثبات ارزی در تابع هدف بانک مرکزی ضروری است؛ زیرا سیاست پولی نمی‌تواند صرفاً بر تثبیت تورم و تولید متمرکز شود (هافمن و همکاران، ۲۰۲۴).

در مقایسه با مطالعات پیشین سیاست پولی در ایران، که عمدتاً بر مدل‌های VAR/SVAR برای بررسی اثرات شوک‌های نرخ ارز تکیه کرده‌اند، این پژوهش یک مدل DSGE کالیبره‌شده بر ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ارائه می‌دهد که رفتار بهینهٔ عوامل را مدل‌سازی کرده و قاعدهٔ سیاست پولی پویا را استخراج می‌کند. برخلاف مدل‌های DSGE پیشین که شوک‌های ارزی را به‌صورت ایزوله بررسی می‌کنند، این مطالعه اثرات هم‌زمان شوک‌های ارزی، نفتی و نقدینگی را درنظر می‌گیرد و نشان می‌دهد که تقویت وزن تورم در قاعدهٔ پولی، سرریز شوک‌ها را تعدیل کرده و واریانس نرخ بهره و رفاه بلندمدت را کاهش می‌دهد؛ هم‌راستا با نتایج مطالعات مبتنی‌بر GARCH. با این‌حال، محدودیت‌های مدل شامل فرض همگنی عوامل، نادیده‌گرفتن ناهم‌سانی اعتباری و دلاریزاسیون بدهی‌ها، و ساده‌سازی شوک‌ها در چارچوب رژیم‌های مارکوف‌وار است که دقت پیش‌بینی جهش‌های ارزی شدید در اقتصاد نفتی ایران را محدود می‌کند و ضرورت گسترش به عوامل ناهمگن و سوئیچینگ رژیم‌ها را برجسته می‌سازد. باوجود پیشرفت‌های اخیر در مدل‌سازی DSGE برای اقتصاد ایران، خلأهای پژوهشی قابل‌توجهی باقی‌مانده است. این خلأها شامل تمرکز محدود بر شوک‌های ارزی مستقل و نادیده‌گرفتن تعامل آن‌ها با نوسانات نفتی و نقدینگی، تحلیل ناکافی وزن‌دهی بهینهٔ تورم تولید در برابر مجموعه‌ای از شوک‌های ساختاری، و عدم ادغام کانال‌های انتقال ارزی با کالیبراسیون داده‌های بلندمدت است. هم‌چنین، فقدان یک چارچوب یکپارچه برای شبیه‌سازی رفتار بهینهٔ عوامل و استخراج قاعدهٔ رمزی سیاست‌گذار در حضور شوک‌های چندگانه، همراه با

نادیده‌گرفتن ناهمگنی عوامل و تغییرات رژیم شوک‌ها، از محدودیت‌های اصلی موجود به‌شمار می‌رود و مسیرهای پژوهشی آینده را مشخص می‌کند.

شوک‌های نرخ ارز در اقتصادهای درحال توسعه، به‌ویژه در اقتصاد نفتی و ارزی ایران، منبع مهم بی‌ثباتی تورم، نوسانات تولید و فشارهای مالی هستند و نقش تعیین‌کننده‌ای در کیفیت سیاست پولی و رفاه اقتصادی ایفا می‌کنند (حیدریان و همکاران، ۱۴۰۳). این شوک‌ها ازطریق تغییر قیمت‌های داخلی، شرایط تجاری و تأثیر بر ترازنامهٔ بنگاه‌ها و بانک‌ها، تعامل پیچیده‌ای با تکانه‌های نفتی و نقدینگی ایجاد می‌کنند که نوسانات کلان را تشدید می‌کند (زارعی و همکاران، ۱۴۰۳). مدل‌های نوین DSGE، با کالیبراسیون براساس ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران، امکان بررسی سیاست پولی بهینه با لحاظ هم‌زمان تورم، تولید و ثبات ارزی را فراهم می‌کنند و پاسخ سیاستی به شوک‌های متعدد و پیامدهای رفاهی بلندمدت را تحلیل می‌کنند (هافمن و همکاران، ۲۰۲۴). با این‌حال، محدودیت‌هایی مانند فرض همگنی عوامل و نادیده گرفتن تغییرات رژیم شوک‌ها، ضرورت توسعهٔ مدل‌ها با عوامل ناهمگن و سوئیچینگ رژیم‌ها را برجسته می‌کند و مسیر پژوهش‌های آینده برای بهبود طراحی سیاست پولی را مشخص می‌سازد (مازلیس و همکاران، ۲۰۲۴).

شواهد تجربی از اقتصاد ایران نشان می‌دهد که شوک‌های نرخ ارز تأثیر قابل‌توجهی بر متغیرهای کلان دارند. تکانه‌های ارزی مثبت، نرخ تورم را افزایش می‌دهند و ازطریق افزایش هزینه‌های واسطه‌ای و تضعیف ترازنامهٔ بنگاه‌ها، شکاف تولید را کاهش می‌دهند. تعامل این شوک‌ها با تکانه‌های نفتی، نوسانات کلان را تشدید می‌کند. شبیه‌سازی‌های DSGE کالیبره‌شده نشان می‌دهد که قاعده سیاست پولی با تمرکز بر تورم، نوسانات قیمتی را تعدیل و سرریز به بخش واقعی را کاهش می‌دهد؛ هرچند نوسانات نرخ بهره افزایش می‌یابد. این نتایج با برآوردهای پیشین هم‌خوانی دارد و مدل حاضر با ادغام رفتار بهینه‌ساز عوامل، دقت پیش‌بینی بالاتری در افق‌های بلندمدت ارائه می‌دهد. درمجموع، این شواهد بر ضرورت تعادل میان مهار تورم و حفظ پویایی تولید در قاعدهٔ پولی اقتصاد نفتی ارزی ایران تأکید می‌کند.

این ادبیات نشان می‌دهد که مدل‌های استاندارد DSGE باید برای ایران سفارشی‌سازی شوند تا تکانه‌های درآمد نفتی مؤثر بر نقدینگی و بودجه، رژیم‌های نرخ ارز مؤثر بر تورم و شکاف تولید، و اصطکاک‌های مالی مؤثر بر بازار سهام را دربر گیرند.

بر همین‌اساس، این پژوهش یک مدل چندبخشی DSGE نوکینزی شامل: خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و بانک مرکزی ارائه می‌کند که تکانه‌های کلان را به‌طور صریح وارد می‌کند. این مدل، چارچوب‌های پیشین (گالی و موناسلی، ۲۰۰۵[1]؛ نیستاکو ، ۲۰۱۲[2]) را گسترش می‌دهد تا امکان وقوع هم‌زمان تکانه‌های درآمد نفتی، نرخ ارز و نقدینگی در بازار سهام فراهم شود و بینش‌هایی ارائه کند که مدل‌های متعارف قادر به آشکارسازی آن نیستند. این رویکرد، موازنه‌های سیاستی بین تثبیت تورم، حمایت از تولید و حفظ ثبات مالی را در اقتصاد کوچک و نفت‌محور ایران برجسته می‌سازد.

1. Galí & Monacelli
2. Nisticò

درمجموع، ادبیات مرورشده ضمن بیان ارتباط موضوعی، محدودیت‌های مدل‌های موجود را نیز آشکار کرده و انگیزهٔ لازم را برای ارائه چارچوب سفارشی‌شدهٔ DSGE در بخش بعدی فراهم می‌کند. این مدل امکان تحلیل جامع سیاست پولی بهینه را در شرایط اثرگذاری هم‌زمان تکانه‌ها را فراهم کرده و راهنمایی‌هایی فراتر از رویکردهای سنتی ارائه می‌دهد.

۳. پیشینهٔ پژوهش

در مطالعات پیشین انجام‌شده در این زمینه می‌توان به تحقیقات «نیستاکو» (۲۰۱۲)، «وگالی» و «موناسلی» (۲۰۰۵)، «برگ» و همکاران (۲۰۱۰)[1] و «بیات» و همکاران (۱۳۹۵) اشاره کرد. این مطالعات با استفاده از مدل‌های DSGE به بررسی سیاست پولی بهینه پرداخته‌اند. با این‌حال، تعداد تحقیقات انجام‌شده در خارج اندک بوده و تحقیقات داخلی نیز محدود و تا سال ۱۴۰۱ به‌روز هستند؛ بنابراین، نیاز به بررسی و تحلیل‌های جدید در سال ۱۴۰۴ احساس می‌شود.

«کوئنن»[2] و همکاران (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) کینزی جدید، بررسی شده است که این چارچوب‌ها تا چه اندازه قادر به تبیین پویایی‌های تورم، تولید و انتقال سیاست پولی هستند. نتایج نشان می‌دهد که مدل‌های استاندارد هم‌چنان بخش مهمی از نوسانات تورم و تولید را توضیح می‌دهند، اما گسترش آن‌ها با لحاظ اصطکاک‌های مالی، کران مؤثر نرخ بهره و شوک‌های قیمت انرژی، توان تحلیلی و پیش‌بینی را به‌طور معناداری افزایش داده است. هم‌چنین این مدل‌ها ابزار مناسبی برای ارزیابی پیامدهای رفاهی قواعد سیاست پولی و مقایسه سیاست‌های اجراشده با سیاست‌های بهینه فراهم می‌کنند، هرچند تجربه‌های اخیر تورمی، ضرورت تقویت ساختار عرضه و درنظر گرفتن پویایی‌های غیرخطی را برجسته می‌سازد.

«کارادی»[3] و همکاران (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای، سیاست پولی بهینهٔ رمزی در چارچوب قیمت‌گذاری وابسته به حالت بررسی می‌شود و نشان‌داده می‌شود که وجود منحنی فیلیپس غیرخطی، موجب افزایش حساسیت تورم به فعالیت اقتصادی پس از شوک‌های بزرگ می‌گردد. نتایج بیانگر آن است که در مواجهه با شوک‌های هزینه‌ای، سیاست پولی بهینه امکان مهار مؤثرتر تورم را فراهم می‌کند، درحالی‌که در برابر شوک‌های بهره‌وری، تعهد به ثبات قیمت‌ها هم‌چنان به‌عنوان قاعده‌ای بهینه باقی می‌ماند.

«آیسون»[4] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل DSGE سه‌کشوری، محرک‌های نوسانات نرخ ارز در اقتصادهای کوچک و باز (SOE) نشان‌داده شد که شوک‌های مالی خارجی، اصلی‌ترین عامل بی‌ثباتی نرخ ارز هستند؛ درحالی‌که شوک‌های داخلی نقش مکمل دارند و شوک‌های غیرمالی تأثیر قابل‌توجهی بر نوسانات ارز ندارند. یافته‌ها با تحلیل مدل خودرگرسیون برداری با متغیرهای برون‌زا نیز هم‌خوانی دارد.

1. Barg et al.
2. Coenen et al.
3. Karadi et al.
4. Aísson

«یانگ»[1] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای، پویایی نرخ ارز چین با مدل DSGE اقتصاد باز بررسی شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که شوک‌های بهره‌وری، محرک اصلی نوسانات نرخ ارز واقعی هستند و شوک‌های پولی بیشترین اثر را بر نرخ ارز اسمی دارند. علاوه‌بر این، گنجاندن شوک‌های خبری محدود شده تأثیر قابل‌توجهی بر نتایج مدل پایه ایجاد نمی‌کند.

«بیلی»[2] و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای نشان‌داده شده است که در چارچوب یک مدل کینزی جدید و در شرایطی که نرخ بهرهٔ طبیعی به‌طور پایدار منفی و نرخ بهرهٔ اسمی با کران صفر مواجه است، سیاست پولی بهینه به‌گونه‌ای طراحی می‌شود که اقتصاد به‌تدریج به تعادلی با تورم مثبت میانگین همگرا شود. نتایج نشان می‌دهند که حتی در حضور محدودیت کران صفر، بانک مرکزی می‌تواند با استفاده از قواعد غیرخطی نرخ بهره، مسیرهای باثبات و یکتایی برای تورم و تولید در مواجهه با شوک‌ها ایجاد کند.

«چن»[3] و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای اصطکاک‌های بازار ارز و نقش بالقوهٔ مداخلات ارزی را در اقتصادهای نوظهور (EME)[4] و برخی کشورهای پیشرفته (AE)[5] با هدف‌گذاری تورم بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست نرخ بهره به‌تنهایی ممکن است برای تثبیت تولید و تورم پس از شوک‌های خروج سرمایه کافی نباشد و مداخلات ارزی می‌تواند کارایی سیاست‌ها را بهبود بخشد. نتایج همچنین تفاوت‌های ساختاری بین کشورهای توسعه‌یافته (AE) و بازارهای نوظهور (EME)، به‌ویژه در عمق بازار ارز، و اهمیت درون‌زایی رفتار مداخلات ارزی را برجسته می‌کند؛ این امر استفادهٔ گزینشی از مداخلات ارزی در برخی بازارهای نوظهور را توجیه می‌کند.

«هوفمان»[6] و همکاران (۲۰۲۴) در یک مطالعه نشان‌داده شده است که بانک‌های مرکزی که تحت چارچوب هدف‌گذاری تورم یا رژیم‌های مشابه عمل می‌کنند، اهداف خود را به‌صورت هدفمند دنبال کرده و به تورم ناشی از تقاضا واکنش قوی‌تری نسبت به تورم ناشی از عرضه نشان می‌دهند. این یافته از تخمین قواعد سیاست پولی نوع تیلور برای هفت اقتصاد پیشرفته به‌دست آمده و با توصیه‌های نظریهٔ پولی و رویه‌های رسمی بانک‌های مرکزی هم‌خوانی دارد. هم‌چنین، نشان‌داده شده است که در دورهٔ افزایش تورم پس از پاندمی، نرخ‌های سیاستی ابتدا با تأخیر واکنش نشان‌دادند، اما نهایتاً به سطوح پیش‌بینی‌شده توسط قواعد هدفمند تیلور رسیدند.

«حیدریان» و همکاران (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های DSGE نشان‌داده شده است که شوک‌های ناشی از تحریم باعث افزایش نرخ بهره، تورم، مصرف و واردات و کاهش تولید، صادرات، سرمایه‌گذاری و فروش نفت می‌شوند. هم‌چنین، سیاست‌های پولی و مالی قادر به کاهش اثرات تحریم هستند و به‌ویژه سیاست پولی نقش مؤثرتری در مهار آثار کوتاه‌مدت و میان‌مدت تحریم‌ها ایفا می‌کند؛ این امر ضرورت طراحی هماهنگ سیاست‌های اقتصادی برای حفظ ثبات و تاب‌آوری مالی را برجسته می‌سازد.

1. Yang
2. Billi et al.
3. Chen et al.
4. Emerging Market Economies
5. Advanced Economies
6. Hofmann et al.

«پوراکبر» و همکاران (۱۴۰۳) در این مطالعه، سیاست پولی بهینه در شرایط عدم قطعیت در اقتصاد ایران بررسی‌شده و نقش دو رویکرد «قیمت‌گذاری کالوو»[1] و «روتنبرگ»[2] تحلیل می‌شود. نتایج نشان می‌دهند که سیاست پولی بهینه، هم‌زمان تورم و شکاف تولید را تثبیت کرده و با کاهش انگیزه‌های احتیاطی خانوارها و بنگاه‌ها، ثبات اقتصادی را ارتقا می‌دهد.

«زارعی» و همکاران (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل DSGE مبتنی‌بر رویکرد کینزی جدید، آثار هم‌زمان تحریم‌های اقتصادی و نقش صندوق توسعهٔ ملی بر متغیرهای کلان ایران تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌های صادراتی غیرنفتی و کالاهای واسطه‌ای بیشترین تأثیر منفی را بر تولید، اشتغال، تورم و دستمزد دارند، درحالی‌که تحریم‌های نفتی اثر محدودتری بر اقتصاد دارند. هم‌چنین صندوق توسعهٔ ملی قادر به کاهش نوسانات ارزی ناشی از تحریم‌ها نیست و کارکرد آن در مهار تکانه‌های خارجی به‌طور قابل‌توجهی محدود شده است.

«نظری» و همکاران (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای با استفاده از یک مدل DSGE شامل شبکهٔ بانکی، آثار سیاست پولی مبتنی‌بر نرخ سود واقعی صفر بر متغیرهای کلان ایران تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی طی دورهٔ ۱۳۸۸–۱۴۰۰ انفعالی بوده و توانایی واکنش کافی به شوک‌های اقتصادی را ندارد. شبیه‌سازی‌ها نیز حاکی از محدودیت این قاعده در بازگرداندن اقتصاد به تعادل پایدار هستند، که ضرورت بازبینی سیاست نرخ سود واقعی صفر را برای تضمین ثبات کلان برجسته می‌سازد.

«نصیری» و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، سیاست پولی اختیاری در اقتصاد ایران تحلیل شده و اعتبار بانک مرکزی در مدیریت تورم و نرخ ارز برآورد می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که اعتبار مقامات پولی در هر دو حوزه بسیار پایین است و تخصیص وزن بالاتر به کاهش شکاف نرخ ارز، همراه با وزن برابر برای سایر اهداف، کمترین نوسانات و زیان اجتماعی را ایجاد می‌کند. هم‌چنین، اعتبار بالاتر سیاست‌گذار باعث تثبیت سریع‌تر متغیرهای کلان می‌شود، زیرا فعالان اقتصادی اثر شوک‌ها را موقتی تلقی کرده و تصمیمات خود را براساس آن تنظیم نمی‌کنند؛ این امر اهمیت طراحی سیاست پولی با توجه به اعتبار مقامات را برجسته می‌سازد.

«ذریه محمدعلی» و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای، کارآیی سیاست‌های پولی و مالی در ایران با تمرکز بر واکنش به شکاف تولید بررسی شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که بانک مرکزی به تغییرات شکاف تولید واکنش محدودی دارد، درحالی‌که دولت با سیاست‌های انبساطی پاسخ می‌دهد؛ این امر نشان‌دهندهٔ انحراف رفتار عملی سیاست‌های مالی از قواعد استاندارد تیلور و اهمیت نقش دولت در مدیریت نوسانات تولید است.

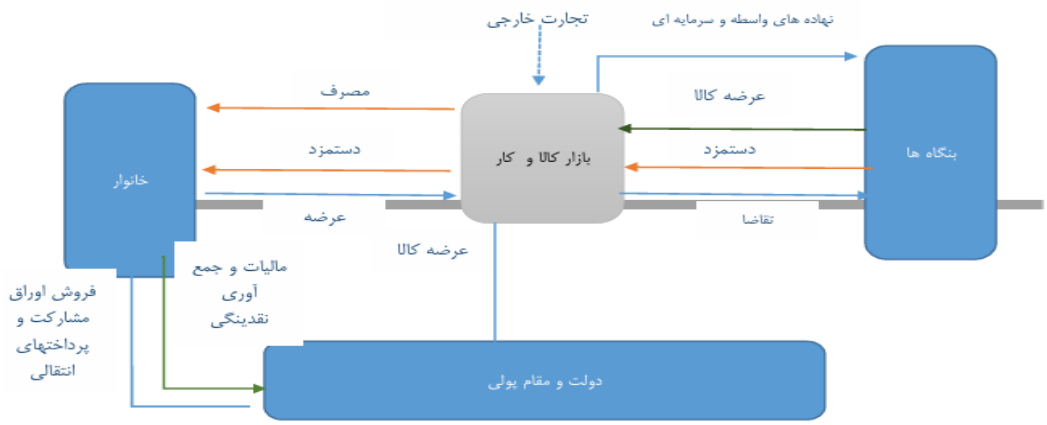
«الباجی» و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای با استفاده از چارچوب مکتب کینزی‌های جدید و مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، یک مدل کلان قابل برآورد برای اقتصاد ایران طراحی کردند و آثار سیاست‌های پولی و ارزی را بر متغیرهای کلان اقتصادی تحلیل نمودند. شبیه‌سازی‌ها نشان‌داد که ابزارهایی مانند: نرخ سود بانکی، ذخایر ارزی بانک مرکزی و نرخ تغییر ارز اسمی، تأثیر قابل‌توجهی بر تراز تجاری واقعی، شکاف تولید، تورم،

1. Calvo pricing
2. Rotemberg pricing

نرخ ارز واقعی و دارایی‌های خارجی دارند. هم‌چنین، مقایسهٔ رژیم‌های ارزی مختلف نشان‌داد که نظام ارزی مدیریت‌شده (میانی) نسبت به نظام‌های شناور و میخکوب‌شده، نوسانات کمتری در متغیرهای کلان ایجاد کرده و بیشترین پایداری را فراهم می‌کند.

٤. روش‌شناسی پژوهش

مطابق پژوهش گالی و موناسلی (۲۰۰۵)، پژوهش حاضر یک مدل تعادل‌عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران ارائه می‌دهد که براساس چارچوب نیستاکو (۲۰۱۲) تنظیم شده است. ساختار مدل شامل: خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و بانک مرکزی است و ویژگی‌های منحصربه‌فردی نسبت به مطالعات پیشین دارد؛ ازجمله واردکردن بازار سرمایه و پویایی قیمت سهام به‌عنوان کانال‌های اثرگذار بر فرآیند سیاست‌گذاری پولی. بدین‌ترتیب، این رویکرد امکان بررسی دقیق‌تر اثرات سیاست‌های پولی را در شرایطی فراهم می‌کند که بازار سرمایه نقش تعیین‌کننده‌ای در انتقال سیاست‌ها به بخش واقعی اقتصاد ایفا می‌کند.



نمودار مدل پیشنهادی DSGE در این پژوهش.

Flowchart of the proposed DSGE model in this study.

٤-١. خانوارها

فرض می‌شود که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده است که با اندیس i نشان می‌دهیم و همهٔ آن‌ها همگن هستند. خانوارها از مصرف کالاها و نگه‌داری مانده‌های حقیقی پول مطلوبیت کسب می‌کنند و با ارائه کار بیشتر از مطلوبیتش کاسته می‌شود؛ زیرا فراغت وی کاهش می‌یابد. ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار نماینده در طول دوران زندگی خود به‌دست می‌آورد. که در آن β عامل تنزیل زمانی است. شکل تابع مطلوبیت خانوار که تابعی از مصرف کل خانوار، ماندهٔ حقیقی پول و عرضهٔ کار می‌باشد، به‌شرح معادله (۱) است:

$$E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U_t^i(0)$$

$$E_0\sum_{i=0}^{\infty}\beta^i U_t^i=\left[\frac{1}{1-\sigma_c}\left(c_t^i-hc_{t-1}\right)^{1-\sigma_c}-\frac{1}{1+\sigma_l}\left(L_t^i\right)^{1+\sigma_l}\frac{1}{1-\sigma_m}+\left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c}\right)^{1-\sigma_m}\right] \quad (۱)$$

در معادله (۱) کالاهای مصرفی از ترکیبی از کالاهای مصرفی تولید داخل و وارداتی متفاوت تشکیل شده است که توسط تولیدکنندگان داخلی و واردات تأمین می‌شود. در تابع مطلوبیت (۱)، σ_c ضریب ریسک‌گریزی نسبی را بیان می‌کند که عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد. پارامتر σ_l بیانگر عکس کشش عرضهٔ نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی و σ_m عکس کشش ماندهٔ حقیقی پول $(m_t^{c,t}=\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c})$ نسبت به نرخ بهره را نشان می‌دهد. تابع مطلوبیت در معادله (۱)، عادات بیرونی (رفتار چشم‌هم‌چشمی) رفتار مصرف‌کننده را منعکس می‌کند که این عادات به‌میزان متوسط مصرف سرانهٔ اقتصاد بستگی دارد؛ لذا هر خانوار نمایندهٔ در اقتصاد در زمان t وقتی که مصرف وی از h درصد متوسط مصرف سرانهٔ اقتصاد در دورهٔ t-1 بزرگ‌تر باشد، از مصرف بیشتر مطلوبیت مثبت کسب می‌کند که در آن h بیانگر آن است که نشان‌دهندهٔ تمایل مصرف‌کننده برای هموار کردن سطح مصرف خود نسبت به متوسط مصرف سرانه در دوره‌های گذشته است. هرچه h بالا باشد درجهٔ وابستگی بالایی از عادت مصرفی را نشان می‌دهد.

٤-١-١. انتخاب سبد مصرفی و به‌دست آوردن توابع تقاضای مصرف

در معادله (۱) فرض می‌شود مصرف کل به قیمت حقیقی(c_t^i)، ترکیبی از مصرف کالاهای داخلی(c_t^d) و کالاهای وارداتی(c_t^m) است که به‌ترتیب توسط بنگاه‌های تولیدی داخلی و وارداتی تأمین می‌شود. این کالاها ازطریق جمع‌گر دیگسیت–استیگلیتز با هم ترکیب می‌شوند، یعنی

$$c_t=\left[\xi_c^{\frac{1}{\mu_c}}\left(c_t^d\right)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}+(1-\xi_c)^{\frac{1}{\mu_c}}\left(c_t^m\right)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}\right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c-1}} \quad (۲)$$

که در آن ξ_c و $(1-\xi_c)$ به ترتیب سهم کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی در کل سبد مصرفی خانوارها و η_c کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی و وارداتی را نشان می‌دهد. در حالت کلی، مسئله تصمیم‌گیری خانوار را می‌توان در دو مرحله بررسی کرد؛ در مرحلهٔ اول، خانوار تصمیم می‌گیرد که چه ترکیبی از کالاهای مصرفی را انتخاب کند تا هزینهٔ دستیابی به سطح مشخصی از مصرف کالای ترکیبی به حداقل برسد. در این مرحله، خانوارها هزینهٔ خرید مصرف ترکیبی(c_t) را حداقل می‌کنند. در مرحلهٔ دوم با توجه به هزینهٔ دسترسی در هر سطح معینی از مصرف c_t، خانوار مقادیر بهینه‌ای از $c_t, L_t, \frac{M_t^c}{P_t}$ را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که مطلوبیت آن‌حداکثر شود. برای انجام مرحلهٔ اول، خانوارها هزینهٔ خرید سطح مصرف ترکیبی c_t، را حداقل می‌کنند. درخصوص انتخاب کالاهای مصرفی‌تولید داخل و وارداتی، آن‌ها مسئله (۳) را حل می‌کنند:

$$\min_{c_t^i} P_t^d c_t^d + P_t^m c_t^m$$
$$s.t \qquad (۳)$$
$$c_t = \left[\xi_c^{\frac{1}{\mu_c}}(c_t^d)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}} + (1-\xi_c)^{\frac{1}{\mu_c}}(c_t^m)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}\right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c-1}}$$

که در آن c_t^d و c_t^m به‌ترتیب مصرف کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی و P_t^d و P_t^m به‌ترتیب شاخص قیمت کالاهای داخلی و کالاهای وارداتی است. از حل شرایط مرتبهٔ اول رابطه (۳) می‌توان توابع تقاضا برای کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی به‌صورت رابطه (۴) به‌دست آورد:

$$c_t^m = (1-\xi_c)\left(\frac{P_t^m}{P_t^c}\right)^{-\mu_c} c_t \qquad (۴)$$

$$c_t^d = \xi_c\left(\frac{P_t^d}{P_t^c}\right)^{-\mu_c} c_t \qquad (۵)$$

با جایگزینی روابط (۴) و (۵) در سبد مصرفی خانوارها $P_t^d c_t^d + P_t^m c_t^m = P_t^c c_t$ شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (P_t^c)، با اجزای آن به‌دست می‌آید، یعنی

$$P_t^c = [\xi_c (P_t^d)^{1-\eta_c} + (1-\xi_c)(P_t^m)^{1-\eta_c}]^{\frac{1}{1-\eta_c}} \qquad (۶)$$

که در آن P_t^c بیانگر تغییرات شاخص کل قیمت مصرف‌کننده است. بعد از این‌که ترکیب بهینهٔ کالاها در مرحلهٔ اول تعیین شد، در مرحلهٔ سوم، هدف خانوارها این است که تابع مطلوبیت موردانتظار خود را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر کنند. در مرحلهٔ دوم، بعد از این‌که ترکیب بهینهٔ کالاها در مرحلهٔ اول تعیین شد، هدف خانوارها این است که مقادیر بهینه‌ای از مصرف c_t ، نیروی کار L_t و دارایی‌های مالی را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که مطلوبیت او حداکثر شود. دارایی‌های مالی خانوارها از پول، اوراق مشارکت و سهام تشکیل شده است. پول بازدهی اسمی ندارد، ولی به اوراق مشارکت سودی (بهره‌ای) با نرخ r_t^d تعلق می‌گیرد. به سهام سود تقسیمی (در صورت وجود) و عایدی سرمایه تعلق می‌گیرد. میزان دارایی‌های مالی خانوارها در پایان دورهٔ t شامل پول نقد، اوراق مشارکت، سبدی از سهام $N_t(j)$ که توسط بنگاه‌های واسطه‌ای jام منتشر می‌شود. قیمت اسمی هر سهم بنگاه jام در دورهٔ t با $P_t^s(j)$ نشان می‌دهیم؛ بنابراین، ثروت سهام خانوار iام شامل سبدی از سهام بنگاه‌های واسطه‌ای است، که هرکدام از این سهام دارای سود تقسیمی با ارزش اسمی $DV_t(j)$ می‌باشد؛ بنابراین، در شروع هر دوره منابع درآمدی خانوارها شامل خالص اجارهٔ دستمزد، سرمایه و مجموعه‌ای از ثروت مالی از دورهٔ قبل (شامل: پول، اوراق مشارکت و سهام) می‌باشد.

برای مدل‌سازی دارایی سهام از مطالعات نیستاکو (۲۰۰۳ و ۲۰۱۰)[1] استفاده می‌کنیم. دارایی‌های (ثروت) سهام خانوار iام را که از دورهٔ قبل به‌همراه داشته ($\Omega_{t-1}^{*,i}$) را می‌توان به‌صورت رابطه (۷) نوشت:

$$\Omega_{t-1}^{*,i} = \int_0^1 (P_t^s(j) + DV_t(j)) N_t(j)\, dj \qquad (۷)$$

قید بودجهٔ بین دوره‌ای خانوارها را برحسب قیمت‌های حقیقی را می‌توان به‌صورت رابطه (۸) بیان کرد:

1. Nistico

$$c_t^i + I_t^i + b_t^i + \frac{1}{P_t^c}\int_0^1 P_t^s(j)\frac{N_t(j)}{\varepsilon_t^s}dj + m_t^{c,i} = (1+r_{t-1}^d)\frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} + \frac{1}{P_t^c}\Omega_{t-1}^{*,i} + TR_t^i - T_t^i + y_t^i \quad (۸)$$

که در آن I_t^i میزان سرمایه‌گذاری، b_t^i اوراق مشارکت، r_{t-1}^d بیانگر نرخ بهره اسمی اوراق مشارکت، T_t^i مالیات خانوارها (مالیات مستقیم، غیرمستقیم و ارزش‌افزوده)، TR_t^i پرداخت‌های انتقالی دولت، P_t^I شاخص قیمت سرمایه‌گذاری است و خانوار ثروت خود را به‌صورت ماندهٔ واقعی پول $m_t^{c,i}$ و اوراق مشارکت b_t^i نگه‌داری می‌کنند، π_t^c نرخ تورم برمبنای شاخص کل قیمت مصرف‌کننده، ε_t^s تکانهٔ قیمت سهام است که درواقع حباب قیمت را تشکیل می‌دهد. سایر متغیرها قبلاً در متن تعریف شده است و y_t^i بیانگر درآمد خانوارها است که به‌صورت رابطه (۹) تعریف شد:

$$y_t^i = \frac{W_t^i}{P_t^c}L_t^i + R_t^k k_{t-1}^i - k_{t-1}^i + Div_t^i \quad (۹)$$

درآمد کل خانوارها از محل دستمزد نیروی کار $(\frac{W_t^i}{P_t^c}L_t^i)$، اجارهٔ سرمایه منهای هزینهٔ مربوط به تغییرات در نرخ بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه و سودهای تقسیم‌شدهٔ بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای Div_t^i به‌دست می‌آید. در رابطه (۹)، W_t^i دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی حقیقی سرمایه می‌باشد. موجودی سرمایه در مالکیت خانوارها است و به‌عنوان عامل تولید همگن در فرآیند تولید مورداستفاده قرار می‌گیرد. خانوارها، موجودی سرمایهٔ خود را با نرخ R_t^k به بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطهٔ اجاره می‌دهند. فرض می‌شود که فرآیند انباشت سرمایه ازطریق معادله (۱۰) انجام می‌شود:

$$k_t^i = (1-\delta)k_{t-1}^i + \left[1 - S\left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i}\right)\right]I_t^i \quad (۱۰)$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه‌گذاری، I_t^i سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی و $S(0)$ تابع هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری می‌باشد که تابعی مثبت از تغییرات در سرمایه‌گذاری می‌باشد. $S(0)$ درواقع بیانگر منابعی است که برای تبدیل سرمایه‌گذاری جدید به موجودی سرمایه از دست می‌رود. در حالت تعادل ایستا $S(1) = 0$ و $S'' > 0$ است؛ لذا هزینهٔ تعدیل تنها به مشتق دوم بستگی دارد.

باتوجه به توضیحات فوق، مسئله خانوارها حداکثر کردن تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه است. در فرآیند بهینه‌یابی، خانوارها میزان مصرف، پول، سرمایه‌گذاری در سهام، سپرده‌گذاری، عرضهٔ نیروی‌کار، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری و میزان بهره‌برداری از سرمایه را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کنند که تابع هدف‌شان نسبت به قید بودجه حداکثر شود:

$$max\, E_t \sum_{t=0}^{\infty}\left\{\left[\frac{1}{1-\sigma_c}\left(c_t^i - hc_{t-1}\right)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_l}\left(L_t^i\right)^{1+\sigma_l} + \frac{1}{1-\sigma_m}\left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c}\right)^{1-\sigma_m}\right] + \lambda_t\left[(1+r_{t-1}^d)\frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} + \frac{1}{P_t^c}\Omega_{t-1}^{*,i} + TR_t^i - T_t^i + \frac{W_t^i}{P_t^c}L_t^i + R_t^k k_{t-1}^i -\right.\right.$$

$$k_{t-1}^{i}+Div_{t}^{i}-c_{t}^{i}-I_{t}^{i}-b_{t}^{i}-m_{t}^{c,i}-\frac{1}{P_{t}^{c}}\int_{0}^{1}P_{t}^{s}(j)\frac{N_{t}(j)}{\varepsilon_{t}^{s}}dj\Big]+Q_{t}\Big[(1-\delta)k_{t-1}^{i}+\Big[1-S\left(\frac{I_{t}^{i}}{I_{t-1}^{i}}\right)\Big]I_{t}^{i}-k_{t}^{i}\Big]\Big\}$$

که در آن λ_t ضریب فرآیند مربوط به قید بودجه و Q_t ضریب فرآیند مربوط به موجود سرمایه‌ای است. شرایط مرتبهٔ اول برای هر دوره $t \geq 0$ به‌شرح زیر است:[۱]

$$(\partial c_t) \quad (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c} = \lambda_t \tag{۱۱}$$

$$(\partial I_t) \quad Q_t\left[1-S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)-S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right).\frac{I_t}{I_{t-1}}\right]+\beta E_t Q_{t+1}S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 = \lambda_t \tag{۱۲}$$

$$(\partial K_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1} R_{t+1}^{k} + \beta(1-\delta)E_t Q_{t+1} \tag{۱۳}$$

$$(\partial b_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1}(1+r_t^d)\frac{1}{\pi_{t+1}^{c}} = \lambda_t \tag{۱۴}$$

$$(\partial m_t^c) \quad \varepsilon_t^M (m_t^c)^{-\sigma_m} = \lambda_t - \beta E_t \lambda_{t+1}\frac{1}{\pi_{t+1}^{c}} \tag{۱۵}$$

$$(\partial L_t) \quad -L_t^{\sigma_l}+\lambda_t\frac{W_t}{P_t^c} = 0 \tag{۱۶}$$

$$(\partial N_t) \quad \frac{1}{P_t^c \varepsilon_t^s}\lambda_t P_t^s(j) + E\left\{\beta\frac{1}{P_{t+1}^c}\lambda_{t+1}(P_{t+1}^s(j)+DV_{t+1}(j))\right\} = 0 \tag{۱۷}$$

از ترکیب معادلات (۱۱) و (۱۳) می‌توان به رابطهٔ تعادلی بین زمانی مصرف به‌صورت رابطه (۱۸) رسید:

$$\beta E_t \lambda_{t+1}(1+r_t^d)\frac{1}{\pi_{t+1}^{c}} = E_t\frac{(c_t)^{-\sigma_c}}{(c_{t+1})^{-\sigma_c}} \tag{۱۸}$$

معادلهٔ (۱۹) تخصیص بهینهٔ مصرف بین دوره‌ای خانوارها را نشان می‌دهد که خانوارها با توجه به نرخ تنزیل و نرخ سود این تخصیص را انجام می‌دهند. از ترکیب معادله (۱۱)، (۱۴) و (۱۶) می‌توان معادلهٔ تقاضای برای پول خانوارها را به‌دست آورد که به‌شرح رابطه (۱۹) است:

$$(m_t^c)^{-\sigma_m} = (c_t)^{-\sigma_c} \times \frac{r_t^d}{1+r_t^d} \tag{۱۹}$$

ماندهٔ حقیقی پول با مصرف رابطهٔ مثبت و کشش آن برابر $\frac{\sigma_c}{\sigma_m}$ است، ولی با نرخ سود (بهره) سپرده‌ها رابطهٔ منفی دارد. از ترکیب معادلات (۱۱) و (۱۳) می‌توان رابطهٔ Q نهایی توبین را نوشت که از نسبت $q_t = \frac{Q_t}{\lambda_t}$ به‌دست می‌آید و بیانگر ارزش میزان سرمایه‌گذاری برحسب هزینهٔ جایگزینی سرمایه می‌باشد، پس از انجام عملیات جبری لازم، به ترتیب می‌توان به‌صورت رابطه (۲۰) نوشت:

$$1 = q_t\left[1-S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)-S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right).\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t q_{t+1}\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 \tag{۲۰}$$

۱. در شرایط مرتبهٔ اول اندیس‌های I حذف شده است؛ یعنی شرایط مرتبهٔ اول در بین تمام خانوارها در اقتصاد یکسان است (تعادل متقارن).

$$q_t = \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}[q_{t+1}(1-\delta)+R^k_{t+1}] \quad (۲۱)$$

معادلهٔ (۲۰) را می‌توان به‌عنوان معادلهٔ اویلر سرمایه‌گذاری تفسیر کرد که بیانگر مسیر بهینهٔ سرمایه‌گذاری است. باید گفت، وقتی‌که هیچ هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری وجود نداشته باشد، یعنی $S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)$. معادله (۳۷) ارزش تنزیل‌شدهٔ جریان بازدهی آتی موردانتظار سرمایه پس از تعدیلات لازم نسبت به نرخ استهلاک و نرخ بهره‌برداری از سرمایه را بیان می‌کند.

گرچه در اقتصاد کینزی جدید به‌دلایل مختلفی چسبندگی دستمزدها وجود دارد و این دستمزها ازطریق اتحادیه‌های کارگری تعیین می‌شود، ولی در این پژوهش فرآیند چسبندگی تنها برای قیمت‌ها انجام‌شده و برای تبیین رفتار عرضهٔ نیروی کار توسط خانوارها از شرایط مرتبهٔ اول، یعنی رابطه (۱۲) و (۱۶) استفاده می‌شود؛ یعنی خانوارها نیروی کار خود را در قیمت کاملاً رقابتی عرضه می‌کنند؛ لذا رابطهٔ عرضهٔ نیروی کار خانوارها را به‌صورت رابطه (۲۲) بیان می‌شود:

$$-L_t^{\sigma_l} + (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c}\frac{W_t}{P_t^c} = 0 \quad (۲۲)$$

٤-۲. بنگاه‌های داخلی

در این مدل، بنگاه‌های داخلی به دو گروه اصلی تقسیم می‌شوند؛ بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای و بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای نهایی. گروه نخست، یعنی بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای، با استفاده از نهاده‌هایی مانند نیروی کارِ همگن، سرمایه و سایر عوامل تولید، به تولید کالاهای واسطه‌ای می‌پردازند. گروه دوم، یعنی بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای نهایی، مسئولیت ترکیب کالاهای واسطه‌ای و تبدیل آن‌ها به کالاهای نهاییِ همگن را برعهده دارند.

٤-۲-۱. رفتار بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای نهایی

فرض‌بر این است که بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولیدشده توسط بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای را خریداری می‌کند و از ترکیب آن‌ها کالایی نهایی تولید و به خریداران نهایی می‌فروشد. تولیدکنندهٔ کالای نهایی، کالاهای واسطه‌ای که متمایز و جانشین ناقص هم‌دیگر هستند را براساس یک جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز که به شکل ذیل تعریف می‌شود، ترکیب می‌کند:

$$y_t = \left[\int_0^1 y_t^{j\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj\right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (۲۳)$$

که در آن پارامتر ϵ مارک‌آپ قیمت در وضعیت باثبات است. بنگاه تولیدکنندهٔ کالای نهایی که در شرایط رقابت کامل عمل می‌کند، سعی می‌کند باتوجه به قیمت‌های کالاهای متمایز واسطه‌ای، مقدار خرید خود از این کالاها را طوری تعیین می‌کند که سودش حداکثر یا هزینه‌اش حداقل شود؛ بنابراین مسئله حداکثرسازی سود بنگاه تولیدکنندهٔ نهایی را می‌توان به‌صورت رابطه (۲۴) نوشت:

$$\max_{y_t^j} \quad P_t^d y_t - \int_0^1 P_t^j y_t^j dj \tag{۲۴}$$

$$s.t \quad y_t = \left[\int_0^1 y_t^{j\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj\right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

با حل شرایط مرتبهٔ اول معادله (۲۴)، تابع تقاضا برای محصول متمایز تولیدی هر یک از بنگاه‌های واسطه‌ای به‌صورت ذیل خواهد بود که تابعی از نسبت قیمت آن به قیمت کالای نهایی داخلی است:

$$y_t^j = \left(\frac{P_t^j}{P_t^d}\right)^{-\epsilon} y_t \quad j \in [0,1] \tag{۲۵}$$

که در آن P_t^j قیمت کالای واسطه‌ای j ام و P_t^d شاخص قیمت کالاهای تولیدی داخلی است. با جایگزینی رابطه (۲۵) در رابطه (۲۳)، می‌توان رابطه بین شاخص قیمت کالای نهایی تولیدی داخلی و قیمت کالاهای واسطه‌ای را به‌دست آورد؛ این رابطه به‌صورت رابطه (۲۶) نمایش داده می‌شود:

$$P_t^d = \left[\int_0^1 {P_t^j}^{1-\epsilon} dj\right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \tag{۲۶}$$

٤-۲-۲. رفتاربنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای تشکیل شده است که در دامنهٔ [۱ و ۰] شاخص‌بندی می‌شود، یعنی ($j \in [0,1]$). هرکدام از بنگاه‌ها کالاهای متمایزی تولید می‌کند. این بنگاه‌ها با به‌کارگیری نیروی کار و سرمایه و سایر نهاده‌ها به تولید کالاهای واسطه‌ای j می‌پردازند. این بنگاه‌ها نهاده‌های نیروی کار و سرمایه را به‌عنوان نهاده در فرآیند تولید استفاده می‌کنند. از آنجا که به‌دلیل سلطهٔ گستردهٔ دولت در اقتصاد، بودجه‌های عمرانی نقشی مهم در ارتقای بهره‌وری بخش خصوصی ایفا می‌کنند، لازم است تشکیل سرمایهٔ دولتی نیز در تابع تولید بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای لحاظ شود. بر این‌اساس، تابع تولید بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه‌ای با فرم کاب–داگلاس به‌صورت رابطه (۲۷) تصریح می‌شود:

$$y_t^j = A_t {L_t^j}^{1-\alpha} {K_t^j}^{\alpha} \tag{۲۷}$$

که در آن y_t^j بیانگر تولید ناخالص بنگاه j، L_t^j نیروی کار مورداستفاده توسط بنگاه j، K_t^j موجودی سرمایه توسط بنگاه j تعریف می‌شود. α بیانگر سهم مجموعهٔ نهاده‌های مورداستفاده برای بنگاه موردنظر در تابع تولید و α بیانگر سهم نیروی کار در تابع تولید بنگاه j را نشان می‌دهد A_t بیانگر بهره‌وری است.

بنگاه تولیدکنندهٔ کالای بخشی jام به‌دنبال آن است که هزینه‌هایش را باتوجه مقدار معین تولید حداقل می‌کند؛ لذا تابع هدف بنگاه jام به‌صورت رابطه (۲۸) است:

$$\min_{K_t^j, L_t^j} \frac{W_t}{P_t^d} L_t^j + R_t^k K_t^j \tag{۲۸}$$

s.t.

$$y_t^j = A_t L_t^{j^{1-\alpha}} K_t^{j^{\alpha}}$$

که در آن W_t دستمزد اسمی‌بخشی، R_t^k نرخ بازدهی سرمایه و y_t^j تقاضای کالای jام است. اگر شرط مرتبهٔ اول مربوط به مسئله بهینه‌یابی بنگاه‌ها را به‌دست آوریم؛ بنابراین هزینهٔ نهایی بنگاه برحسب قیمت‌های واقعی را می‌توان به‌صورت رابطه (۲۹) نوشت:

$$\frac{W_t}{P_t^d} = A_t \mu_t (1-\alpha) L_t^{j^{-\alpha}} K_t^{j^{\alpha}} \left(L_t^{j^{1-\alpha}} K_t^{j^{\alpha}}\right)^{-1} \quad (۲۹)$$

$$= \mu_t (1-\alpha) \frac{y_t}{L_t^j}$$

$$R_t^k = A_t \mu_t (\alpha) L_{st}^{j^{1-\alpha}} K_t^{j^{\alpha-1}} = \mu_t \alpha \frac{y_t}{K_t^j} \quad (۳۰)$$

که در آن μ_t ضریب لاگرانژ و بیانگر هزینهٔ نهایی برحسب قیمت‌های حقیقی است. از ترکیب دو معادله (۲۹) و (۳۰) رابطهٔ نسبت سرمایه به نیروی کار به‌صورت رابطه (۳۱) به‌دست می‌آید:

$$\frac{\alpha W_t}{(1-\alpha) R_t^k P_t^d} = \frac{K_t^j}{L_t^j} \quad (۳۱)$$

هزینهٔ نهایی بنگاه‌های داخلی برابر است با $MC_t = \frac{W_t}{MP_L}$، بنابراین هزینهٔ نهایی بنگاه را برحسب قیمت‌های حقیقی می‌توان به‌صورت رابطه (۳۲) نوشت:

$$mc_t = \frac{W_t}{(1-\alpha) P_t^d \frac{y_t}{L_t^j}} \quad (۳۲)$$

مسئله دیگری که بنگاه تولیدکنندهٔ کالای واسطه‌ای با آن مواجه است، تعدیل قیمت‌ها است. در این پژوهش برای تعدیل قیمت‌ها از روش کالو (۱۹۸۳)[1] استفاده می‌کنیم؛ یعنی در هر دوره تنها $(1-\theta_P)$ درصد از آن‌ها قادر خواهند بود تا به‌طور بهینهٔ قیمت محصول خود را تعدیل کنند، بقیهٔ بنگاه‌ها θ_P درصد) که نمی‌توانند در دورهٔ جاری قیمت‌ها را به‌صورت بهینه تعیین کنند. براساس قیمت‌های گذشته با استفاده از فرمول رابطه (۳۳) به‌صورت جزئی قیمت‌ها را شاخص‌بندی می‌کنند (شاخص نسبی نسبت به یک دورهٔ پایه).

$$P_{t+1}^i = \left(\pi_t^i\right)^{\tau_p} P_t^i \quad (۳۳)$$

که در آن $\pi_t^i = \frac{P_t^i}{P_{t-1}^i}$ بیانگر نرخ تورم تولیدات بخش i و τ_p پارامتری است که درجهٔ شاخص‌بندی قیمت‌ها را نشان می‌دهد. در هر دوره $t \geq 0$، هدف بنگاه‌های تولیدی سه بخش داخلی آن است که ارزش حال جریان سود موردانتظار دوره‌های آینده را باتوجه به تابع تقاضا برای محصول که ازسوی تولیدکنندگان نهایی انجام می‌شود، حداکثر می‌کنند، یعنی

1. Calvo

$$\underset{P_t^i}{Max}\ \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_P)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left\{ \prod_{s=1}^{k} \left(\pi_{t+s-1}^i\right)^{\tau_p} \frac{P_t^i}{P_{t+k}^d} - mc_{t+k}^i \right\} y_{t+k}^i \qquad (۳۴)$$

$$s.t$$

$$y_{t+k}^i = \left[\prod_{s=1}^{k} \left(\pi_{t+s-1}^i\right)^{\tau_p} \frac{P_t^i}{P_{t+k}^d} \right]^{-\zeta} y_{t+k} \qquad \forall k \geq 0$$

مفهوم $\frac{\lambda_{tk}}{\lambda_t}$ آن است که یک واحد کالای مصرفی دورهٔ tk چه‌قدر برای خانوارها در دورهٔ t ارزش دارد. λ_{tk} درواقع مطلوبیت نهایی درآمد اسمی در دورهٔ tk است که برای بنگاه‌های واسطه‌ای برون‌زا است. از آنجایی‌که خانوارها مالک بنگاه‌ها هستند؛ لذا سود بنگاه با استفاده از عامل تنزیل برحسب مطلوبیت نهایی دورهٔ tk برای دورهٔ t بیان می‌شود. پس از انجام عملیات جبری بیشتر روی معادلهٔ قبلی به رابطه (۳۵) می‌رسیم:

$$\underset{P_t^i}{Max}\mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_P)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left\{ \left[\prod_{s=1}^{k} \frac{\left(\pi_{t+s-1}^i\right)^{\tau_p}}{\pi_{t+s}^i} \frac{P_t^i}{P_t^d} \right]^{1-\zeta} - \left[\prod_{s=1}^{k} \frac{\left(\pi_{t+s-1}^i\right)^{\tau_p}}{\pi_{t+s}^i} \frac{P_t^i}{P_t^d} \right]^{-\zeta} mc_{t+k}^i \right\} y_{t+k} \qquad (۳۵)$$

با مشتق‌گیری از رابطهٔ (۳۵) اخیر نسبت به قیمت بهینهٔ بنگاه $\left(\bar{P}_t\right)$، شرط مرتبهٔ اول به‌صورت زیر خواهد بود:

پس از ساده‌سازی (حذف مقادیر ثابت از طرفین) و استفاده از تعادل متقارن[1]، مسئله بهینه‌یابی بنگاه را می‌توان به‌صورت رابطه (۳۶) خلاصه نمود:

$$\mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_P)^k \lambda_{t+k} (\zeta - 1) \left[\prod_{s=1}^{k} \frac{\left(\pi_{t+s-1}^i\right)^{\tau_p}}{\pi_{t+s}^i} \right]^{1-\zeta} \frac{\bar{P}_t}{P_t^d} y_{t+k} \qquad (۳۶)$$

$$= \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_P)^k \lambda_{t+k} \zeta \left[\prod_{s=1}^{k} \frac{\left(\pi_{t+s-1}^i\right)^{\tau_p}}{\pi_{t+s}^i} \frac{\bar{P}_t}{P_t^d} \right]^{-\zeta} \bar{P}_t^{-1} mc_{t+k}^i y_{t+k}$$

همان‌طورکه بیان شد؛ چون تمام بنگاه‌ها از یک تکنولوژیِ تابع‌تولید استفاده نموده که در آن نسبت عوامل تولید بهینه در بین تمام بنگاه‌ها یکسان است و این امر منجر به آن می‌شود که قیمت $\bar{p}$ برای تمام بنگاه‌ها یکسان است (تعادل متقارن $\bar{P}_t = P_t^i$) رابطه (۳۶) نشان می‌دهد قیمتی که توسط بنگاه iام در زمان t، تعیین می‌شود تابعی از هزینه‌های نهایی موردانتظار آینده است و برابر است با یک مقدار افزوده (مارک آپ) برروی هزینه‌های نهایی موزون. اگر قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پذیر باشد ($\theta_P = 0$)، مقدار افزوده (مارک آپ)[2] در زمان t برابر است با $\left(\frac{\zeta}{\zeta-1}\right)$ که در این‌صورت $\bar{P} = \left(\frac{\zeta}{\zeta-1}\right) mc_t^i$ می‌باشد که همان شرط رقابت انحصاری در حالت انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها است که در آن قیمت برابر است با یک مقدار افزوده (مارک آپ) به‌علاوه هزینهٔ نهایی اسمی. ولی وقتی قیمت‌ها چسبندگی داشته باشند ($\theta_P > 0$)، مقدار افزوده (مارک آپ) در طول زمان وقتی‌که اقتصاد با تکانهٔ

1. symetric equilibrium
2. mark-up

برون‌زا مواجه می‌شود، تغییر می‌کند. یک تکانهٔ مثبت طرف تقاضا مارک آپ را پایین آورده و اشتغال، سرمایه‌گذاری و محصول را تحریک می‌کند.

باتوجه به این‌که در هر دورهٔ زمانی تنها $1-\theta_P$ درصدی از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت‌هایشان را به‌صورت بهینه تعدیل کنند و مابقی بنگاه‌ها، قیمت‌ها را براساس قیمت دوره‌های قبل شاخص‌بندی می‌کنند؛ لذا با استفاده از رابطهٔ (۳۶)، شاخص قیمت کل در زمان t براساس فرمول متوسط وزنی رابطه (۳۷) عمل می‌کند.

$$[P_t^d]^{1-\zeta} = \theta_P[(\pi_{t-1}^d)^{\tau_p} P_{t-1}^d]^{1-\zeta} + (1-\theta_P)[\bar{P}_t]^{1-\zeta} \qquad (۳۷)$$

٤-۳. رابطهٔ نرخ ارز حقیقی، انتقال اثر نرخ ارز و انحراف از برابری قدرت خرید (PPP)

در شرایطی که اثر نرخ ارز بر قیمت واردات برحسب پول داخلی به‌طور کامل منتقل نشود، قانون قیمت واحد برقرار نخواهد بود و این امر بر رابطهٔ بین نرخ ارز و نسبت مبادله تأثیر می‌گذارد. براساس تعریف، نرخ ارز واقعی را می‌توان به‌صورت رابطه (۳۸) (برحسب لگاریتم و به‌شکل خطی) بیان کرد:

$$\begin{aligned} \widehat{rer}_t &= \widehat{EX}_t + \hat{p}_t^* - \hat{p}_t^c = \left(\widehat{EX}_t + \hat{p}_t^* - \hat{p}_t^{im}\right) + \hat{p}_t^{im} - \hat{p}_t^c \\ &= \hat{\varphi}_t^{im} + \hat{p}_t^{im} - \hat{p}_t^c \end{aligned} \qquad (۳۸)$$

که در آن $\hat{p}_t^c$، $\hat{p}_t^{im}$ و $\hat{p}_t^*$ به‌ترتیب بیانگر انحراف شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (CPI) در ایران، شاخص قیمت واردات، شاخص کل قیمت مصرف‌کنندهٔ کشورهای خارجی از سطح تعادلی بلندمدت خود و $\widehat{EX}_t$ انحراف نرخ ارز اسمی در بازار آزاد از سطح تعادلی بلندمدت خود مشاهده می‌شود. در رابطه (۳۸)، $\hat{\varphi}_t^{im} = \widehat{EX}_t + \hat{p}_t^* - \hat{p}_t^{im}$ معیاری برای انحراف از قانون قیمت واحدمی‌باشد و بیانگر میزان انحراف قیمت جهانی واردات از قیمت واردات در بازار داخلی می‌باشد. معادله (۳۹) بیان می‌کند که دو عامل منبع اصلی انحراف از PPP است؛ اولی به‌خاطر انحراف از قانون قیمت واحد است که با $\hat{\varphi}_t^{im}$ بیان می‌شود. در شرایطی که انتقال اثر نرخ ارز بر قیمت واردات برحسب پول داخلی کامل نباشد، شکاف قیمت واحد موجب نوسان نرخ ارز حقیقی می‌شود؛ لذا جزء $\hat{\varphi}_t^m$ نقش مهمی در تعیین پویایی‌های تورم واردات ایفا می‌کند. دومی به‌سبب انحراف قیمت‌های داخلی از خارجی است که در رابطهٔ مبادله خودش را نشان می‌دهد.

رابطه (۳۸) را می‌توان برحسب نرخ تورم به‌صورت رابطه (۳۹) بیان نمود:

$$\widehat{rer}_t = \widehat{rer}_{t-1} + \hat{\varphi}_t^{im} + \hat{\varphi}_{t-1}^{im} + \hat{\pi}_t^{im} - \hat{\pi}_t^c \qquad (۳۹)$$

٤-٤. پویایی‌های قیمت سهام

معادله (۱۷) پویایی‌های بازده سهام را نشان می‌دهد. با ترکیب معادلات (۱۱) و (۱۷)، پویایی‌های بازده سهام (شامل سود تقسیمی و عایدی سرمایه) را می‌توان به‌صورت رابطه (۴۰) نوشت:

$$P_t^s(j) = \varepsilon_t^s E\left\{\beta \frac{\varepsilon_{t+1}^s (c_{t+1} - hc_t)^{-\sigma_c}}{\varepsilon_t^s (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c}} \left(P_{t+1}^s(j) + DV_{t+1}(j)\right) \frac{P_t^c}{P_{t+1}^c}\right\} \qquad (۴۰)$$

یا با استفاده از رابطه (۱۸)، رابطهٔ اخیر را می‌توان به‌صورت رابطه (۴۱) نوشت:

$$P_t^s(j) = \varepsilon_t^s E\left\{\beta \frac{\pi_{t+1}^c}{(1+r_t^d)} \left(P_{t+1}^s(j) + DV_{t+1}(j)\right) \frac{P_t^c}{P_{t+1}^c}\right\} \qquad (۴۱)$$

و یا برحسب قیمت‌های حقیقی می‌توان به‌صورت رابطه (۴۲) بیان کرد:

$$\gamma_t^{sc}(j) = \varepsilon_t^s E\left\{\beta \frac{\pi_{t+1}^c}{(1+r_t^d)}\left(\gamma_{t+1}^{sc}(j)+ dv_{t+1}(j)\right)\right\} \quad (۴۲)$$

که در آن $\gamma_t^{sc}(j) = \frac{\pi_t^s(j)}{P_t^c}$ بیانگر نسبت بازده سهام jام به شاخص قیمت مصرف‌کننده است. براساس رابطه (۴۲)، بازده هر سهم بنگاه jام با ارزش حال کلیه عایدات آتی آن سهم (شامل سود تقسیمی و عایدی سرمایه) برابر است. فرض شده است که تقاضا برای سهام در دورهٔ t تحت‌تأثیر تکانهٔ تصادفی ε_t^s می‌گردد که درواقع حباب قیمت را تشکیل می‌دهد که این تکانه با متغیرهای بنیادی اقتصادی که قیمت واقعی سهام را تشکیل می‌دهد، هم‌بستگی ندارد.

در چارچوب مدل، شاخص قیمت سهام تابعی افزایشی از سود مورد انتظار بنگاه‌ها و تابعی کاهشی از نرخ بهره و نااطمینانی‌های کلان فرض می‌شود؛ بنابراین، شوک‌های نرخ ارز، مخارج دولت و درآمدهای نفتی از مسیر تغییر چشم‌انداز سودآوری و سیاست پولی، مستقیماً بر ارزش سهام اثر می‌گذارند.

٤-٥. دولت و بانک مرکزی

مشابه پژوهش «برگ» و همکاران (۲۰۱۰)[1] برای کشورهای درحال توسعه با درآمد پایین و دارای درآمد نفتی و پژوهش «دقیر» (۲۰۱۰)[2] برای کشور غنا، قید بودجهٔ دولت به قیمت حقیقی ازطریق رابطه (۴۳) بیان می‌شود:

$$g_t + \frac{(1+r_{t-1}^d)b_{t-1}}{\pi_t^c} = \frac{\omega EX_t o_t}{P_t^c} + T_t + TR_t + other_t + fa_t + \frac{GBD_t}{P_t^c} \quad (۴۳)$$

که در آن g_t کل مخارج دولت، EX_t نرخ ارز اسمی، o_t درآمدهای ارزی نفتی، b_t اوراق مشارکت T_t درآمدهای مالیاتی، $other_t$ سایر درآمدها و fa_t واگذاری شرکت‌های دولتی، GBD_t کسری بودجهٔ دولت است. همان‌طورکه مشخص است دولت ω درصد از درآمد نفت را ازطریق بودجه خرج می‌کند.

٤-٥-١. بانک مرکزی

با توجه به پژوهش «منظور» و «تقی‌پور» (۱۳۹۱)، قاعدهٔ سیاستی ارز را می‌توان به‌صورت رابطه (۴۴) نوشت:

$$\frac{\Delta EX_t}{\Delta EX} = \frac{\Delta EX_{t-1}}{\Delta EX}^{k_0} \left(\frac{\pi_t^c}{\pi_t^T}\right)^{k_1} \left(\frac{\frac{FR_t}{MB_t}}{\frac{FR}{MB}}\right)^{k_2} u_t^{EX} \quad (۴۴)$$

که در آن ΔEX_t نرخ رشد نرخ اسمی ارز، π_t^c نرخ تورم برمبنای شاخص CPI، π_t^T نرخ تورم مورد هدف، $\frac{FR_t}{MB_t}$ نسبت خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایهٔ پولی و u_t^{EX} جملهٔ اختلال دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{ER} می‌باشد.

علاوه‌بر این در این بخش، به‌منظور تکمیل مدل، فرض بر این است که ابزار سیاست‌گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد حجم پول است. در شرایط ایران، به‌دلیل عدم التزام بانک مرکزی به سیاست‌های

1. Berg et al.
2. Dagher et al.

هدف‌گذاری خاص (مانند: هدف‌گذاری تورم یا نرخ ارز) و هم‌چنین نبود زیرساخت‌ها و محیط اقتصادی لازم برای اجرای این نوع سیاست‌ها، هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی درخصوص تورم یا رشد اقتصادی وجود ندارد؛ با این‌حال، مشاهده می‌شود که سیاست‌گذاران پولی به‌طور ضمنی همواره هدفی برای تورم در ذهن دارند و به انحرافات تورم از این هدف ضمنی حساسیت نشان می‌دهند؛ به این‌ترتیب، در واکنش به انحراف تورم از سطح هدف، سیاست‌گذاران با افزایش یا کاهش نرخ رشد پایهٔ پولی عکس‌العمل نشان می‌دهند. بر این‌اساس، فرض می‌شود که تابع واکنش سیاست‌گذار پولی به‌گونه‌ای طراحی شده است که سیاست‌گذار با تعیین نرخ رشد حجم پول، دو هدف اصلی خود را دنبال می‌کند؛ الف) کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه (یعنی ثبات در فعالیت‌های اقتصادی). ب) کاهش انحراف تورم از تورم هدف (یعنی کنترل تورم و حفظ ثبات قیمت‌ها).

در این پژوهش مطابق با پژوهش «بیات» و همکاران (۱۳۹۵) در اینجا با درنظر گرفتن نقش صریحی برای پویایی‌های شاخص کل قیمت سهام، عملکرد سیاست‌گذاری پولی تعدیل شده است؛ بنابراین، سیاست‌گذار پولی در واکنش به انحرافات متغیرهای کلیدی مانند: تورم، محصول (تولید) و شاخص کل قیمت سهام از سطح تعادلی آن‌ها، ازطریق تغییر در حجم پول (یا نرخ رشد آن) اقدام به تنظیم اقتصاد می‌کند. با توجه به این نکات تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی (به‌شکل لگاریتم–خطی) به‌صورت رابطه (۴۵) خواهد بود:

$$\hat{\theta}_t = \rho_\theta \hat{\theta}_{t-1} + \theta_\pi \hat{\pi}_t^c + \theta_y \hat{y}_t + \theta_{rer} \widehat{rer}_t + \varepsilon_t^\theta \qquad (۴۵)$$

$$\hat{\theta}_t = \hat{m}_t^c - \hat{m}_{t-1}^c + \hat{\pi}_t^c \qquad (۴۶)$$

$$\hat{\varepsilon}_t^\theta = \rho_\theta \hat{\varepsilon}_{t-1}^\theta + u_t^\theta \qquad u_t^\theta \sim N(0, \sigma_\theta^2) \qquad (۴۷)$$

که در آن $\hat{\theta}_t$ نرخ رشد اسمی پایهٔ پولی[۱] $\hat{\pi}_t$، $\hat{y}_t$ و $\widehat{rer}_t$ به‌ترتیب انحراف نرخ تورم و لگاریتم تولید و نرخ ارز حقیقی از مقادیر وضعیت پایدارشان، θ_π، θ_y و θ_{rer} ضریب اهمیتی که سیاست‌گذاری به‌ترتیب برای شکاف تورم، تولید و نرخ ارز لحاظ می‌کند. ε_t^θ تکانهٔ سیاست‌گذاری پولی است که خود از یک فرآیند تصادفی $AR(1)$ تبعیت می‌کند.

٤-٦. تعیین سیاست پولی بهینه

سیاست پولی بهینه مبتنی‌بر توابع ریاضی است که اهداف بانک مرکزی را به ابزارهای سیاستی مرتبط می‌کند. این توابع معمولاً در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی می‌شوند و شامل سه جزء اصلی هستند: تابع زیان، تابع واکنش بهینه و محدودیت‌های مدل.

٤-٦-١. تابع هدف

بانک مرکزی یک تابع زیان درجهٔ دوم را کمینه می‌کند که انحراف متغیرهای کلان اقتصادی کلیدی از سطوح هدف آن‌ها را جریمه می‌کند. فرم کلی تابع زیان به‌صورت رابطه (۴۸) است:

$$\min_{\gamma} \mathbb{E}(y_t' W y_t) \qquad (۴۸)$$

---

۱. البته این ابزار ممکن است نرخ رشد نقدینگی نیز باشد که در مرحلهٔ کالیبره کردن و برآورد پارامترها آزمون خواهد شد.

که در آن y_t بردار متغیرهای درون‌زا ($y_t = [\pi_c, y, rer]'$)، شامل تورم π_c، شکاف تولید (y) و نرخ ارز واقعی (rer).

W: ماتریس وزنی که اهمیت نسبی ثبات هر متغیر را منعکس‌می‌کند. $\mathbb{E}$: عمل‌گر امید ریاضی غیرشرطی. برای این مسئله، مسئله بهینه‌سازی به‌صورت رابطه (۴۹) بازنویسی می‌شود:

$$\min_{\gamma} \mathbb{E}(y_t' W y_t) = \omega_\pi(\pi_c - \pi_{tar})^2 + \omega_y(y - y^*)^2 + \omega_{rer}(rer - rer^*)^2 \quad (۴۹)$$

این تابع متناظر با ماتریس وزنی زیر است:

$$W = \begin{bmatrix} \omega_\pi & 0 & 0 \\ 0 & \omega_y & 0 \\ 0 & 0 & \omega_{rer} \end{bmatrix}$$

که وزن‌های مربوط به هر یک از اهداف سیاست پولی (به‌ترتیب: تورم، تولید، نرخ ارز واقعی) و $(\pi_c - \pi_{tar})^2$ انحراف تورم از هدف آن (π_{tar}) را جریمه می‌کند. $(y - y^*)^2$ انحراف تولید از سطح بالقوهٔ آن (y^*) را جریمه می‌کند. $(rer - rer^*)^2$: انحراف نرخ ارز واقعی از سطح تعادلی آن (rer^*) را جریمه می‌کند.

٤-٦-٢. محدودیت پویا

پویایی‌های مدل توسط معادلهٔ رابطه (۵۰) انجام می‌شود:

$$A_1 \mathbb{E}_t[y_{t+1}] + A_2 y_t + A_3 y_{t-1} + C e_t = 0 \quad (۵۰)$$

که در آن $A1, A2, A3$ ماتریس‌هایی که ساختار پویایی مدل را کدگذاری می‌کنند و به‌ترتیب روابط آینده‌نگر، هم‌زمان و با تأخیر را نشان می‌دهند. C: ماتریسی که تکانه‌های برون‌زا (e_t) را به مدل متصل می‌کند. e_t: تکانه‌های تصادفی برون‌زا (مثل تکانه‌های تقاضا یا عرضه). این پارامترها (θ_π، θ_y و θ_{rer}) که واکنش به انحرافات تورم، شکاف تولید و نرخ ارز واقعی را تعیین می‌کنند (معادلهٔ ۴۵) در ماتریس‌های $A1, A2, A3$ جاسازی شده‌اند که ساختار پویایی مدل را تعریف می‌کنند.

حل مسئله شامل حل یک مسئله بهینه‌سازی خطی–درجهٔ دوم است که می‌تواند به مراحل زیر تقسیم شود:

مرحلهٔ ۱: نمایش فضای حالت

مدل را در قالب فضای حالت رابطه (۵۱) بیان می‌کنید:

$$\mathbb{E}_t[y_{t+1}] = F y_t + G u_t \quad (۵۱)$$

که در آن: F: ماتریس انتقال که از $A1, A2, A3$ استخراج شده و تکامل متغیرهای حالت را در طول زمان نشان می‌دهد. G: ماتریسی که متغیرهای کنترل (u_t) را به سیستم متصل می‌کند. در اینجا، u_t نشان‌دهندهٔ ابزار سیاست بانک مرکزی (مثلاً تنظیمات نرخ رشد پول) است.

مرحلهٔ ۲: معادلهٔ ریکاتی[1]

برای یافتن قاعدهٔ بازخورد بهینه، معادلهٔ ریکاتی را به‌شکل رابطه (۵۲) حل می‌شود:

$$P = F'PF - (F'PG)(R + G'PG)^{-1}(G'PF) + W \quad (۵۲)$$

1. Riccati Equation

که در آن: P: ماتریس حل نیمه‌معین مثبت. R: ماتریس جریمه برای متغیرهای کنترل (معمولاً در قوانین ساده صفر است).

W: ماتریس وزنی از تابع زیان.

مرحلهٔ ۳: قاعدهٔ بازخورد بهینه

قاعدهٔ بازخورد بهینه به‌شکل رابطه (۵۳) داده می‌شود:

$$u_t = -Ky_t \quad (۵۳)$$

که در آن:

$K = (R + G'PG)^{-1}(G'PF)$ ماتریس بهره بازخورد که تعیین می‌کند بانک مرکزی چگونه ابزار سیاست خود را در پاسخ به انحرافات در متغیرهای حالت تنظیم می‌کند.

مرحلهٔ ۴: کمینه‌سازی

تابع زیان را نسبت به پارامترهای سیاست (θ_π، θ_y و θ_{rer}) با استفاده از تکنیک‌های بهینه‌سازی عددی کمینه کنید. این شامل حل معادلات رابطه (۵۴) است:

$$\frac{\partial Loss}{\partial \phi_i} = 0 \quad for\ i \in \{\pi, y, rer\} \quad (۵۴)$$

٤-۷. تسویه بازار

بازار کالای نهایی وقتی در تعادل است که تولید برابر تقاضای خانوارها برای مصرف و سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات منهای واردات باشد:

$$y_t = c_t + c_t^g + I_t^T + \frac{EX_t o_t}{P_t^c} - \frac{P_t^{mc} c_t^m + P_t^{mc} I_t^m}{P_t^c} \quad (۵۵)$$

که در آن $I_t I_t^g = I_t^T$ برابر با مجموع سرمایه‌گذاری خصوصی و سرمایه‌گذاری دولتی است؛ لذا

$$y_t = c_t + c_t^g + I_t + I_t^T + I_t^T + rer_t \times o_t - \gamma_t^{mc}(c_t^m + I_t^m) \quad (۵۶)$$

۵. حل مدل

در این قسمت نتایج حاصل از مقداردهی پارامترهای ساختاری الگو و محاسبهٔ مقادیر باثبات متغیرهای الگو ارائه شد. برخی از ضرایب از مقادیر استفاده شده، از مطالعات پیشین و برخی دیگر از ضرایب نیز مانند تعدادی از نسبت‌ها در وضعیت تعادل یکنواخت با استفاده از داده‌های فصلی بانک اطلاعات سری‌های زمانی مرکز آمار برای داده‌های فصلی ۱۳۸۵:۱ – ۱۴۰۲:۱ برمبنای سال پایهٔ ۱۳۹۵، محاسبه شده است. علاوه‌بر این متغیرهای مورداستفاده در این تحقیق برحسب میلیارد ریال و متغیر نرخ ارز به‌صورت ریال است. برای روندزدایی متغیرها از رهیافت فیلتر هدریک پرسکات استفاده شده است. سایر ضرایب نیز براساس الگوریتم معرفی‌شده توسط کانوا (۲۰۰۷)[1] به‌گونه‌ای

1. Canova,(2007)

مقداردهی شده است که بیشترین انطباق بین گشتاورهای مدل طراحی‌شده با داده‌های واقعی را حاصل نماید. نتایج حاصل از مقداردهی الگو در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱: نتایج حاصل از مقداردهی نسبت‌های مدل (یافته‌های پژوهش).

Table 1: Results from the Comparison of Calibrated and Optimal Values of the Monetary Policy Function (Research findings).

متغیر	عنواناست	مقدار	منبع
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	۰/۹۷	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
h	درجهٔ پایداری عادات	۰/۳	فخرحسینی (۱۳۹۳)
σ_c	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۰/۸	کاوند (۱۳۸۹)
σ_l	عکس کشش نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی	۲/۹۲	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
σ_m	عکس کشش ماندهٔ حقیقی پول نسبت به نرخ بهره	۱/۳۱۵	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
η_c	کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱/۶	محاسبات تحقیق
α	ضریب سرمایه در تولید	۰/۲۱	محاسبات تحقیق
χ_S	سهم کالاهای سایر بخش‌ها	۰/۷۹	محاسبات تحقیق
τ_p	درجه شاخص بندی قیمت	۰/۵۱۱	رهبر و همکاران (۱۳۹۳)
θ_p	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	۰/۲۰	پارسا و همکاران (۱۳۹۴)
η_c	کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی و وارداتی در داخل	۱/۰۵	پارسا و همکاران (۱۳۹۴)
ρ_g	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانهٔ مخارج جاری دولت	۰/۶۶	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
ρ_M	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه بهره‌وری	۰/۴۲	محاسبات تحقیق
δ	نرخ استهلاک سرمایه	۰/۰۴۲	شاهمرادی (۱۳۸۹)
θ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	−۱/۵۴	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
θ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	−۱/۷۰	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
θ_{rer}	ضریب اهمیت نرخ ارز حقیقی در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۸۰	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
ρ_Θ	ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول تکانهٔ پولی	۰/۳۷	منظور و تقی پور(۱۳۹۴)
ρ_o	ضریب خودرگرسیونی مرتبهٔ اول تکانه درآمدهای نفتی	۰/۲۵	پارسا و همکاران (۱۳۹۴)
o_gbar	سهم درآمدهای نفتی در بودجهٔ دولت	۰/۳۹۴	محاسبات تحقیق
$ibar_i_Tbar$	نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به کل سرمایه‌گذاری	۰/۷۲۸	محاسبات تحقیق
$i_gbar_i_Tbar$	نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به کل سرمایه‌گذاری	۰/۲۷۲	محاسبات تحقیق
$obar_frbar$	نسبت صادرات نفتی به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	۱/۶۸	محاسبات تحقیق
pe_xx_frbar	نسبت صادرات غیر نفتی به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	۰/۵۱۲	محاسبات تحقیق
$gama_mc_cm$	نسبت کل واردات به خالص دارائیهای خارجی بانک مرکزی	۰/۲۸۷	محاسبات تحقیق
c_gbar_gbar	نسبت مخارج جاری دولت به کل مخارج دولت	۰/۷۳۱	محاسبات تحقیق
i_gbar_gbar	نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت	۰/۲۶۸	محاسبات تحقیق
$ibar_i_Tbar$	سهم درآمدهای نفتی در بودجهٔ دولت	۰/۳۹۴	محاسبات تحقیق
R_kbar	نرخ بازدهی واقعی سرمایه	۰/۰۴۶	محاسبات تحقیق
c_ybar	نسبت مصرف به تولید	۰/۵۱	محاسبات تحقیق
i_ybar	نسبت کل سرمایه‌گذاری به تولید	۰/۳۲۱	محاسبات تحقیق

٦. سنجش اعتبار مدل

برای ارزیابی میزان موفقیت مدل ارائه شده، از میزان سازگاری و نزدیکی گشتاورهای تولید شده از کالیبراسیون مدل ساخته با گشتاورهای دنیای واقعی استفاده می‌کنیم؛ به‌عبارت دیگر، با استفاده از پارامترهای برآورد شده و نسبت‌های محاسبه شده می‌توان اقدام به شبیه‌سازی سری‌زمانی متغیرها در مدل کرد که هرچه گشتاورهای این سری‌های شبیه‌سازی شده با گشتاورهای سری‌های زمانی متناظر در دنیای واقعی بیشتر به‌هم نزدیک باشد، نشان از موفقیت مدل ارائه شده در شبیه‌سازی دنیای واقعی دارد.

جدول ۲: مقایسهٔ گشتاورهای حاصل از مدل با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی (یافته‌های پژوهش).

Table 2: Comparison of Model-Implied Moments with Real-World Data Moments (Research findings).

متغیرها	نوسانات (انحراف معیار)		نوسانات نسبی (نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار تولید)	
	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	مقدار کالیبره شده در مدل	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	مقدار کالیبره شده در مدل
تورم	۰/۰۱۸	۰/۰۲۵	۰/۶۲	۰/۹۶
مصرف	۰/۰۳۲	۰/۰۲۱	۱/۱	۰/۸۴
تولید	۰/۰۲۹	۰/۰۲۶	۱	۱
سرمایه گذاری	۰/۰۴۴	۰/۰۴۳	۱/۵	۱/۶۵

*نمونهٔ مورد بررسی حاوی داده‌های فصلی از سال ۱۳۸۵:۱ تا ۱۴۰۲:۴ است.

۷. تجزیه و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی و یافته‌های پژوهش

در این قسمت، با استفاده از پارامترهای برآوردی و هم‌چنین محاسبهٔ برخی پارامترها با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران، سیستم معادلات لگاریتم–خطی با استفاده از نرم‌افزار *DYARE* شبیه‌سازی شده است که در قسمت بعدی تحلیل آثار تکانهٔ بهره‌وری، مخارج دولت، درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی و هم‌چنین تکانهٔ نرخ ارز بر نوسانات شاخص بورس و سیاست بهینهٔ پولی بر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی تشریح و ارائه می‌گردد.

۷-٤. آثار تکانهٔ نرخ ارز بر سیاست پولی بهینه

در این قسمت با استفاده از قواعد سادهٔ بهینه‌یابی (*OSR*)[1]، به بررسی مقادیر بهینهٔ پارامترها و تأثیر آن‌ها بر تابع هدف پرداخته می‌شود. جدول (۲) مقادیر بهینهٔ هر یک از پارامترهای تابع عکس‌العمل سیاست پولی را نشان می‌دهد. مقدار تابع هدف $۳/۱۳۸۷۲^{۸}(-۶)$ بسیار نزدیک به صفر است. این نشان می‌دهد که مدل به‌خوبی بهینه‌سازی‌شده و تابع هدف به حداقل ممکن رسیده است.

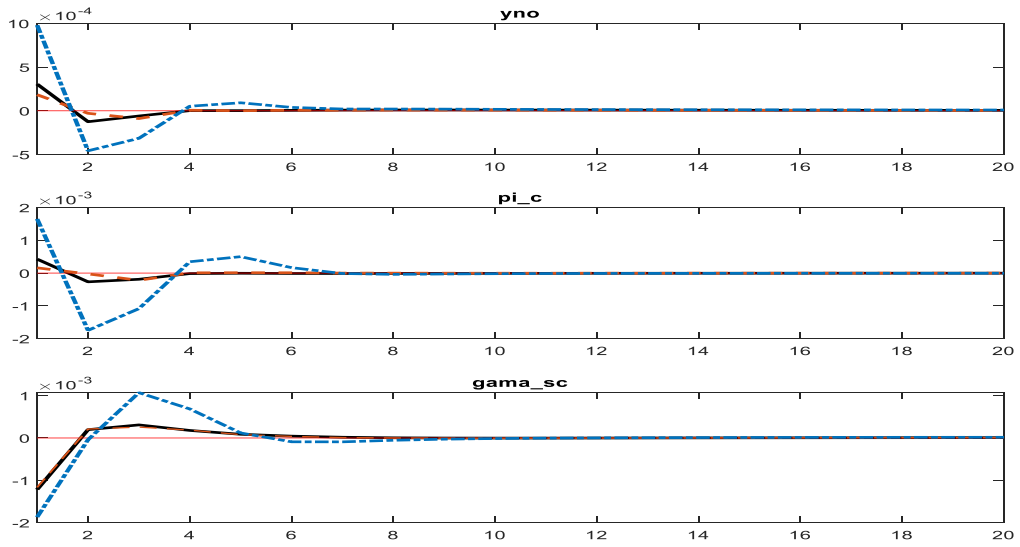
1 optimal simple rules

جدول ۳: نتایج حاصل از مقایسهٔ مقادیر کالیبره‌شده و مقادیر بهینه تابع سیاست پولی (یافته‌های پژوهش).

Tab. 3: Results from the comparison of calibrated values and the optimal values of the monetary policy function (research findings).

پارامتر	توضیحات	مقدار کالیبره شده	مقدار بهینه
θ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	۱/۵۴-	۱/۶۳۷۷-
θ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	۱/۷۰-	۱/۲۸۵۶-
θ_{rer}	ضریب اهمیت نرخ ارز حقیقی در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۸۰	۰/۵۷۹۹
ρ_Θ	ضریب خودرگرسیونی مرتبهٔ اول تکانهٔ پولی	۰/۳۷	۰/۳۸۱۶
تابع هدف			۳/۱۳۸۷۲^(-۶)

همان‌طورکه در نمودار (۱) نشان‌داده شده است، هنگامی‌که وزن تورم، تولید و نرخ ارز در تابع سیاست پولی برابر با ۱ است (خط مشکی)، تولید کل بدون نفت و نرخ تورم هر دو واکنش مثبت اولیه‌ای به تکانهٔ نرخ ارز نشان می‌دهند؛ با این‌حال، با گذشت زمان و تشدید واکنش سیاست پولی، هر دو متغیر کاهش‌یافته و پس از حدود ۵ تا ۶ دوره به سطح تعادلی بازمی‌گردند. این رفتار نشان‌دهندهٔ غلبه تدریجی اثر انقباضی سیاست پولی بر آثار اولیهٔ تکانهٔ نرخ ارز است. ردیابی مسیر توابع عکس‌العمل تا افق شش دوره نشان می‌دهد که با افزایش وزن تورم (θ_π) به مقادیر ۵ و ۱۰ در تابع سیاست پولی، دامنهٔ نوسانات تورم و تولید کاهش‌یافته و واکنش شاخص قیمت سهام نیز منفی‌تر می‌شود. این موضوع بیانگر آن است که تمرکز بیشتر سیاست پولی بر مهار تورم، اگرچه نوسانات قیمتی را محدود می‌کند، اما از کانال نرخ بهره فشار بیشتری بر بازار دارایی‌ها وارد می‌سازد.

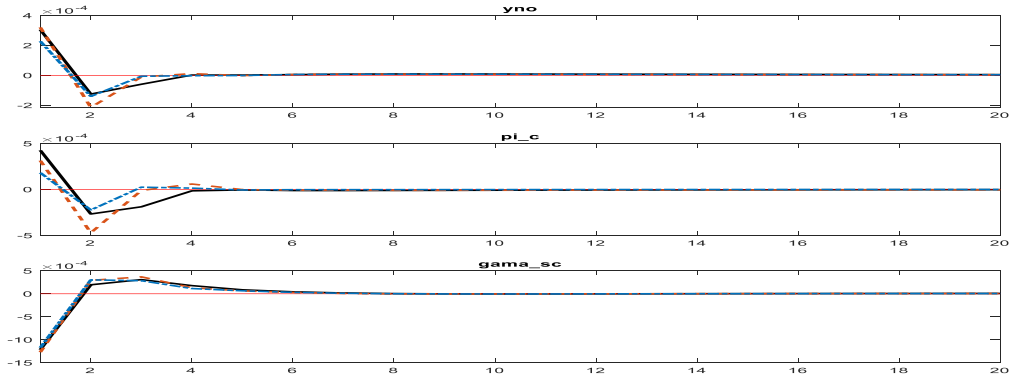


نمودار ۱: واکنش متغیرها نسبت به تکانهٔ نرخ رشد ارز با تغییر وزن تورم در تابع سیاست پولی به اندازهٔ ۵٪ (یافته‌های پژوهش).

YNO: تولید کل بدون نفت، *pi_c*: نرخ تورم؛ *gama_sc*: شاخص قیمت سهام.

نتایج نشان می‌دهد که افزایش وزن تورم در قاعدهٔ سیاست پولی، پاسخ‌های ضدتورمی قوی‌تری ایجاد می‌کند، اما با هزینه‌هایی همراه است؛ سخت‌گیری پولی شدید، هزینهٔ استقراض کوتاه‌مدت را افزایش داده، سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و فشار کاهنده بر قیمت سهام وارد می‌کند. کاهش نوسانات تولید در عین‌حال نشان‌دهندهٔ اثر محافظتی تمرکز بیشتر بر تورم بر اقتصاد واقعی در برابر تکانه‌های ناشی از نرخ ارز است. این یافته‌ها اهمیت تعیین وزن‌های متعادل در تابع واکنش بانک مرکزی را برجسته می‌کند؛ وزن‌های بیش از حد بالا ممکن است در کنترل تورم مؤثر باشند، اما باعث محدودیت رشد سرمایه‌گذاری و تضعیف بازارهای مالی می‌شوند. وزن متوسط تورم، در محدودهٔ پنج تا ده، برای حفظ ثبات قیمتی بدون ایجاد اثرات انقباضی شدید بهینه به‌نظر می‌رسد؛ بنابراین، بانک‌های مرکزی در اقتصادهای وابسته به نفت مانند ایران باید اهداف تورمی را به‌صورت انعطاف‌پذیر تعیین کرده و سیاست‌های پولی را با مدیریت نرخ ارز هماهنگ سازند تا نوسانات محدود و تولید و ثبات بازار حفظ شود.

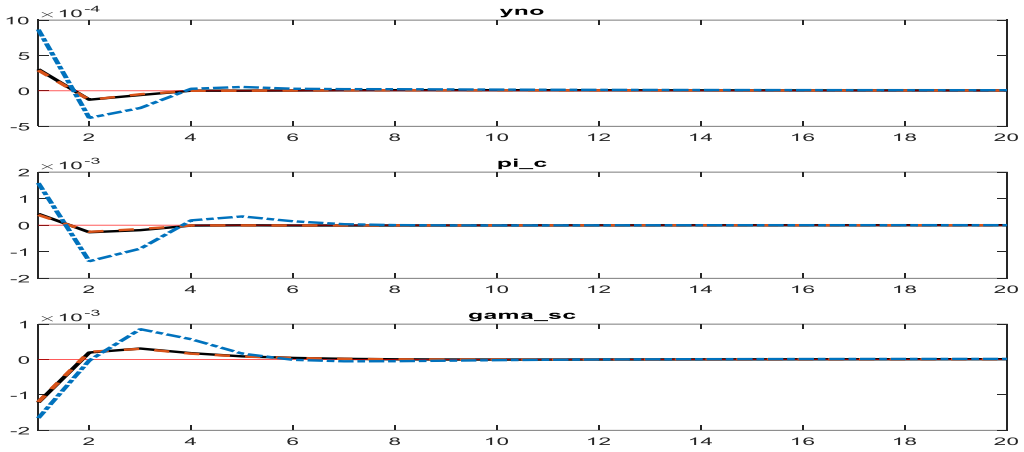
در این بخش، واکنش سیاست پولی مبتنی‌بر تولید در مواجهه با تکانه‌های نرخ ارز مورد بررسی قرار می‌گیرد. تغییر وزن تولید در تابع واکنش سیاست پولی تأثیر قابل‌توجهی بر رفتار متغیرهای کلیدی دارد. نمودار (۲)، توابع پاسخ تکانه‌ای ($IRFs$) متغیرهای کلیدی، ازجمله تولید کل غیرنفتی (YNO)، نرخ تورم (pi_c) و شاخص قیمت سهام ($gama_sc$) را نسبت به یک تکانهٔ نرخ ارز نشان می‌دهد. خط سیاه نمایانگر سناریوی پایه است که در آن وزن‌های تورم، تولید و نرخ ارز همگی برابر با یک درنظر گرفته شده‌اند، درحالی‌که خطوط نارنجی و آبی مربوط به سناریوهایی هستند که وزن تولید به ترتیب به پنج و ده افزایش یافته است. همان‌طورکه نمودار نشان می‌دهد، در حالت وزن‌های برابر، تکانهٔ نرخ ارز منجر به کاهش موقت تولید غیرنفتی، افزایش کوتاه‌مدت تورم و کاهش شاخص قیمت سهام می‌شود. با افزایش وزن تولید در تابع واکنش سیاست پولی، سیاست‌گذار پولی توجه بیشتری به تثبیت فعالیت واقعی اقتصاد معطوف می‌کند. این امر باعث می‌شود دامنه کاهش تولید غیرنفتی محدودتر شده و بازگشت آن به مسیر تعادلی با سرعت بیشتری صورت گیرد. با این‌حال، تمرکز بیشتر بر تولید، واکنش سیاست پولی به فشارهای تورمی ناشی از تکانهٔ نرخ ارز را تا حدی تضعیف کرده و می‌تواند به نوسانات اندکی بیشتر در تورم و شاخص قیمت سهام در دوره‌های اولیه منجر شود.



نمودار ۲: واکنش متغیرها نسبت به تکانهٔ نرخ رشد ارز با تغییر وزن تولید در تابع سیاست پولی به اندازهٔ ۵٪ (یافته‌های پژوهش).

YNO: تولید کل بدون نفت، pi_c: نرخ تورم؛ $gama_sc$: شاخص قیمت سهام

نمودار (۳) توابع پاسخ ضربه‌ای ($IRFs$) متغیرهای کلان اقتصادی مهم ازجمله تولید ناخالص داخلی غیرنفتی (YNO)، نرخ تورم (π_c) و شاخص قیمت سهام (γ_sc)، را در واکنش به یک تکانهٔ رشد نرخ ارز نشان می‌دهد، زمانی‌که وزن نرخ ارز واقعی در قانون سیاست پولی تغییر می‌کند. خط سیاه نمایانگر حالت پایه است که در آن هر یک از متغیرهای تورم، تولید و نرخ ارز واقعی وزن یکسانی در تابع سیاست پولی دارند. خطوط نارنجی و آبی، به‌ترتیب، نشان‌دهندهٔ حالاتی هستند که وزن نرخ ارز واقعی به پنج و ده افزایش یافته است، و بدین‌ترتیب تأثیر متفاوت تمرکز بر نرخ ارز واقعی بر واکنش متغیرهای کلان اقتصادی را به تصویر می‌کشند.



نمودار ۳: واکنش متغیرها نسبت به تکانهٔ نرخ رشد ارز با تغییر وزن نرخ ارز حقیقی در تابع سیاست پولی به اندازهٔ ۵٪ (یافته‌های پژوهش).

YNO: تولید کل بدون نفت، pi_c: نرخ تورم؛ $gama_sc$: شاخص قیمت سهام.

زمانی‌که تمامی وزن‌های سیاستی به‌طور برابر لحاظ شوند، شوک نرخ ارز موجب کاهش موقت تولید کل غیرنفتی، افزایش کوتاه‌مدت نرخ تورم و کاهش شاخص قیمت سهام می‌شود؛ با این‌حال، افزایش وزن نرخ ارز واقعی در تابع سیاست پولی، تمرکز سیاست‌گذاری را از هدف‌گذاری تهاجمی تورم به تثبیت نرخ ارز معطوف می‌کند؛ درنتیجه مسیر تولید پایدارتر شده و بازگشت اقتصاد به وضعیت تعادلی سریع‌تر انجام می‌گیرد. از منظر تورم، افزایش وزن نرخ ارز واقعی سبب تعدیل سخت‌گیری پولی ازطریق حفظ نرخ بهره نسبتاً پایین‌تر می‌شود که به‌طور غیرمستقیم نوسانات قیمتی را کاهش داده و ثبات بازار را روان‌تر می‌سازد. به‌طور مشابه، شاخص قیمت سهام کاهش کمتری را تجربه می‌کند؛ زیرا شرایط مالی تحت سیاستی که بر ثبات نرخ ارز واقعی متمرکز است، ملایم باقی می‌ماند. به‌عبارت دیگر، این نتایج نشان می‌دهد که افزایش وزن نرخ ارز حقیقی در تابع سیاست پولی، دامنهٔ نوسانات بازار سهام را به‌طور معناداری کاهش داده و شدت واکنش منفی شاخص قیمت سهام به تکانه‌های نرخ ارز را حدود ۴۰ تا ۵۰٪ تعدیل می‌کند. به‌طورکلی، تخصیص وزن بالاتر به نرخ ارز واقعی در قانون سیاست پولی موجب کاهش اثرات منفی تکانه‌های ارزی بر تولید و بازار سهام و تعدیل فشارهای تورمی می‌شود؛ با این‌وجود، اتخاذ موضع کمتر تهاجمی در برابر تورم ممکن است کنترل کوتاه‌مدت بانک مرکزی بر دینامیک قیمت‌ها را اندکی

تضعیف کند. نتایج نشان می‌دهد که اولویت دادن به نرخ ارز واقعی می‌تواند ثبات کلان اقتصادی را در اقتصادهایی که در برابر تکانه‌های خارجی آسیب‌پذیر هستند، به‌ویژه اقتصادهایی با حساب‌های سرمایهٔ باز یا وابستگی بالای وارداتی، تقویت کند؛ با این‌حال، سیاست‌گذاران باید تعادل دقیقی میان تثبیت نرخ ارز و کنترل تورم حفظ کنند تا عملکرد اقتصادی پایدار تضمین شود.

۸. نتیجه‌گیری

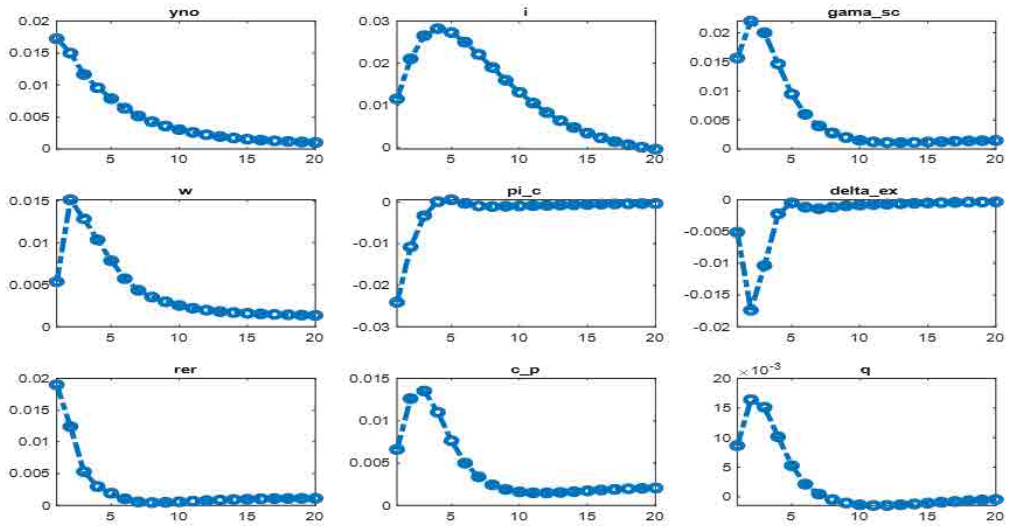
در این پژوهش، به‌منظور تحلیل اثر تکانه‌های ساختاری بر اقتصاد کلان ایران، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) شامل تکانه‌های بهره‌وری کل عوامل تولید، نقدینگی و نرخ ارز برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۵:۱ تا ۱۴۰۲:۴ شبیه‌سازی شد. این مدل با بهره‌گیری از داده‌های کلان اقتصادی و روش تخمین بیزین مبتنی‌بر شبیه‌سازی‌های ماکسیمم احتمال شرطی، واکنش متغیرهای کلان را نسبت به تکانه‌های مختلف مورد ارزیابی قرار داد. نتایج نشان می‌دهد که پاسخ متغیرهای کلان اقتصادی به تکانه‌های ساختاری متفاوت و گاه ناهم‌سو است. افزایش نقدینگی در کوتاه‌مدت سطح تولید و بازار سهام را تحریک می‌کند، اما هم‌زمان موجب رشد تورم و کاهش سرمایه‌گذاری شده و ثبات بلندمدت اقتصادی را تهدید می‌کند. علاوه‌بر این، تکانه‌های مثبت نرخ ارز رشد تولید، مصرف و ذخایر ارزی را افزایش می‌دهند، اما اثر کاهنده‌ای بر بازار سرمایه، نقدینگی، سرمایه‌گذاری و نرخ ارز حقیقی دارند.

پیامدها و توصیه‌های سیاستی: اجرای ساختاری پولی مناسب که مستلزم تدوین تابع واکنش سیاستی توسط بانک مرکزی است که تورم، تولید و نرخ ارز واقعی را هدف قرار دهد. هماهنگی سیاست‌های مالی و پولی و تقویت تاب‌آوری بازار مالی ازطریق الزامات سرمایهٔ ضدچرخه‌ای و نسبت پوشش نقدینگی هم‌راستا با تغییرات نرخ بهره ضروری است. نهایتاً، پیش‌بینی مبتنی‌بر DSGE و تجزیهٔ تکانه‌ها همراه با داشبورد سیاستی مبتنی‌بر شاخص‌های OSR، رشد مبتنی‌بر بهره‌وری ازطریق تنوع‌بخشی و انعطاف‌پذیری بازار کار، ظرفیت بلندمدت اقتصاد را ارتقا می‌دهد.

محدودیت‌ها و تحقیقات آتی: باوجود آن‌که مدل حاضر مکانیسم‌های اصلی اقتصاد کلان ایران را پوشش می‌دهد، اما عدم قطعیت‌های سیاسی، ناکارآمدی‌های مالی و فعالیت‌های بازارهای اعتباری غیررسمی را لحاظ نکرده است. پژوهش‌های آینده باید قواعد مالی و نوسانات قیمت جهانی نفت را وارد مدل کنند.

از محدودیت‌های این مدل می‌توان به عدم لحاظ اصطکاک‌های مالی اشاره کرد؛ با این‌حال، تمرکز تحقیق بر تحلیل سیاست پولی بهینه مبتنی‌بر نرخ ارز ایجاب می‌کرد که از پیچیدگی‌های مالی صرف‌نظر شود. گسترش مدل با افزودن کانال‌های مالی می‌تواند مسیر پژوهشی مهمی برای مطالعات آینده باشد. به‌طورکلی، ثبات پایدار اقتصاد کلان در اقتصادهای وابسته به نفت مانند ایران، تنها ازطریق هدف‌گذاری تورم حاصل نمی‌شود و استراتژی پولی چندهدفه و تطبیقی، همراه با سیاست مالی هماهنگ و ارتباط معتبر میان ابزارها، نقشهٔ راهی عملی برای تعادل میان کنترل تورم، تثبیت تولید و مدیریت نرخ ارز در محیط جهانی ناپایدار ارائه می‌دهد.

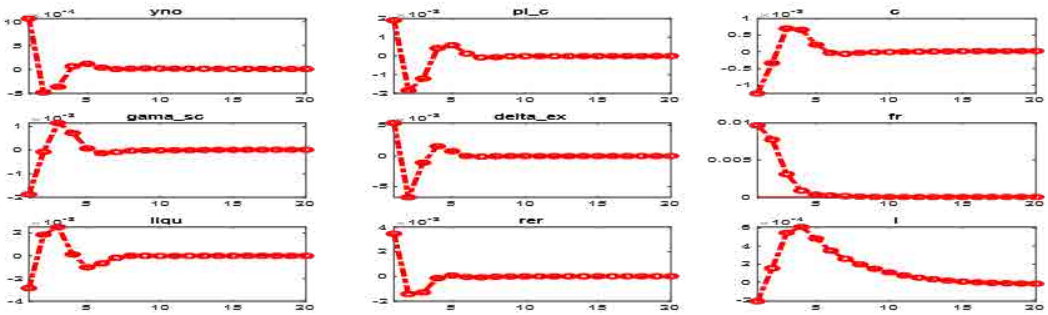
پیوست ۱



نمودار ٤: توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانهٔ بهره‌وری کل عوامل به اندازهٔ ۲٪ (یافته‌های پژوهش).

Graph. 4: Impulse response functions of variables to a 2% total factor productivity shock (research findings).

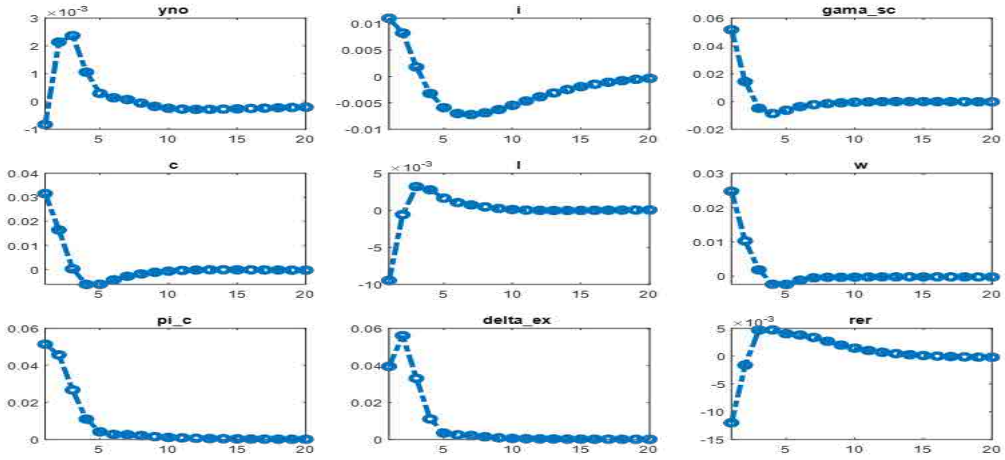
YNO: تولید کل بدون نفت، *pi_c*: نرخ تورم، *gama_sc*: شاخص قیمت سهام، *w*: دستمزد، *q*: موجودی سرمایه، *delta_ex*: رشد نرخ ارز، *rer*: نرخ ارز حقیقی، *c_p*: مصرف خصوصی، *i*: سرمایه‌گذاری.



نمودار ٥: توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانهٔ نرخ رشد ارز در بازار به اندازهٔ ۵٪ (یافته‌های پژوهش).

Graph. 5: Impulse response functions of variables to a 5% exchange rate growth shock in the market (research findings).

YNO: تولید کل بدون نفت، *pi_c*: نرخ تورم؛ *gama_sc*: شاخص قیمت سهام، *delta_ex*: رشد نرخ ارز، *rer*: نرخ ارز حقیقی، *c*: مصرف، *fr*: خالص ذخائر خارجی بانک مرکزی، *liqu*: رشد نقدینگی.



نمودار ٦: توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانهٔ رشد نقدینگی به اندازهٔ ۲٪ (یافته‌های پژوهش).

Graph. 6: Impulse response functions of variables to a 2% liquidity growth shock (research findings).

YNO: تولید کل بدون نفت، *pi_c*: نرخ تورم؛ *gama_sc*: شاخص قیمت سهام، *w*: دستمزد، *q*: موجودی سرمایه، *delta_ex*: رشد نرخ ارز، *rer*: نرخ ارز حقیقی، *p*: مصرف، *w*: دستمزد.

سپاسگزاری

نویسندگان از داوران مقاله بابت نظراتشان که به بهبود مقاله کمک کردند، قدردانی می‌کنند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان در نگارش مقاله دارای سهم برابر هستند.

تعارض منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشردر ارجاع دهی، اعلام می دارند که هیچ گونه تضاد منافعی وجود ندارد.

کتابنامه

– الباجی؛ علی، آذربایجانی؛ محمد، و دائی‌کریم‌زاده، مهدی، (۱۴۰۳). «واکنش اقتصاد ایران نسبت به سیاست‌های پولی و ارزی با تکیه بر بخش خارجی و رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی». *اقتصاد مقداری*، ۲۰(۴): ۱–۳۷. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.33852.2255

– پوراکبر، محمد؛ اسکندری‌سبزی، محمد؛ فرهنگ، محمدرضا؛ قره‌داغی، محمد؛ و رستم، حسین، (۱۴۰۲). «سیاست پولی بهینه با لحاظ نااطمینانی در اقتصاد ایران (الگوی DSGE)». *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳(۵۰): ۴۰–۷۲. http://20.1001.1.22286454.1401.13.50.2.8

– خسروسرشکی، محمدجواد؛ و کیخا، علیرضا، (۱۴۰۱). «اثر تحریم و وضعیت درآمد نفتی بر درجه عبور نرخ ارز». *پژوهش‌های اقتصادی*، ۲۲(۴): ۱۱۹–۱۴۲. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1401.22.4.5.6

– حیدریان، سارجام؛ پهلوانی، مهدی؛ و میرجلیلی، سجادحسین، (۱۴۰۳). «تحریم‌های مالی، درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی و مالی در ایران: مدل DSGE». *مطالعات کسب‌وکار و توسعه*، ۱۶(۲): ۱۴۵–۱۸۳. https://doi.org/10.22034/epj.2021.15377.2141

– خسروسرکشی، محمدجواد؛ نجارزاده،رضا، و حیدری،حسن، (۱۴۰۰). «سیاست پولی بهینه رمزی و نظام ارزی در قالب DSGE متناسب با اقتصاد نفتی (ایران)». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۱(۴۲): ۹–۴۶. https://doi.org/10.22084/aes.2021.24929.3346

– ذریه‌محمدعلی؛ فائزه، ناهیدی‌امیرخیز؛ محمدرضا، پایتختی‌اسکویی؛ سیدعلی؛ و رنج‌پور، رضا، (۱۴۰۱). «واکنش سیاست‌های پولی و مالی به شکاف تولید در ایران با رویکرد قاعده تیلور: روش کوانتایل». *پژوهش‌های اقتصادی*، ۴(۲۱): ۸۵–۱۲۰. http://mieaoi.ir/article-1214-1-fa-html

– زارعی، سعید؛ فلاحی، محمد؛ ملک‌الساداتی، حسین؛ و سیدسعید، محمد، (۱۴۰۳). «تأثیر تحریم‌های بین‌المللی بر اقتصاد ایران با تأکید بر نقش صندوق توسعه ملی: رویکرد مدل DSGE». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۶(۳۱): ۳۵–۸۰. https://doi.org/10.22034/epj.2024.20548.2483

– منظور، داود؛ و تقی‌پور، انوشیروان، (۱۳۹۴). «بررسی آثار تکانه‌های نفتی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل DSGE». *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۵(۳): ۶۷–۹۵. http://qjerp.ir/article-1-1156-fa.html

– نصیری، سمیرا؛ داودی، محمد؛ صمصامی، فرشاد؛ و توکلیان، حسن، (۱۴۰۲). «سیاست پولی بهینه و برآورد اعتبار سیاست‌گذار پولی در ایران با رویکرد DSGE». *پژوهشنامه اقتصادی (دانشگاه علامه طباطبایی)*، ۲۳(۸۸)، ۱۱–۵۳. https://doi.org/10.22054/joer.2024.77537.1194

– نظری، سیدهادی؛ عادلی، امیدعلی؛عربی، محمد؛ و گودرزی‌فراهانی، امیر، (۱۴۰۴). «بررسی آثار نرخ سود واقعی صفر بر اقتصاد ایران در قالب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۶(۳۲): ۳۳۶–۳۷۱. https://doi.org/10.22034/epj.2024.21339.2572

References

- Albaji, A., Azarbayejani, M. & Daee-Karimzadeh, M. (2024). “The Response of Iran’s Economy to Monetary and Exchange Rate Policies with Emphasis on the External Sector and a Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach”. *Quarterly Journal of Quantitative Economics,* 20(4): 1–37. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.33852.2255 (in Persian).

- Aysun, U., (2024). “Identifying the external and internal drivers of exchange rate volatility in small open economies”. *Emerging Markets Review,* 58L 101085.

- Benigno, G., Benigno, P. & Ghironi, F., (2015). “Exchange rate determination and optimal monetary policy in open economies”. *Journal of International Economics,* 96(1): 43–60.

- Berg, A., Portillo, R., Yang, S.-C. S. & Zanna, L.-F., (2010). *The short-run macroeconomics of aid inflows: Understanding the interaction of fiscal and reserve policy*. IMF Working Paper WP/10/65.

- Billi, R. M., Galí, J. & Nakov, A., (2024). "Optimal monetary policy with a persistently negative natural rate of interest". *Journal of Monetary Economics,* 138: 103-122.

- Chen, K., Kolasa, M., Lindé, J., Wang, H., Zabczyk, P. & Zhou, M. J. (2023). *An Estimated DSGE Model for Integrated Policy Analysis.* International Monetary Fund.

- Coenen, G., Mazelis, F., Motto, R., Ristiniemi, A., Smets, F., Warne, A. & Wouters, R., (2025). "Inflation and monetary policy in medium-sized New Keynesian DSGE models". In: *Research Handbook on Inflation* (pp. 62–98). Edward Elgar Publishing.

- Corsetti, G., Dedola, S. & Leduc, L. (2024). "Exchange rate regimes and macroeconomic stabilization in a small open economy". *Journal of Monetary Economics,* 141: 102–120. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2023.12.005

- Heydarian, S., Pahlavani, M. & Mirjalili, S. (2024). "Financial Sanctions, Oil Revenues, and Monetary and Fiscal Policies in Iran: A DSGE Model". *International Journal of Business Studies and Development,* 16(2): 145–183. http://10.22034/epj.2021.15377.2141 (in Persian).

- Hofmann, B., Manea, C. & Mojon, B.. (2024). "Targeted Taylor rules: Monetary policy responses to demand- and supply-driven inflation". *BIS Quarterly Review,* 19–35.

- Karadi, P., Nakov, A., Nuño, G., Pasten, E. & Thaler, D., (2025). *Working Paper Series Strike while the iron is hot – optimal monetary policy under state-dependent pricing.* European Central Bank (ECB). https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp3068~6832cbba7e.en.pdf

- Khosrosorkeshi, M., Najjarzadeh, R. & Heydari, H., (2021). "Optimal Ramsey Monetary Policy and Exchange Rate Regime in a DSGE Framework for an Oil-Based Economy (Iran)". *Iranian Journal of Applied Economic Studies,* 11(42): 9–46. http://10.22084/aes.2021.24929.3346 (in Persian).

- Khosrosarshaki, M. & VakiKha, A,. (2022). "The Effect of Sanctions and Oil Revenue Conditions on the Degree of Exchange Rate Pass-Through". *Economic Research,* 22(4): 119–142. http://20.1001.1.17356768.1401.22.4.5.6 (in Persian).

- Manzoor, D. & Taghipour, A., (2015). "Examining the Effects of Oil Shocks on Iran's Economy Using a DSGE Model". *Economic Research,* 15(3): 67–95. http://qjerp.ir/article-1-1156-fa.html (in Persian).

- Moutsianas, A. & Nisticò, S., (2010). *Optimal monetary policy in open economies: The role of exchange rates and oil shocks.* Working paper.

- Nasiri, S., Davoudi, M., Samsami, F. & Tavakolian, H., (2023). "Optimal Monetary Policy and Estimation of Monetary Policy Credibility in Iran: A DSGE Approach". *Economic Research Journal (Allameh Tabataba'i University),* 23(88): 11–53. https://doi.org/10.22054/joer.2024.77537.1194 (in Persian).

- Nazari, S, H., Adeli, O,A., Arabi, M. & Goudarzi-Farahani, A., (2025). "Examining the Effects of a Zero Real Interest Rate on Iran's Economy within a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Framework". Journal of Economic Policy Making, 16(32): 336–371. https://doi.org/10.22034/epj.2024.21339.2572 (in Persian).

- Nisticò, S., (2012). "Monetary policy and stock prices in a DSGE framework". Journal of Macroeconomics, 34(1): 302–314 .

- Obstfeld, M. & Zhou, H., (2022). "The global dollar cycle". *Brookings Papers on Economic Activity,* 53(2): 361–447.

- Pourakbar, M., Eskandari-Sabzi, M., Farhang, M., Gharehdaghi, M. & Rostam, H., (2023). "Optimal Monetary Policy under Uncertainty in the Iranian Economy (A DSGE Model)". *Quarterly Journal of Economic Modeling Research,* 13(50): 40–72. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22286454.1401.13.50.2.8 (in Persian).

- Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M., (2024). *The Optimal Rate of Inflation Revisited*. NBER Working Paper No. 31920. National Bureau of Economic Research.

- Yang, L., (2024). "News shocks and the exchange rate in a DSGE model of China". Doctoral dissertation, Cardiff University.

-Zarei, S., Fallahi, M., Malekolsadati, H. & Seyedsaeed, M. (2024). "The Impact of International Sanctions on Iran's Economy with Emphasis on the Role of the National Development Fund: A DSGE Model Approach". *Journal of Economic Policy Making,* 16(31): 35–80. http://10.22034/epj.2024.20548.2483 (in Persian).

- Zarieh Mohammadali, F., Nahidi Amirkhiz, M., Paytakhti Eskoui, S, A. & Ranjpour, R,. (2022). "The Response of Monetary and Fiscal Policies to the Output Gap in Iran Based on the Taylor Rule: A Quantile Approach". *Economic Research,* 4(21): 85–120. http://mieaoi.ir/article-1-1214-fa.html (in Persian).

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

The Effect of the Urban Family Physician Program on Out-of-Pocket Health Spending in Iran: Evidence from a Quasi-Experimental Difference-in-Differences Analysis

Behnaz Mehrjoo[1], Sajjad Faraji Dizaji[2], Seyed Mohammad Karimi[3], Abbas Asari Arani[4]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2025.31507.3827
Received: 2025/09/06; Revised: 2025/10/02; Accepted: 2025/10/18
Pp: 115-145

Abstract

High out-of-pocket (OOP) health expenditures remain a major challenge in Iran's health system, exposing households to catastrophic health spending and impoverishment. A key policy initiative to mitigate this financial burden has been the implementation of the Urban Family Physician Program (UFPP), launched as a pilot in the provinces of Fars and Mazandaran in 2012. Using household income and expenditure survey data and applying a quasi-experimental difference-in-differences (DID) approach, this study evaluates the program's effect on urban households' health expenditures. Fars province was designated as the intervention group, while several provinces with similar pre-intervention expenditure trends served as controls. To enhance estimation validity, control provinces were selected through a multi-stage process, and the parallel trends assumption was verified using visual inspections, placebo tests, and pre-intervention slope analyses. Results show that, after the implementation of the UFPP, average household OOP health spending in Fars was about 1.7 million rials lower (in 2014 constant prices) than in the control provinces. Additional results indicate that household income, education level of the household head, and demographic composition had meaningful effects on OOP expenditures. The findings suggest that the UFPP reduced the financial burden of healthcare and enhanced financial protection among urban households. However, sustaining these gains requires stable financing mechanisms and improvements in the quality of primary care services.

Keywords: Urban Family Physician Program, Out-of-Pocket Expenditures, Difference-in-Differences.

JEL Classification: I18, R28, C21.

1. Ph.D. Candidate in Health Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University,Tehran, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** s_dizajia@modares.ac.ir
3. Associate Professor, School of Public Health and Information Sciences, University of Louisville, Louisville, KY, USA.
4. Associate Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Citations: Mehrjoo, B., Faraji Dizaji, S., Karimi, S. M. & Asari Arani, A., (2026). "The Effect of the Urban Family Physician Program on Out-of-Pocket Health Spending in Iran: Evidence from a Quasi-Experimental Difference-in-Differences Analysis". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 15(57): 115-145. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31507.3827
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6621.html?lang=en

1. Introduction

Access to affordable and equitable healthcare is a fundamental component of social welfare and human development. In Iran, out-of-pocket (OOP) health expenditures account for a large share of total health spending, around 40 percent, according to the WHO (2021), which is substantially higher than the global average of 18 percent. Such high levels of OOP expose households to catastrophic health expenditures (CHE) and medical impoverishment. Studies have shown that a significant portion of Iranian households face CHE, with national estimates ranging from 2.5% in 2008 to over 3% in 2021 (Yazdi-Feyzababdi et al, 2018; Sheikhy-Chaman et al, 2024).

To address these challenges, the Iranian Ministry of Health introduced the Urban Family Physician Program in 2012, initially implemented in the provinces of Fars and Mazandaran. The program aimed to strengthen primary healthcare, improve referral mechanisms, and reduce unnecessary specialist visits. Evidence from other countries demonstrates that primary care–based reforms can reduce hospitalizations, enhance prevention, and lower direct health costs (Starfield et al., 2005; Tirgil et al., 2023).

However, the implementation of the UFPP in Iran has faced difficulties, including unstable funding, limited integration with insurance systems, and variations in service quality (Behzadifar et al., 2018). Despite these challenges, the UFPP remains a central component of Iran's strategy to achieve universal health coverage and improve financial equity. This study aims to provide quantitative evidence on whether the UFPP program reduced OOP expenditures among urban households, addressing a major gap in the literature on policy evaluation in developing health systems.

2. Materials and Methods

This study employed a quasi-experimental difference-in-differences (DID) design to estimate the causal effect of the UFPP on household out-of-pocket (OOP) health expenditures. The data were obtained from the annual Household Income and Expenditure Surveys (HIES) conducted by the Statistical Center of Iran. These nationally representative cross-sectional surveys collect detailed information on household income, demographic characteristics, and expenditure patterns, including healthcare costs paid directly by households. The dataset used in this study covers urban households across selected provinces from 2007 to 2018. Years beyond 2019 were excluded from the analysis due to the COVID-19 pandemic and its non-structural effects on household health expenditures.

Health expenditures were calculated by aggregating all direct household payments related to healthcare, including those recorded under both regular monthly health expenses and durable medical goods. The costs of durable health-related items were converted to monthly equivalents and added to total health expenditures to provide a comprehensive measure of the financial burden of healthcare. Only out-of-pocket payments made directly by households were considered, excluding any expenses covered by insurance or public subsidies.

The pre-intervention period was defined as 2007–2011 and the post-intervention period as 2012–2018. Fars province, where the UFPP was implemented, served as the treatment group, while four control provinces with similar pre-intervention expenditure trends (Isfahan, Ilam, Lorestan, and Tehran) were selected through a multi-stage matching process

based on root mean square error (RMSE) similarity and demographic characteristics. The DID model was estimated as:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 (Treati \times Post_t) + \gamma X_{it} \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where Y_{it} is OOP health expenditure for household i in year t; $Treat_i$ identifies households in the treatment province; $Post_t$ indicates post-implementation years; X_{it} represents household-level controls such as characteristics of the household head, income, and demographic composition; and β_3 captures the average treatment effect of the UFPP.

To ensure the validity of the DID estimates, several diagnostic tests were conducted. These included visual inspection of pre-intervention trends, placebo tests for pre-2012 years, and pre-intervention slope analyses to verify the parallel trends assumption. Robust standard errors were used in all estimations to ensure the reliability of the results.

3. Discussion

The findings of this study indicate that the Urban Family Physician Program significantly reduced household out-of-pocket (OOP) health expenditures in Fars province compared with the control provinces. On average, OOP health spending decreased by about 1.7 million rials (in 2014 constant prices) after the program's implementation, confirming its positive financial protection effect. This result is consistent with previous research suggesting that strengthening primary healthcare systems and referral mechanisms can improve financial equity and reduce direct medical payments (Starfield et al., 2005; Baicker et al., 2013).

The control variables also provide meaningful insights. Households with higher income and more educated heads tended to spend more on healthcare, reflecting the positive income elasticity of demand for health services. Conversely, larger households showed lower per-capita OOP spending, likely due to budget constraints and shared consumption. The results also show that households with elderly members (aged 65 and above) and children under five spent less on OOP healthcare. However, the effect for children was only marginally significant at the 10% level. This pattern likely reflects the influence of insurance coverage and public health programs rather than lower healthcare needs. Basic or supplementary insurance plans often cover elderly individuals, while young children benefit from free primary care and vaccination services, resulting in lower direct household expenses.

From a policy perspective, the UFPP appears to have contributed to reducing households' financial burden and promoting greater financial protection. However, its long-term sustainability depends on stable funding, consistent implementation across regions, and continuous improvement in the quality and accessibility of primary care services. Future research could examine the broader effects of the program on service utilization and health outcomes to provide a more comprehensive understanding of its impact.

4. Conclusion

This study provides quantitative evidence that the Urban Family Physician Program effectively reduced out-of-pocket health expenditures among urban households in Iran. The DID analysis confirmed a decline in OOP payments in Fars province compared with similar provinces after the program's implementation. The results suggest that strengthening

primary healthcare and improving referral systems can contribute to financial protection and health equity.

Nevertheless, several challenges remain. The sustainability of the program depends on consistent government commitment, reliable funding streams, and effective coordination among health insurers and providers. Policymakers should focus on improving the quality of primary healthcare services and ensuring that family physicians have the resources and incentives necessary to manage patients comprehensively.

Further research is recommended to explore the long-term effects of the UFPP on service utilization, preventive care, and health outcomes. In addition, examining the program's performance across different socioeconomic groups could provide deeper insights into its equity impact. Despite existing limitations, the findings indicate the potential of the family physician model to contribute to Iran's health reform strategy.

Acknowledgment

The authors would like to express their sincere appreciation to the reviewers and editorial team of the journal for their valuable comments and constructive suggestions, which contributed to improving the quality and depth of this paper.

Author Contributions

This article is derived from a doctoral dissertation. The authors declare that the manuscript was written by the first author, while the second, third, and fourth authors provided scientific guidance, supervision, and final revision.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the preparation or publication of this article, and that all ethical principles

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲-۲۳۲۲ - وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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/).

ارزیابی اثر اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری بر پرداخت مستقیم از جیب خانوارهای ایرانی: یک تحلیل شبه‌آزمایشی تفاوت در تفاوت‌ها

بهناز مهرجو[۱]، سجاد فرجی‌دیزجی[۲]، سید محمد کریمی[۳]، عباس عصاری‌آرانی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2025.31507.3827
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۱۵، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۷/۱۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۷/۲۷
صص: ۱۴۵-۱۱۵

چکیده

پرداخت مستقیم از جیب (OOP) در نظام سلامت ایران سهم بالایی از هزینه‌های خانوار را به خود اختصاص داده و آنان را در معرض هزینه‌های کمرشکن و فقر سلامت قرار می‌دهد. یکی از سیاست‌های کلیدی برای کاهش این بار مالی، اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری است که از سال ۱۳۹۱ به‌صورت پایلوت در دو استان فارس و مازندران، آغاز شد. پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار و به‌کارگیری روش شبه‌آزمایشی تفاوت در تفاوت‌ها (DID)، اثر این برنامه را بر مخارج سلامت خانوارهای شهری بررسی می‌کند. در این مطالعه، استان فارس به‌عنوان گروه مداخله و چند استان مشابه از نظر روند پیش‌مداخله به‌عنوان گروه کنترل انتخاب شدند. برای افزایش اعتبار برآورد، استان‌های کنترل با روش چندمرحله‌ای انتخاب و فرض روندهای موازی با آزمون‌های بصری، پلاسیبو و بررسی شیب‌های پیش‌مداخله تأیید شد. نتایج نشان‌داد که پس از اجرای برنامه، پرداخت مستقیم خانوارهای استان فارس به‌طور متوسط حدود ۱.۷ میلیون ریال (به قیمت ثابت سل ۱۳۹۳)، کمتر از استان‌های کنترل بوده و این کاهش در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است. تحلیل متغیرهای کنترلی نیز نشان‌داد که عواملی مانند سواد سرپرست خانوار، درآمد خانوار و ساختار جمعیتی بر میزان هزینه‌های سلامت اثرگذارند. یافته‌ها حاکی از آن است که برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری توانسته است بار مالی سلامت را کاهش داده و حفاظت مالی خانوارها را تقویت کند. با این‌حال، پایداری این اثر نیازمند تأمین منابع مالی پایدار و ارتقای کیفیت خدمات مراقبت‌های اولیه است.

کلیدواژگان: پزشک خانوادهٔ شهری، پرداخت از جیب، تفاوت در تفاوت‌ها.
طبقه‌بندی JEL: I18, R28, C21.

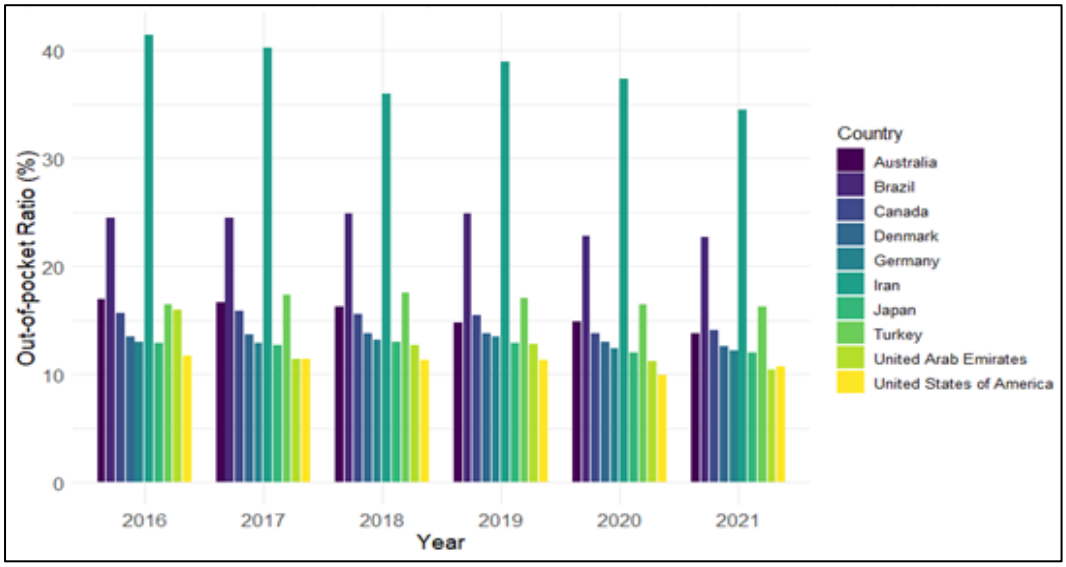
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: bz.mehrjoo@gmail.com
۲. دانشیار گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: s_dizajia@modares.ac.ir
۳. دانشیار دانشکدهٔ بهداشت عمومی و علوم اطلاعات، دانشگاه لوییویل، لوییویل، آمریکا.
Email: seyed.karimi@louisville.edu
۴. دانشیار گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: assari_a@modares.ac.ir

ارجاع به مقاله: مهرجو، بهناز؛ فرجی‌دیزجی، سجاد؛ کریمی، سید محمد؛ و عصاری آرانی، عباس، (۱۴۰۵). «ارزیابی اثر اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری بر پرداخت مستقیم از جیب خانوارهای ایرانی: یک تحلیل شبه‌آزمایشی تفاوت در تفاوت‌ها». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷): ۱۱۵-۱۴۵. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31507.3827
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6621.html

۱. مقدمه

سلامت یکی از ارکان اساسی رفاه اجتماعی و توسعه پایدار است و کیفیت زندگی مردم تا حد زیادی به سطح سلامت آنان وابسته است. دسترسی عادلانه به خدمات بهداشتی و درمانی، نه‌تنها یک ضرورت اجتماعی، بلکه براساس قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، یک حق اساسی شهروندان است (قانون اساسی، اصل ۲۹). از دیدگاه اقتصادی، سلامت هم یک کالای سرمایه‌ای است که در بهره‌وری نیروی کار نقش دارد، و هم یک کالای مصرفی که مستقیماً به رفاه خانوار می‌افزاید (گراسمن[1]، ۱۹۷۲).

در بسیاری از کشورها، به‌ویژه کشورهای درحال توسعه، یکی از مهم‌ترین چالش‌های نظام سلامت، پرداخت مستقیم از جیب (OOP)[2] است. پرداخت مستقیم، به‌معنی بخشی از هزینه‌های سلامت است که خانوار باید بدون واسطهٔ بیمه یا یارانه، از درآمد جاری خود تأمین کند. طبق داده‌های سازمان جهانی بهداشت[3] (۲۰۲۱)، در ایران سهم پرداخت از جیب از کل هزینه‌های سلامت حدود ۴۰٪ است؛ رقمی که به‌طور قابل‌توجهی بالاتر از میانگین جهانی (۱۸٪) و حتی میانگین کشورهای با درآمد متوسط است. شکل ۱، توزیع هزینه‌های پرداخت از جیب را به‌عنوان درصدی از هزینه‌های جاری سلامت (CHE)[4] در تعدادی از کشورهای منتخب نشان می‌دهد.



شکل ۱: هزینه‌های پرداخت از جیب به‌عنوان درصدی از هزینه‌های جاری سلامت (CHE)، (استخراج‌شده از داده‌های سازمان جهانی بهداشت).

Fig. 1: Out-of-pocket payments as a percentage of current health expenditure (CHE) (Extracted from World Health Organization data).

[1] Grossman
[2] Out-of- Pocket
[3] World Health Organization
[4] Current Health Expenditure

سطح بالای OOP، خانوارها را در معرض هزینه‌های کمرشکن سلامت (CHE)[1] قرار می‌دهد؛ یعنی وضعیتی که در آن هزینه‌های درمانی بیش از یک آستانهٔ مشخص (معمولاً ۴۰٪ از ظرفیت پرداخت خانوار) باشد و باعث کاهش مصرف کالاها و خدمات ضروری دیگر شود (شو[2] و همکاران، ۲۰۰۳).

مطالعات نشان می‌دهند که در ایران درصد قابل‌توجهی از خانوارها با هزینه‌های کمرشکن سلامت مواجه هستند؛ برای نمونه، بررسی‌های ملی حاکی از آن است که شیوع CHE از ۲/۵۷٪ در سال ۲۰۰۸ به ۳/۲۵٪ در سال ۲۰۱۵م. افزایش یافته است (یزدی‌فیض‌آبادی و همکاران، ۲۰۱۸). در سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱م. نیز نرخ ملی CHE از ۲/۹۲٪ به ۳/۱۸٪ رشد کرده و شدت این هزینه‌ها برای خانوارها بین ۰/۳۸٪ تا ۰/۴۱٪ بوده است (شیخی‌چمن و همکاران، ۲۰۲۴). در مطالعه‌ای در استان فارس، حدود ۱۶/۵٪ از خانوارها در سال ۲۰۱۸ با هزینه‌های کمرشکن سلامت مواجه شدند؛ رقمی که بسیار بالاتر از هدف سیاست‌های ملی توسعهٔ سلامت ایران (کاهش نرخ CHE به کمتر از ۱٪)، است (روانگرد و همکاران[3]، ۲۰۲۱).

چنین فشار مالی، به‌ویژه برای خانوارهای کم‌درآمد، می‌تواند منجر به کاهش رفاه، افزایش فقر و گسترش نابرابری شود (واگستاف[4] و دورسلر[5]، ۲۰۰۳). برای مقابله با این مشکل، مراقبت‌های بهداشتی اولیه (PHC)[6] به‌عنوان یکی از کارآمدترین راهبردها معرفی شده است PHC بر پیش‌گیری، مراقبت مستمر و نظام ارجاع تأکید دارد و شواهد بین‌المللی نشان می‌دهد که می‌تواند هزینه‌های سلامت را کاهش داده، استفادهٔ غیرضروری از خدمات تخصصی و بستری را کم کرده و کیفیت مراقبت را بهبود بخشد (فونگ و همکاران[7]، ۲۰۱۵؛ وانگ[8] و همکاران، ۲۰۱۶).

مطالعات بین‌المللی نشان می‌دهند که تقویت مراقبت‌های اولیه و برنامه‌های پزشک خانواده می‌تواند با کاهش بستری‌های قابل پیش‌گیری و مدیریت بهتر بیماری‌های مزمن، در بلندمدت هزینه‌های مستقیم سلامت خانوار را کاهش داده و حفاظت مالی را ارتقا دهد (استارفیلد و همکاران[9]، ۲۰۰۵؛ ساویکی و همکاران[10]، ۲۰۲۱). در بستر ایران، شواهد توصیفی از بهبود دسترسی در پایلوت شهری فارس و مازندران گزارش شده (افزایش پوشش و بهره‌گیری از خدمات پایه)، امّا مطالعات هم‌چنین به چالش‌های اجرایی و مالی برنامه، ازجمله ناکافی‌بودن منابع، ناپایداری تأمین مالی، ضعف در هماهنگی بیمه و نظام ارجاع اشاره می‌کنند که می‌تواند اثر نهایی بر OOP را تعدیل یا تضعیف کند (جهرمی و همکاران[11]، ۲۰۱۷؛ بهزادی‌فر و همکاران[12]، ۲۰۱۸؛ شمس و همکاران[13]، ۲۰۲۴).

---

[1] Catastrophic Health Expenditures
[2] xu
[3] Ravangard et al.
[4] Wagstaff
[5] Doorslaer
[6] Primary Health Care
[7] Fung et al.
[8] Wang
[9] Starfield et al.
[10] Sawicki et al.
[11] Jahromi et al.
[12] Behzadifar et al.
[13] Shams et al.

این تناقضات، ضرورت بررسی دقیق‌تر آثار برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری با روش‌های اقتصادسنجی را برجسته می‌کند.

در ایران، وزارت بهداشت از دههٔ ۱۳۶۰م. نظام شبکهٔ بهداشتی درمانی را در مناطق روستایی و شهرهای کوچک پیاده‌سازی کرد که یکی از اجزای کلیدی آن برنامهٔ پزشک خانواده است. این برنامه در سال ۱۳۸۴ در مناطق روستایی و سپس در سال ۱۳۹۱ به‌صورت پایلوت در مناطق شهری دو استان فارس و مازندران آغاز شد. هدف اصلی آن، تقویت نظام ارجاع، تمرکز بر خدمات پیش‌گیرانه و کاهش هزینه‌های سلامت ازطریق ایجاد دسترسی اولیه به پزشک عمومی و مراقبت جامع است (یزدی فیض‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۶؛ کشاورزی و همکاران، ۱۳۹۶).

پس از اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری در ایران، مطالعات متعددی به تحلیل و ارزیابی این طرح پرداخته‌اند (دماری و همکاران، ۱۳۹۵؛ کوه‌پیمای جهرمی و همکاران، ۱۳۹۶؛ کشاورزی و همکاران، ۱۳۹۶؛ کبیر و همکاران، ۱۳۹۸؛ خدمتی و همکاران، ۲۰۱۹؛ شجاع و همکاران، ۱۴۰۲ و...). این مطالعات عمدتاً به بررسی دستاوردها، چالش‌ها و شکاف‌های اجرای برنامهٔ پرداخته‌اند و بیشتر ماهیت توصیفی یا کیفی داشته‌اند. برخی مطالعات کمّی نیز صورت گرفته است (ازجمله: یزدی‌فیض‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۶؛ خنده‌رو و همکاران، ۱۴۰۰؛ مهرالحسنی و همکاران، ۱۴۰۰ و...). باوجود این، تاکنون هیچ پژوهشی از چارچوب‌های شبه‌آزمایشی یا روش‌های کمّی برای ارزیابی علّی سیاست در بستر شهری استفاده نکرده است. همچنین، آثار اقتصادی برنامه بر هزینه‌های سلامت خانوار شهری، با توجه به تفاوت‌های ساختاری و فرهنگی نسبت به مناطق روستایی، هنوز به‌طور کامل بررسی نشده است؛ بنابراین، شکاف مهم تحقیقاتی، نیاز به شواهد کمّی مبتنی‌بر طراحی شبه‌آزمایشی برای سنجش اثر واقعی برنامه در بستر شهری است.

این پژوهش با بهره‌گیری از چارچوب تفاوت در تفاوت‌ها (DID) و داده‌های دقیق، اثر اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری بر مخارج سلامت خانوار را شناسایی می‌کند. تمرکز اصلی پژوهش بر استان فارس به‌عنوان استان مداخله و چند استان منتخب به عنوان استان‌های کنترل است و از داده‌های هزینه و درآمد خانوار همراه با متغیرهای کنترلی استفاده می‌شود.

از منظر اقتصادی، اهمیت این تحلیل در دو نکتهٔ کلیدی نهفته است:

۱. سنجش توان این سیاست در کاهش پرداخت‌های مستقیم از جیب و پیش‌گیری از هزینه‌های کمرشکن، که می‌تواند پیامدهای مستقیمی بر توزیع درآمد و عدالت در سلامت داشته باشد.

۲. فراهم کردن شواهد کمی برای سیاست‌گذاران به‌منظور تصمیم‌گیری درخصوص توسعه یا اصلاح برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری.

پرسش پژوهش: نتایج این تحلیل می‌تواند پاسخی مبتنی‌بر شواهد به پرسش کلیدی سیاست سلامت در ایران ارائه دهد؛ آیا اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری می‌تواند بار مالی سلامت خانوار را کاهش دهد و عدالت در دسترسی به خدمات سلامت را بهبود بخشد؟

در ادامه، ساختار پژوهش به‌گونه‌ای تنظیم شده است که ابتدا مبانی نظری، در سه محور اصلی تشریح می‌شود؛ سپس، مروری بر ادبیات پیشین داخلی و بین‌المللی ارائه خواهد شد تا جایگاه پژوهش حاضر درمیان مطالعات موجود روشن شود. در بخش سوم، روش پژوهش شامل چارچوب تفاوت در تفاوت‌ها، داده‌ها و متغیرهای مورداستفاده

معرفی می‌گردد. بخش چهارم به ارائه و تحلیل یافته‌های تجربی اختصاص دارد و درنهایت، در بخش پایانی بحث و نتیجه‌گیری، پیامدهای سیاستی و پیشنهادهایی برای بهبود اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری بیان خواهد شد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. سلامت به مثابه کالای اقتصادی و اجتماعی

سلامت در ادبیات اقتصاد سلامت جایگاهی دوگانه دارد. از یک‌سو به‌عنوان یک کالای مصرفی تلقی می‌شود که به‌طور مستقیم بر رفاه فرد و خانواده اثرگذار است؛ یعنی افراد از برخورداری از سطح سلامت بالاتر همانند مصرف سایر کالاها و خدمات لذت می‌برند. از سوی دیگر، سلامت یک کالای سرمایه‌ای محسوب می‌شود که بر بهره‌وری نیروی کار و انباشت سرمایهٔ انسانی تأثیر دارد. این دیدگاه نخستین‌بار توسط گراسمن (۱۹۷۲) در قالب «مدل تقاضای سلامت» مطرح شد. در این مدل، سلامت نوعی سرمایهٔ انسانی است که افراد می‌توانند در آن سرمایه‌گذاری کنند و ازطریق آن بهره‌وری بیشتری در بازار کار به‌دست آورند.

براساس مدل گراسمن، فرد در طول زندگی با استهلاک سرمایهٔ سلامت مواجه است که ناشی از افزایش سن یا ابتلا به بیماری است. برای مقابله با این روند، فرد می‌تواند با سرمایه‌گذاری در سلامت ازطریق تغذیهٔ مناسب، فعالیت بدنی، مراقبت‌های پیش‌گیرانه یا استفاده از خدمات درمانی، سطح مطلوبی از سرمایهٔ سلامت خود را حفظ کند؛ بنابراین سلامت دو بُعد اساسی دارد:

۱. بُعد مصرفی: سلامت بخشی از تابع مطلوبیت خانوار است و بهبود وضعیت سلامت، رضایت و کیفیت زندگی را افزایش می‌دهد.

۲. بُعد سرمایه‌ای: سلامت بالاتر به افزایش ساعات کار مفید، کاهش غیبت‌های ناشی از بیماری و درنهایت افزایش درآمد منجر می‌شود.

این دوگانگی، اهمیت مداخلات عمومی در حوزهٔ سلامت را آشکار می‌سازد. سرمایه‌گذاری دولت در حوزه‌هایی مانند واکسیناسیون یا مراقبت‌های اولیه، نه‌تنها به بهبود وضعیت فردی منجر می‌شود، بلکه پیامدهای بیرونی مثبت نیز دارد و سطح سلامت کل جمعیت را ارتقا می‌بخشد (بلوم و کانینگ[1]، ۲۰۰۰).

از منظر اجتماعی نیز سلامت صرفاً یک کالای خصوصی نیست، بلکه یک حق اجتماعی و شهروندی محسوب می‌شود. سازمان جهانی بهداشت (۱۹۴۶) در تعریف کلاسیک خود سلامت را «حالت رفاه کامل جسمی، روانی و اجتماعی و نه فقط فقدان بیماری» معرفی کرده است. هم‌چنین در ایران، اصل ۲۹ قانون اساسی حق برخورداری از خدمات بهداشتی و درمانی را برای تمامی شهروندان تضمین کرده است؛ بنابراین، بررسی اثر سیاست‌هایی نظیر پزشک خانوادهٔ شهری تنها محدود به آثار اقتصادی نیست، بلکه ابعاد اجتماعی و عدالت توزیعی آن نیز باید موردتوجه قرار گیرد.

[1] Bloom & Caning

۲-۲. پرداخت از جیب و عدالت مالی در سلامت

پرداخت مستقیم از جیب به آن بخش از هزینه‌های سلامت گفته می‌شود که خانوارها بدون پوشش بیمه‌ای یا یارانه‌ای، مستقیماً از درآمد جاری خود پرداخت می‌کنند. این مفهوم یکی از بنیادی‌ترین شاخص‌ها برای سنجش عدالت مالی در نظام سلامت است (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۱۰). هرچه سهم OOP در نظام سلامت بالاتر باشد، خطر مواجهه خانوار با هزینه‌های کمرشکن سلامت و ورود به فقر ناشی از بیماری بیشتر می‌شود (شو و همکاران، ۲۰۰۳).

اگر سهم هزینهٔ سلامت از ظرفیت پرداخت خانوار (یعنی درآمد پس از کسر هزینه‌های خوراک) از یک آستانهٔ معین، مثلاً ۴۰٪، فراتر رود، خانوار دچار هزینهٔ کمرشکن می‌شود (شو و همکاران، ۲۰۰۳).

بالا بودن OOP پیامدهای متعددی دارد ازجمله:

- خطر فقر سلامت[1]: خانوارهایی که با هزینه‌های بالای درمانی مواجه می‌شوند، مجبور می‌شوند بخش بزرگی از درآمد خود را صرف درمان کنند و درنتیجه از تأمین نیازهای اساسی مانند: تغذیه، مسکن یا آموزش بازمی‌مانند. مطالعات نشان‌داده است که هزینه‌های درمانی یکی از مهم‌ترین عوامل سقوط خانوارها به زیر خط فقر در کشورهای درحال توسعه است (واگستاف و دورسلر، ۲۰۰۳).
- هزینه‌های کمرشکن سلامت[2]: وقتی سهم هزینهٔ سلامت خانوار از یک آستانهٔ مشخص (معمولاً ۴۰٪ ظرفیت پرداخت) فراتر رود، خانوار با هزینهٔ کمرشکن روبه‌رو می‌شود (شو و همکاران، ۲۰۰۳). چنین شرایطی می‌تواند باعث فروش دارایی‌ها، قرض گرفتن، یا کاهش مصرف سایر کالاهای ضروری شود.
- کاهش مصرف خدمات ضروری و رفتار اجتنابی: بالا بودن هزینه‌ها موجب می‌شود بسیاری از خانوارها از دریافت خدمات ضروری خودداری کنند. این امر نه‌تنها سلامت فردی را به خطر می‌اندازد، بلکه به هزینه‌های بیشتر در آینده منجر می‌شود (گردتام[3] و یوهانسن[4]، ۲۰۰۰).
- تشدید نابرابری اجتماعی در سلامت: خانوارهای پردرآمد می‌توانند هزینه‌های درمانی خود را بپردازند، اما خانوارهای فقیرتر یا بدون بیمه به‌طور نامتناسبی آسیب می‌بینند. این امر به شکاف سلامت بین طبقات اجتماعی دامن می‌زند (کوتزین[5]، ۲۰۱۲).
- عدم دستیابی به پوشش همگانی سلامت: سازمان جهانی بهداشت (۲۰۱۰) تأکید می‌کند که هیچ کشوری با سهم بالای OOP قادر به دستیابی به عدالت مالی و پوشش همگانی سلامت نیست. کاهش OOP یکی از اهداف اصلی اصلاحات نظام سلامت در سطح بین‌المللی است.

---

[1] Medical impoverishment
[2] Catastrophic Expenditure
[3] Gerdtham
[4] Johansen
[5] Kutzin

۲-۳. پزشک خانواده و نقش مراقبت‌های اولیه در کاهش پرداخت از جیب

یکی از راهبردهای کلیدی برای بهبود کارایی نظام سلامت و ارتقای عدالت مالی، تقویت مراقبت‌های اولیه سلامت است. PHC بر اصولی هم‌چون دسترسی عادلانه، جامعیت خدمات، تداوم مراقبت و نظام ارجاع استوار است و به‌عنوان نخستین نقطهٔ تماس افراد با نظام سلامت عمل می‌کند. شواهد بین‌المللی نشان می‌دهد که کشورهایی با شبکهٔ قوی مراقبت‌های اولیه، سطح پایین‌تری از هزینه‌های پرداخت مستقیم خانوار و توزیع عادلانه‌تر خدمات سلامت دارند (استارفیلد، ۱۹۹۸؛ کرینگوس[1]، ۲۰۱۰). مطالعهٔ مکینکو[2] و همکاران (۲۰۰۳) در کشورهای OECD نشان‌داد که نظام‌های سلامت مبتنی‌بر PHC توانسته‌اند هزینه‌های غیرضروری را کاهش داده و سلامت جمعیت را با بار مالی کمتر بهبود بخشند.

پزشک خانواده به‌عنوان رکن اصلی PHC، نقش مهمی در مدیریت تقاضای خدمات سلامت و جلوگیری از مصرف غیرضروری خدمات تخصصی و بستری دارد. پزشک خانواده علاوه‌بر ارائه مراقبت‌های عمومی و پیش‌گیرانه، مسئولیت هدایت بیمار در نظام ارجاع و اطمینان از دریافت خدمات متناسب را برعهده دارد. درنتیجه، اجرای برنامهٔ پزشک خانواده می‌تواند دو پیامد کلیدی برای خانوارها داشته باشد؛ نخست، کاهش مراجعات مستقیم به متخصصان و هزینه‌های سنگین درمانی؛ دوم، افزایش پوشش بیمه‌ای و دسترسی به خدمات پایه‌ای کم‌هزینه یا رایگان (استارفیلد، ۱۹۹۸؛ مکینکو و همکاران، ۲۰۰۳).

با این‌حال، اجرای پزشک خانواده در مناطق شهری با پیچیدگی‌ها و چالش‌های بیشتری نسبت به محیط‌های روستایی مواجه است. مطالعات نشان می‌دهند که تفاوت‌های فرهنگی و اجتماعی و پیچیدگی‌های اجرای شهری، اثربخشی این برنامه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (مهرالحسنی و همکاران، ۲۰۱۰؛ فردید و همکاران، ۲۰۱۹).

در ایران نیز اجرای پایلوت برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری از سال ۱۳۹۱ در استان‌های فارس و مازندران آغاز شد تا امکان ارزیابی کارایی آن در مدیریت هزینه‌های سلامت خانوار و ارتقای عدالت مالی فراهم گردد. از این‌منظر، مطالعهٔ حاضر بر بررسی اثرات اقتصادی این مداخله در بستر شهری متمرکز است.

۳. پیشینهٔ پژوهش

در این بخش، ابتدا مطالعات انجام‌شده در ایران دربارهٔ برنامهٔ پزشک خانواده و سایر سیاست‌های سلامت بررسی می‌شود و پس از آن، شواهد و یافته‌های پژوهش‌های بین‌المللی در این حوزه موردتوجه قرار می‌گیرند.

۱-۳. مطالعات داخلی

«یزدی‌فیض‌آبادی» و همکاران (۱۳۹۶)، در یک مطالعهٔ مقطعی بوم‌شناختی بر داده‌های سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ با استفاده از رگرسیون لاسو و مدل‌های خطی پس‌رونده، نشان‌دادند که در سال‌های اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری در استان‌های مازندران و فارس، درصد خانوارهای مواجه با مخارج کمرشکن سلامت به‌طور متوسط ۱/۸۲٪ افزایش یافته است و این افزایش در مناطق روستایی ۱/۳۷٪ بوده است. هم‌چنین فقر ناشی از پرداخت‌های سلامت

[1] Kringos
[2] Macinko

در کل مناطق تحت پوشش ۸۳/ ۰٪ رشد داشته است. با این‌حال، اجرای برنامهٔ اثر معناداری بر کاهش پرداخت مستقیم از جیب یا بهبود شاخص کاکوانی نداشته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که به‌رغم موفقیت در بهبود دسترسی فیزیکی، دستاورد چشمگیری در حفاظت مالی حاصل نشده است.

«خنده‌رو» و همکاران (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای، به بررسی تأثیر اصلاحات نظام سلامت بر مخارج بستری ایران پرداختند. دراین مطالعه، با طراحی سری زمانی منقطع، داده‌های هزینهٔ متوسط بستری در بیمارستان امام خمینی(ره) بهشهر طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ را بررسی کردند. نتایج نشان‌داد که نرخ رشد تعداد بستری‌ها در دو سال پس از آغاز پزشک خانواده منفی بود، اما بیشترین رشد هزینهٔ متوسط بستری (۸۳٪)، در دورهٔ آغاز طرح تحول سلامت (۱۳۹۳) رخداد. تغییر در سطح هزینهٔ بستری در ابتدای طرح تحول نسبت به قبل، معنادار و معادل ۳,۸۹۶,۸۲۶ ریال افزایش بود. این نتیجه بیانگر آن است که هم‌پوشانی سیاست‌ها (پزشک خانواده و طرح تحول سلامت) اثرات ناهمگن بر هزینه‌های بیمارستانی دارد.

در کنار مطالعات مربوط به برنامهٔ پزشک خانواده، برخی پژوهشگران نیز اثر سایر سیاست‌های سلامت را بر هزینه‌های خانوار مورد ارزیابی قرار داده‌اند؛ به‌عنوان مثال، «عاطفی» و همکاران (۱۳۹۹)، تأثیر اجرای طرح تحول سلامت بر شاخص مشارکت مالی عادلانه در ایران را بررسی کردند. این پژوهش با استفاده از داده‌های مقطعی هزینه–درآمد خانوار مرکز آمار ایران، شاخص مشارکت مالی عادلانهٔ خانوارهای شهری و روستایی را در دو حالت وزنی و غیروزنی برای سال‌های ۱۳۹۲ به‌بعد، درمیان سرپرستان متولد ۱۳۲۳ تا ۱۳۷۲ در ۱۰ گروه سنی پنج‌ساله محاسبه کرده است. نتایج نشان‌داد که پس از اجرای طرح تحول سلامت، تغییر قابل‌توجهی در بهبود شاخص مشارکت مالی عادلانه در سطح کشور، چه در مناطق شهری و چه روستایی، مشاهده نشده است.

«مهرالحسنی» و همکاران (۱۴۰۰)، با استفاده از داده‌های خام آمارگیری سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶، سهم بخش‌های مختلف مخارج خانوارهای شهری و روستایی ایران را با تأکید بر روند مخارج سلامت بعد از طرح تحول سلامت، بررسی کرده‌اند. نتایج نشان‌داد که در خانوارهای شهری، مسکن و در خانوارهای روستایی، خوراک و پوشاک بیشترین سهم را در هزینه‌ها دارند و آموزش کمترین سهم را به‌خود اختصاص داده است. سهم بهداشت و درمان پس از اجرای طرح تحول سلامت در بیشتر گروه‌های درآمدی افزایش یافته و تنها در پنجک پنجم شهری کاهش داشته است. این افزایش بیانگر آن است که طرح تحول سلامت نتوانسته به‌طور کامل در تحقق هدف حفاظت مالی موفق باشد.

در مطالعه‌ای دیگر، «شمشیربندی» و «امام‌قلی‌پور» (۱۴۰۰)، به بررسی اثر اجرای طرح تحول سلامت بر هزینه‌های بستری بیمه‌شدگان سازمان بیمهٔ سلامت طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ با استفاده از تحلیل سری زمانی منقطع (ITS) پرداختند. نتایج نشان‌داد که چهار ماه پس از آغاز برنامه، سرانه مراجعات بستری به‌طور چشمگیری افزایش یافت (به‌طور متوسط ۱۵۶ بستری بیشتر به‌ازای هر یک‌میلیون نفر بیمه‌شده در ماه). هم‌چنین، اجرای طرح باعث افزایش سرانهٔ هزینهٔ ثابت بستری شد، به‌طوری‌که هر ماه به‌طور متوسط مبلغ ۱,۵۴۴,۸۰۰ ریال به هزینهٔ هر خدمت بستری افزوده شد. این یافته‌ها بیانگر اثر هزینه‌زای طرح تحول بر نظام بیمه‌ای کشور و ضرورت طراحی سیاست‌هایی برای کنترل هزینه‌ها (مثل نظام ارجاع و لیست انتظار) است.

در ایران، بخش عمده پژوهش‌های مرتبط با سیاست‌های سلامت و به‌ویژه طرح پزشک خانواده ماهیت کیفی دارند و مطالعات کمّی با رویکرد اقتصاد سلامت هنوز محدود است.

۳-۲. مطالعات خارجی

«نلیگان» و همکاران[1] (۲۰۲۰)، با استفاده از داده‌های مطالبات بیمه‌ای و رویکرد تحلیلی مبتنی‌بر مقایسهٔ هزینه‌ها، تأثیر ارائه خدمات انجام روش‌های کوچک در مطب پزشک خانواده را در یک مرکز پزشکی دانشگاهی در ایالات متحده بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که این برنامه باعث کاهش چشمگیر هزینه‌های مراقبتی ازطریق جایگزینی مراجعات به متخصصان با خدمات ارائه‌شده توسط پزشکان خانواده شده است. هم‌چنین، این تغییر موجب صرفه‌جویی قابل‌توجهی در هزینه‌های نظام سلامت و بهبود بازده اقتصادی خدمات گردیده است.

«هوانگ» و همکاران[2] (۲۰۲۰)، با استفاده از طرح تفاوت در تفاوت‌ها و داده‌های ثبتی بیمهٔ سلامت در تایوان، اثر اجرای برنامه مراقبت یکپارچهٔ پزشک خانواده را بر میزان بستری در بیمارستان و مراجعات به اورژانس بررسی کردند. یافته‌ها نشان‌داد که این سیاست در کوتاه‌مدت تأثیر قابل‌توجهی بر کاهش بستری و مراجعه به اورژانس نداشته و حتی در سال نخست با افزایش جزئی بستری همراه بوده است. با این‌حال، در بلندمدت، این برنامهٔ توانسته است تا حدی از میزان بستری بیماران بکاهد که بیانگر نقش تدریجی مداخلات مبتنی‌بر مراقبت‌های اولیه در مدیریت بهتر منابع سلامت است.

«یوهانسن» و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های پیمایش هزینه‌های پزشکی در بازهٔ زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷م.، روند تغییرات هزینهٔ کل و پرداخت از جیب برای ویزیت‌های پزشک مراقبت اولیه در ایالات متحده را بررسی کردند. نتایج نشان‌داد که در طول زمان، هزینه‌های کل و پرداخت از جیب برای این ویزیت‌ها افزایش‌یافته، اما این افزایش نسبت به خدمات اورژانس کمتر بوده است. بیشترین رشد در هزینه‌ها مربوط به بیماران تحت پوشش بیمهٔ خصوصی و مدیکر بوده، درحالی‌که تغییرات برای بیمه مدیکید ناچیز بوده است. هم‌چنین سهم مراجعات با پرداخت صفر از جیب افزایش‌یافته که عمدتاً ناشی از بیمهٔ خصوصی بوده است. نویسندگان هشدار دادند که تداوم این روند می‌تواند دسترسی بیماران، به‌ویژه بیماران مدیکید، به خدمات مراقبت اولیه را دشوارتر کند.

«تیرگیل» و همکاران[3] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای، با استفاده از داده‌های یک پیمایش بزرگ خانوار و روش تفاوت در تفاوت‌ها، در ترکیه، نشان‌دادند که اجرای برنامهٔ پزشک خانواده در استان‌های تحت پوشش، هزینه‌های ویزیت پزشک را بیش از ۴۰٪ کاهش داده است. هم‌چنین، در بلندمدت، رابطهٔ منفی معناداری بین این برنامه و هزینه‌های مربوط به ویزیت و نسخهٔ داروها مشاهده شده است. نویسندگان تأکید می‌کنند که برای حفظ کیفیت خدمات، اقداماتی مانند بهبود نسبت پزشک به بیمار ضروری است.

«ژانگ» و همکارن[4] (۲۰۲۴)، با استفاده از مدل تفاوت در تفاوت‌ها و داده‌های مربوط به مطالبات بیمهٔ درمانی بیماران مبتلا به فشار خون بالا و دیابت، به تخمین اثر خالص سیستم پزشک خانواده در چین پراختند. این مطالعه

[1] Nelligan et al.
[2] Huang
[3] Tirgil
[4] Zhang

نشان می‌دهد که اجرای سیستم پزشک خانواده باعث افزایش مراجعات پیگیری و خدمات سرپایی درمیان بیماران مبتلا به بیماری‌های مزمن مانند فشار خون و دیابت می‌شود. هم‌چنین، سهم مراجعات به مراکز سلامت جامعه بیشتر شده و از مراجعات به بیمارستان‌های سطح بالاتر کاسته شده است. علاوه‌بر این، این سیستم توانسته افزایش بستری بیماران فشار خون را تا حدی کنترل کند، هرچند چنین اثری برای بیماران دیابتی مشاهده نشده است.

مرور ادبیات نشان می‌دهد که در ایران، اغلب مطالعات پیرامون برنامهٔ پزشک خانواده یا سایر اصلاحات نظام سلامت، بیشتر ماهیت توصیفی یا کیفی داشته‌اند و شواهد کمّی علّی بر بار مالی اجرای این سیاست‌ها، هنوز محدود است. کمتر پژوهشی، اثر خالص اجرای برنامه را با رویکرد اقتصادسنجی علّی، بر هزینه‌های خانوار برآورد کرده است. در سطح بین‌المللی، هرچند شواهدی از کاهش هزینه‌های مستقیم سلامت درنتیجه تقویت مراقبت‌های اولیه وجود دارد، اما این شواهد عمدتاً مربوط به کشورهای توسعه‌یافته یا نظام‌های بیمه‌ای پیش‌رفته است؛ از این‌رو، مطالعهٔ حاضر با تمرکز بر استان فارس به‌عنوان یکی از پایلوت‌های اصلی اجرای پزشک خانوادهٔ شهری، بهره‌گیری از داده‌های چندسالهٔ خانوار و به‌کارگیری روش تفاوت در تفاوت‌ها، می‌کوشد تصویری دقیق و مستند از آثار این سیاست بر هزینه‌های سلامت خانوار ارائه کند و شکاف موجود در ادبیات داخلی را پوشش دهد.

٤. روش پژوهش و پایگاه داده‌های آماری

در این پژوهش، برای ارزیابی اثر اجرای سیاست پزشک خانوادهٔ شهری بر هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوار (پرداخت از جیب)، از روش شبه‌آزمایشی تفاوت در تفاوت‌ها (DID)[1] استفاده شده است. این روش به‌طور گسترده برای تحلیل اثرات علّی در سیاست‌گذاری‌های اجتماعی و سلامت عمومی به‌کار می‌رود، به‌ویژه در شرایطی که امکان اجرای آزمایش تصادفی وجود ندارد. روش DID به مقایسهٔ تغییرات نتایج قبل و بعد از اجرای برنامه در گروه درمان (آزمایش) و گروه کنترل می‌پردازد و تلاش می‌کند اثر واقعی مداخله را از سایر تغییرات زمانی جدا کند (کارد و کروگر[2]، ۱۹۹۴؛ برتراند و همکاران[3]، ۲۰۰۴؛ آنگریست و پیشکه[4]، ۲۰۰۹).

در پژوهش حاضر، استان فارس به‌عنوان گروه درمان[5] درنظر گرفته شده است؛ زیرا از سال ۱۳۹۱ مشمول اجرای طرح پزشک خانوادهٔ شهری بوده است. برای تشکیل گروه کنترل[6]، از میان سایر استان‌ها، آن‌هایی انتخاب شدند که روند هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوار در دورهٔ پیش از مداخله بیشترین شباهت را به فارس داشته باشند. انتخاب این گروه براساس ترکیبی از معیارهای آماری و ویژگی‌های ساختاری انجام شد تا از برقراری فرض کلیدی DID، یعنی موازی‌بودن روندها اطمینان حاصل شود. جزئیات فرآیند انتخاب کنترل‌ها در بخش نتایج ارائه شده است.

دورهٔ زمانی مطالعه از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ انتخاب شده است؛ به‌گونه‌ای که سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ به‌عنوان دورهٔ پیش از مداخله و سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ به‌عنوان دورهٔ پس از مداخله درنظر گرفته شده‌اند. سال‌های بعد،

---

[1] Difference in Differences
[2] Card & Krueger
[3] Bertrand et al.
[4] Angrist & Pischke
[5] Treatment group
[6] Control group

به‌ویژه از ۱۳۹۸ به‌بعد، به‌دلیل شیوع ویروس کرونا و اثرات غیرساختاری آن بر هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوار، در تحلیل وارد نشده‌اند. همه‌گیری کرونا یک شوک سیستماتیک محسوب می‌شود که در سطح ملی بر الگوهای سلامت و رفتار اقتصادی خانوار تأثیر گذاشته و می‌تواند موجب نقض مفروضات این روش، به‌ویژه فرض روندهای موازی[1] شود. مطالعات اخیر نیز بر پیامدهای اقتصادی و اجتماعی همه‌گیری کرونا بر رفتار و تصمیم‌گیری خانوارها تأکید کرده‌اند (مهران‌فرد و همکاران، ۱۴۰۱)؛ بنابراین، برای حفظ اعتبار علیّت مدل و جلوگیری از اریب در تخمین اثر سیاست پزشک خانوادهٔ شهری، این سال‌ها عمداً از تحلیل حذف شده‌اند.

٤-١. مدل تحلیلی

مدل تحلیلی این پژوهش براساس رویکرد تفاوت در تفاوت‌ها (DID) طراحی شده است؛ رویکردی که ابتدا در مطالعات تجربی بازار کار معرفی شد (کارد و کروگر، ۱۹۹۴) و سپس در ادبیات اقتصادسنجی تثبیت و توسعه یافت (برتراند و همکاران، ۲۰۰۴؛ آنگریست و پیشکه، ۲۰۰۹). کاربرد این روش در حوزهٔ سیاست سلامت نیز در پژوهش‌هایی چون «بایکر» و همکاران[2] (۲۰۱۳)، «دیمیک» و «رایان»[3] (۲۰۱۴) و «تیرگیل» و همکاران (۲۰۲۳) برجسته شده است. علاوه‌بر این، انتخاب متغیرهای کنترلی پژوهش با اتکا به مطالعات داخلی و بین‌المللی انجام شد؛ به‌ویژه آثاری که بر اثرگذاری عوامل جمعیت‌شناختی و اقتصادی خانوار بر هزینه‌های سلامت تصریح کرده‌اند (کابره‌را–آلونزو و همکاران[4]، ۲۰۰۳؛ سرکر و همکاران[5]، ۲۰۱۴؛ موندال و همکاران[6]، ۲۰۲۰).

فرم پایهٔ مدل DID به‌صورت معادلهٔ ۱ تعریف می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 (Treati \times Post_t) + \gamma X_{it} \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در آن:

Y_{it}: پرداخت از جیب خانوار i در سال t (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۳و بر حسب ریال)؛

$Trea_{ti}$: مجازی برای قرار داشتن در استان سیاست‌گذار (برای استان فارس ۱، برای سایر استان‌های کنترل ۰)؛

$Post_t$: متغیر مجازی برای دورهٔ پس از اجرای سیاست (۱ برای سال ۱۳۹۱ به‌بعد، ۰ برای سال‌های قبل)؛

$Trea_{ti} \times Post_t$: متغیر تعامل که اثر سیاست را اندازه‌گیری می‌کند؛

X_{it}: بردار متغیرهای کنترلی شامل: نحوهٔ تصرف محل سکونت، سایز خانوار، جنسیت سرپرست خانوار، سن سرپرست خانوار، وضعیت سواد سرپرست خانوار، وضع فعالیت سرپرست خانوار، تأهل سرپرست خانوار، وجود افراد زیر ۵ سال و افراد بالای ۶۵ سال در خانوار و درآمد خانوار (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۳)؛

ε_{it}: جملهٔ خطای تصادفی

---

[1] Parallel Trends
[2] Baicker et al.
[3] Dimick & Ryan
[4] Cabrera-Alonso et al.
[5] Sarker et al.
[6] Mondal et al.

ضریب β_3 برآوردگر اثر خالص سیاست بوده و تفسیر آن به‌عنوان تغییر متوسط در پرداخت از جیب خانوار آزمایش نسبت به کنترل در اثر اجرای سیاست است.

به‌منظور افزایش دقت برآورد و کنترل اثر عوامل جمعیت‌شناختی و اقتصادی خانوارها، مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی (X_{it}) وارد مدل شدند. این متغیرها در جدول ۱ معرفی شده‌اند.

جدول ۱: معرفی متغیرهای کنترلی (یافته‌های تحقیق).

Table 1: Description of control variables

نام متغیر	تعریف	نوع	کدگذاری / مقیاس
owner	نحوه تصرف محل سکونت خانوار	کیفی دو حالته	۱=ملکی عرصه و اعیان ۲=سایر
household_size	تعداد اعضای خانوار	عددی (پیوسته)	تعداد افراد
head_gender	جنسیت سرپرست خانوار	کیفی دو حالته	۱=مرد، ۲=زن
head_age	سن سرپرست خانوار	عددی (پیوسته)	بر حسب سال
head_literate	وضعیت سواد سرپرست خانوار	کیفی دو حالته	۱=باسواد، ۲=بی‌سواد
head_activity	وضعیت فعالیت سرپرست خانوار	کیفی اسمی*	۱=شاغل، ۲=بیکار، ۳=دارای درآمد مستقل، ۴=بدون کار، ۵=محصل، ۶=خانه‌دار، ۷=سایر
head_married	وضعیت تأهل سرپرست خانوار	کیفی دو حالته	۱=متأهل، ۲=سایر
has_child	وجود افراد زیر ۵ سال در خانوار	کیفی دو حالته	۱=وجود دارد، ۰=ندارد
has_elderly	وجود افراد بالای ۶۵ سال در خانوار	کیفی دو حالته	۱=وجود دارد، ۰=ندارد
income	درآمد خانوار	عددی (پیوسته)	به قیمت ثابت سال ۱۳۸۶

* برای ورود متغیرهای کیفی اسمی به مدل DID، از روش دامی‌سازی استفاده شد؛ بدین‌ترتیب برای هر دسته یک متغیر مجازی ساخته شد و یک دسته به‌عنوان گروه مبنا حذف گردید.

جدول‌های مربوط به آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به‌دلیل جلوگیری از اطاله متن در پیوست درج شده‌اند.

٤-۲. داده‌ها

برای انجام این پژوهش، از داده‌های طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار (HEIS)[1] استفاده شده است. این طرح توسط مرکز آمار ایران به‌صورت سالانه و با پوشش سراسری در تمام استان‌های کشور اجرا می‌شود و از معتبرترین منابع آماری موجود برای بررسی وضعیت اقتصادی خانوارها در ایران محسوب می‌گردد. داده‌های این طرح شامل: اطلاعاتی دقیق در سطح خانوار در زمینهٔ ترکیب جمعیت، درآمد، وضعیت اشتغال، مسکن، مصرف کالا و خدمات، و به‌ویژه هزینه‌ها است.

در هر سال، داده‌ها از طریق مصاحبهٔ حضوری با اعضای خانوار و براساس نمونه‌گیری طبقه‌بندی‌شده از مناطق شهری و روستایی گردآوری می‌شود. در این پژوهش، تنها خانوارهای شهری وارد تحلیل شده‌اند، چراکه سیاست پزشک خانوادهٔ شهری صرفاً در مناطق شهری در سال ۱۳۹۱ اجرا شده است.

[1] Household Expenditure and Income Survey

داده‌ها پیش از تحلیل به‌صورت دقیق پالایش و آماده‌سازی شدند؛ به این‌معنا که خانوارهای دارای اطلاعات ناقص یا مقادیر غیرمنطقی حذف گردیدند و شاخص‌های هزینه‌ای براساس طبقه‌بندی استاندارد کالا و خدمات بازبینی شدند. این فرآیند پالایش موجب افزایش دقت نتایج و اطمینان از اعتبار برآوردهای مبتنی‌بر روش تفاوت در تفاوت‌ها شد.

لازم به ذکر است که در فرآیند آماده‌سازی داده‌ها، برای محاسبهٔ دقیق مخارج سلامت خانوار، کلیهٔ هزینه‌های بهداشت و درمان اعم‌از هزینه‌های ثبت‌شده در بخش «هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوار در ماه گذشته» و هم‌چنین هزینه‌های بهداشتی و درمانی موجود در بخش «تهیهٔ کالاهای بادوام» پرسشنامه لحاظ شد. برای این‌منظور، هزینه‌های کالاهای بادوام مرتبط با بخش بهداشت و درمان، به مقیاس ماهانه تبدیل و به سایر هزینه‌های سلامت اضافه گردید تا تصویر جامعی از بار مالی سلامت خانوار ارائه شود. درنهایت، تنها هزینه‌هایی مدنظر قرار گرفت که خانوار به‌طور مستقیم از جیب پرداخت کرده است؛ بنابراین، هزینه‌هایی که توسط بیمه‌ها، یارانه‌های دولتی یا سایر منابع پوشش داده شده‌اند، از تحلیل کنار گذاشته شدند.

۵. یافته‌های پژوهش

پس از معرفی مدل تحلیلی، در این بخش، ابتدا فرآیند انتخاب گروه کنترل و اعتبارسنجی یکی از مهم‌ترین مفروضات روش تفاوت در تفاوت‌ها، یعنی فرض موازی بودن روندها تشریح می‌شود. همان‌طورکه «کَلوی» و «سنت آنا»[1] (۲۰۲۱) بیان می‌کنند: «مهم‌ترین فرض شناسایی، فرض روندهای موازی است. این فرض بیان می‌کند که در غیاب مداخله، متوسط نتایج در واحدهای درمان و کنترل، مسیری موازی را دنبال می‌کردند.»

به بیان دیگر، در صورت عدم اجرای مداخله، انتظار می‌رود مسیر تغییرات متغیر وابسته در گروه درمان و کنترل مشابه باشد؛ از این‌رو، انتخاب دقیق استان‌های کنترل و بررسی تجربی روندهای پیش از مداخله اهمیت حیاتی دارد. در این پژوهش ابتدا شاخص خطای برازش پیش‌درمان (RMSE)[2] برای تمامی استان‌ها محاسبه و استان‌هایی با روند مشابه‌تر به استان مداخله (فارس) شناسایی شدند؛ سپس این استان‌ها با معیارهای تکمیلی شامل شباهت ساختاری و آزمون‌های آماری غربال شده و گروه کنترل نهایی انتخاب گردید. این فرآیند امکان اطمینان بیشتر از برقراری فرض روند موازی و افزایش اعتبار برآوردهای DID را فراهم می‌آورد.

۵-۱. انتخاب گروه کنترل و آزمون فرض موازی بودن روندها

یکی از پیش‌فرض‌های کلیدی در برآوردهای تفاوت در تفاوت‌ها، همسان بودن روند متغیر وابسته در گروه درمان و کنترل در غیاب مداخله است (آنگریست و پیشکه، ۲۰۰۸؛ دیمیک و رایان، ۲۰۱۴). برای رعایت این شرط، انتخاب استان‌های گروه کنترل در این مطالعه براساس رویکردی چندمرحله‌ای انجام شد تا اطمینان حاصل شود که این استان‌ها ازنظر روند هزینه‌های بهداشتی پیش‌مداخله با استان تحت درمان (فارس) هم‌راستا هستند.

---

[1] Callaway & Sant'Anna
[2] Root Mean Squared Error

در گام نخست، برای هر یک از استان‌های کشور، شاخص خطای برازش روند پیش‌درمان بین مسیر سالانهٔ میانگین هزینه‌های بهداشت خانوار آن استان و استان درمان (فارس) در دورهٔ ۱۳۸۶–۱۳۹۰ محاسبه شد. معیار اصلی برای مقایسه، RMSE از اختلافات سالانه بود؛ استان‌هایی با کمترین مقدار به‌عنوان کاندیدای اولیه برگزیده شدند. این راهبرد هم‌راستا با ادبیات DID است که بر شباهت روندهای پیش‌درمان در انتخاب گروه کنترل تأکید دارد (شو[1]، ۲۰۱۷) و هم‌چنین از ایدهٔ برازش در روش کنترل ترکیبی نیز الهام گرفته شده است (آبادی[2]، ۲۰۱۰).

در گام دوم، میان کاندیداهای کم‌خطا، معیارهای تکمیلی شامل شباهت ساختاری و بررسی بصری مسیرها به‌همراه پیش‌آزمون‌های آماری موازی‌بودن اعمال شد. استان‌هایی که در این غربال ثانویه ناموفق بودند کنار گذاشته شدند. بدین‌ترتیب، استان‌های اصفهان، ایلام، تهران، چهارمحال‌وبختیاری و لرستان به‌عنوان گروه کنترل نهایی انتخاب شدند. چارچوب روش‌شناختی کلان این پژوهش بر DID کلاسیک استوار است. جدول ۲، RMSE استان‌های منتخب را در مقایسه با استان تحت درمان نشان می‌دهد.

جدول ۲: شاخص خطای برازش پیش‌درمان (۱۳۸۶–۱۳۹۰)، (یافته‌های تحقیق).

Table 2: Pre-treatment Root Mean Squared Error (2007–2011)

استان	RMSE
فارس	۰
ایلام	۳۵۵۵۰۲.۵
چهارمحال‌وبختیاری	۲۲۹۳۸۴.۲
اصفهان	۵۴۹۶۲۶.۷
لرستان	۴۵۵۹۸۵.۱
تهران	۷۲۸۶۶۵.۸

انتخاب برخی استان‌ها با ملاحظات خاص همراه بود:

– استان اصفهان: باوجود RMSE بالاتر، به‌دلیل شباهت بصری قابل‌توجه روند هزینه‌ها در نمودارها، در گروه کنترل گنجانده شد.

– استان تهران: به‌دلیل نتایج مطلوب آزمون‌های پیش‌روند و پلاسیبو و اهمیت آن به‌عنوان یک کلان‌شهر، باوجود نداشتن رتبهٔ برتر در RMSE، به گروه کنترل اضافه شد.

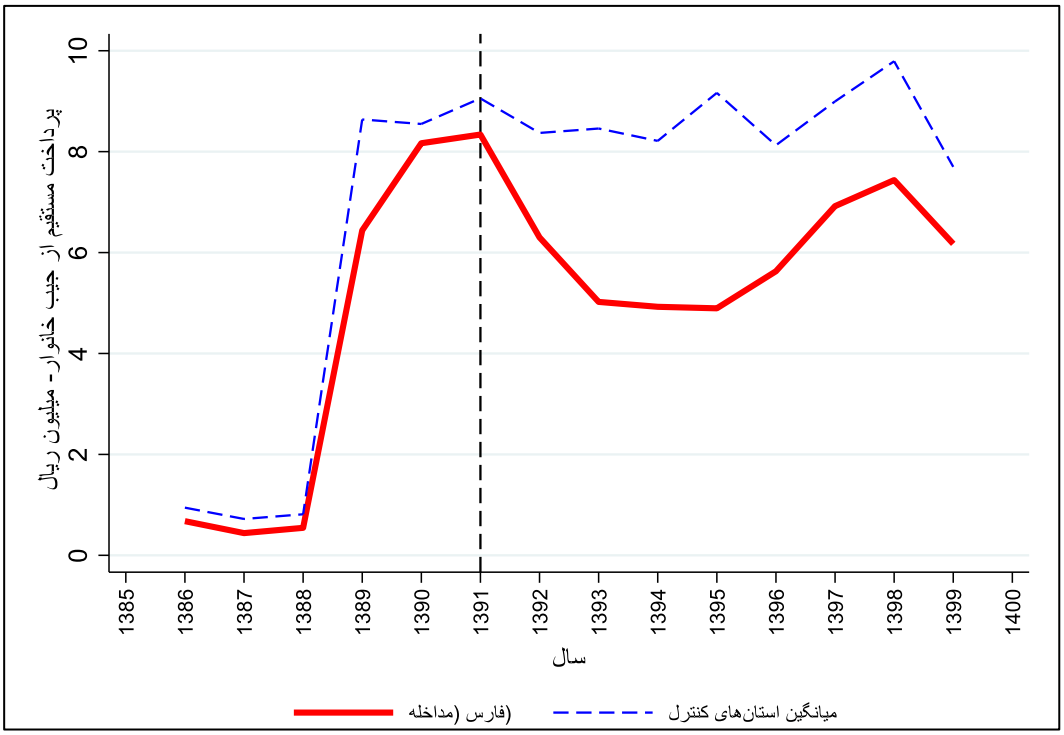
اعتبارسنجی فرض موازی بودن روندها پیش از مداخله:

برای معتبر بودن برآورد DID، لازم است که در غیاب مداخله، روند متغیر وابسته در گروه درمان و کنترل مشابه حرکت کند؛ این پژوهش فرض را با سه ابزار مکمل ارزیابی کرده است: الف) بررسی بصری مسیرها، ب) DID پلاسیبو[3] چندساله، ج) رگرسیون شیب‌های پیش‌درمان با برهم‌کنش.

[1] Xu
[2] Abadie
[3] Placebo Test

۵-۱-۱. بررسی بصری[1]

شکل (۱) روند میانگین پرداخت از جیب خانوار را برای استان درمان (فارس) و استان‌های گروه کنترل نشان می‌دهد. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، پیش از مداخله (تا سال ۱۳۹۱) روند پرداخت از جیب در استان فارس و میانگین کنترل‌ها مشابه است؛ پس از ۱۳۹۱ واگرایی مشاهده می‌شود که مبنای برآورد DID است.



نمودار ۱: میانگین هزینه‌های بهداشتی و درمانی به قیمت ثابت (محاسبات تحقیق).

Fig. 1: Average health and medical expenditures (constant prices) (Authors' calculations).

این تحلیل بصری همان رویکردی است که به‌طور معمول در مطالعات DID برای ارزیابی اولیهٔ فرض موازی‌بودن روندها به‌کار گرفته می‌شود (آنگرسیت و پیشکه، ۲۰۰۹). با این‌حال، همان‌طور که «آتور»[2] (۲۰۰۳) تأکید می‌کند، اتکای صرف به بررسی‌های بصری کافی نیست؛ بلکه این بررسی زمانی اعتبار بیشتری می‌یابد که همراه با آزمون‌های تکمیلی مانند آزمون‌های پلاسیبو یا آزمون‌های آماری برای نمونهٔ t-test بر نرخ رشد پیش از مداخله انجام گیرد. چنین ترکیبی می‌تواند اطمینان بیشتری از برقراری فرض موازی‌بودن روندها فراهم سازد.

۵-۱-۲. آزمون پلاسیبو

به‌منظور اطمینان از برقرار بودن فرض موازی بودن روندها، آزمون پلاسیبو برای سه سال پیش از مداخله (۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰) اجرا شد. در این آزمون، برای هر سال پیش از مداخله، یک متغیر پسامداخله ساختگی تعریف و

[1] Visual Inspection
[2] Autor

مدل DID براساس آن برآورد گردید. نتایج جدول ۳، نشان می‌دهد که ضرایب تعامل (treat*post_placebo) در هیچ‌یک از سال‌ها ازنظر آماری معنادار نیستند. این یافته‌ها حاکی از آن است که در غیاب مداخله، روند هزینه‌های بهداشت در گروه درمان و کنترل مشابه بوده است.

جدول ۳: نتایج DID پلاسیبو (یافته‌های تحقیق).

Table 3: Results of the placebo Difference-in-Differences (DID) test.

سال مبنای آزمون	ضریب تعامل (treat*post_placebo)	P-Value	t-Statistic	خطای استاندارد
۱۳۸۸	۲۶۳۸۵۷	۰/۷۳۸	۰/۳۵	۷۴۶۵۸۷/۶
۱۳۸۹	۱۱۵۵۲۹۴	۰/۲۰۶	۱/۴۵	۷۹۵۰۰۷/۵
۱۳۹۰	۸۹۸۹۲۷	۰/۲۹۵	۱/۱۷	۷۶۹۰۸۶/۶

مطابق با توصیه‌های «برتراند» و همکاران (۲۰۰۴) و «آتور» (۲۰۲۳)، استفاده از آزمون پلاسیبو چندساله می‌تواند اطمینان بیشتری نسبت به آزمون تک‌ساله ایجاد کند؛ زیرا پایداری موازی بودن روندها را در بازهٔ زمانی طولانی‌تر پیش از مداخله بررسی می‌کند.

۵-۱-۳. آزمون شیب‌های پیش‌درمان[1]

برای بررسی بیشتر برقرار بودن فرض موازی بودن روندها، روی زیردورهٔ قبل از مداخله، رگرسیون زیر برآورد شد:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 (Treat_i \times Post_t) + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن β_3 اختلاف شیب پیش‌درمان را آزمون می‌کند. جدول ۳، نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۳: رگرسیون شیب‌های پیش‌درمان (یافته‌های تحقیق).

Table 3: Pre-treatment slope regression.

متغیر	ضریب برآوردی	P-Value	t-Statistic	خطای استاندارد
Treat	-۱۲۳۵۱۶۸	۰/۰۱۵	-۳/۶۱	۳۴۲۰۹۳
Post	۲۲۵۲۱۸۱	۰/۰۰۰	۹/۰۴	۲۴۹۰۸۹
Treat*Post	۴۵۸۶۳۸	۰/۰۹۱	۲/۰۹	۲۱۹۹۶۳

ضریب تعاملِ شیب ازنظر آماری در سطح ۵٪ معنادار نیست (هرچند در ۱۰٪ مرزی است)؛ بنابراین شواهدی دالّ بر تفاوت سیستماتیک در شیب روندها پیش از مداخله مشاهده نمی‌شود.

[1] Pre-treatment trend test

۵-۲. نتایج برآورد مدل تفاوت در تفاوت‌ها

جدول ۴، نتایج تخمین مدل DID را برای هزینه‌های سلامت خانوار که به‌طور مستقیم از جیب پرداخت شده است نشان می‌دهد. تمرکز اصلی بر ضریب متغیر تعاملی (treat*post) است که اثر خالص اجرای سیاست را بر استان تحت درمان (فارس) در مقایسه با گروه کنترل منعکس می‌کند.

به‌منظور اطمینان از خوبی برازش مدل، آزمون‌های تکمیلی نیز انجام شد. نتایج آزمون F نشان‌داد که مدل به‌طورکلی معنادار است ($p<0.01$). هم‌چنین شاخص‌های تورم واریانس (VIF)[1] برای تمامی متغیرهای توضیحی کمتر از ۱۰ بوده و میانگین آن حدود ۲ است که بیانگر نبود مشکل هم‌خطی جدی است (جزئیات در جدول ۴، ضمیمه ارائه شده است). برآوردها نیز با استفاده از واریانس-کوواریانس مقاوم[2] انجام شده‌اند تا از پایداری نتایج اطمینان حاصل شود.

ضریب برآوردی برای متغیر تعامل منفی و در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است. به این‌معنا که پس از اجرای سیاست، هزینه‌های بهداشتی خانوارهای استان فارس به‌طور متوسط حدود ۱،۰۷ میلیون ریال کمتر از هزینه‌های خانوارهای استان‌های گروه کنترل بوده است. این یافته حاکی از آن است که مداخله توانسته بار مالی سلامت بر دوش خانوارهای استان تحت درمان را کاهش دهد. نتیجه با مطالعات مشابه در ادبیات DID هم‌خوان است که نشان می‌دهند سیاست‌های بیمه‌ای یا پوشش خدمات دولتی منجر به کاهش هزینه‌های مستقیم سلامت می‌شوند (بایکر و همکاران، ۲۰۱۳).

علاوه‌بر اثر اصلی سیاست، متغیرهای کنترلی نیز نتایج قابل‌توجهی داشتند؛ برای نمونه، اندازهٔ خانوار اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های بهداشتی دارد، به این‌معنا که با افزایش تعداد اعضای خانوار، هزینهٔ سرانهٔ سلامت کاهش می‌یابد. این امر می‌تواند ناشی از محدودیت منابع مالی در خانوارهای بزرگ‌تر باشد که موجب نیاز به اولویت‌بندی هزینه‌ها و کاهش تقاضا برای خدمات سلامت پرهزینه می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، با افزایش تعداد اعضا، خانوار ممکن است مجبور شود دریافت خدمات پزشکی را تنها به موارد ضروری و فوری محدود کند تا منابع موجود برای سایر نیازهای خانوار کافی باشد؛ هم‌چنین برای خدمات پرهزینه مانند دندانپزشکی یا چکاپ‌های پیش‌گیرانه، ممکن است به کل منصرف شوند یا تعداد دفعات استفاده را کاهش دهند.

نتایج نشان می‌دهد که خانوارهایی با سرپرست مرد نسبت به خانوارهای با سرپرست زن هزینه‌های کمتری داشته‌اند که می‌تواند ناشی از دسترسی بهتر به بیمه باشد. با افزایش سن سرپرست، میزان پرداخت‌ها افزایش‌یافته است که احتمالاً به‌دلیل بروز بیشتر بیماری‌های مزمن باشد. هم‌چنین، وضعیت فعالیت سرپرست خانوار نیز اثر مثبت و معنادار دارد. خانوارهایی با سرپرست شاغل یا دارای درآمد، به‌دلیل توانایی مالی بیشتر، هزینه‌های بالاتری برای خدمات بهداشتی می‌پردازند.

خانوارهای با سرپرست باسواد، پرداخت مستقیم کمتری داشتند که بیان‌گر نقش آگاهی و رفتارهای پیش‌گیرانه در کاهش نیاز به هزینه‌های درمانی است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که حضور سالمند بالای ۶۵ سال و کودک زیر ۵ سال در خانوار با کاهش پرداخت‌های مستقیم از جیب همراه است؛ هرچند اثر مربوط به کودکان صرفاً در

---

[1] Variance Inflation Factor
[2] robust

سطح اطمینان ۱۰٪ معنادار بوده است. این نتیجه، به‌ویژه به‌دلیل ماهیت داده‌ها (تمرکز بر پرداخت مستقیم ازجیب) قابل‌توجیه است. سالمندان غالباً تحت پوشش بیمه‌های پایه و در بسیاری موارد بیمهٔ تکمیلی یا طرح‌های حمایتی قرار دارند و بخشی از هزینه‌های آنان مستقیماً توسط بیمه پرداخت می‌شود. کودکان خردسال نیز غالباً از شبکهٔ مراقبت‌های اولیه، خدمات واکسیناسیون و برنامه‌های رایگان سلامت مراکز بهداشت شهری بهره‌مند هستند؛ بنابراین، کاهش پرداخت مستقیم در این گروه‌ها بیشتر بازتاب اثر پوشش بیمه‌ای و حمایتی است، نه کاهش واقعی نیاز به خدمات.

درآمد خانوار نیز مطابق انتظار اثری مثبت و بسیار معنادار بر هزینه‌های بهداشت و درمان دارد و این یافته سازگار با ادبیات موجود مبنی‌بر کشش درآمدی مثبت تقاضای سلامت است (گراسمن ۱۹۷۲؛ رینگل و همکاران[1]، ۲۰۰۵). متغیرهای نحوهٔ تصرف سکونت و تأهل سرپرست خانوار ازنظر آماری معنادار نیستند و صرفاً برای کنترل تفاوت‌های ساختاری وارد شده‌اند.

جدول ٤: نتایج تخمین مدل تفاوت در تفاوت‌ها (یافته‌های تحقیق).

Table 4. Results of the Difference-in-Differences (DID) estimation model

متغیر	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	t-Statistic	P-Value
Treat	-۲۰۱۳۸۳۹	۵۰۰۹۲۹/۲	-۴/۰۲	۰/۰۰۰
Post	۷۲۰۶۵۷۱	۳۵۲۱۷۵ /۲	۲۰/۴۶	۰/۰۰۰
post*Treat	-۱۷۰۳۸۹۲	۴۷۳۱۵۰/۴	-۳/۷۹	۰/۰۰۰
سایز خانوار	-۲۰۴۴۶۱/۵	۴۵۶۳۷	-۴/۴۸	۰/۰۰۰
نحوهٔ تصرف محل سکونت	-۱۲۳۸۷/۶۱	۲۱۵۸۹۰/۴	-۰/۰۶	۰/۹۵۴
جنسیت سرپرست	-۱۳۳۳۷۲۴	۴۴۳۲۵۸/۸	-۳/۰۱	۰/۰۰۲
سن سرپرست خانوار	۵۶۴۲۴/۷۴	۸۸۲۹/۵۰	۶/۳۹	۰/۰۰۰
فعالیت سرپرست خانوار	۴۳۸۸۴۹/۱	۱۲۳۴۰۴/۸	۳/۵۶	۰/۰۰۰
وضعیت تأهل سرپرست خانوار	۲۷۰۹۳۵/۲	۲۶۶۳۳۴/۱	۱/۰۲	۰/۳۰۹
سواد سرپرست خانوار	-۱۰۸۳۸۱۰	۱۸۸۶۱۹	-۵/۷۵	۰/۰۰
وجود سالمند بالای ۶۵ سال در خانوار	-۵۸۰۲۰۸/۶	۲۸۳۴۱۹/۲	-۲/۰۵	۰/۰۴۱
وجود کودک زیر ۵ سال در خانوار	-۳۱۰۰۴۵/۸	۱۷۳۳۸۶/۵	-۱/۷۹	۰/۰۷۴
درآمد	۰/ ۰۷۷۹۰۰۷	۰/۰۰۹۵۲۷۶	۸/۱۸	۰/۰۰

٦. نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان‌داد که اجرای برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری در استان فارس اثر معناداری در کاهش هزینه‌های پرداخت مستقیم سلامت خانوارها داشته است. برآورد مدل تفاوت در تفاوت‌ها حاکی از آن بود که پس از اجرای سیاست، هزینه‌های خانوارهای استان فارس به‌طور متوسط حدود ۱.۷ میلیون ریال کمتر از خانوارهای گروه کنترل بوده است. این یافته بیانگر آن است که مداخله توانسته بار مالی خدمات سلامت بر دوش خانوارها را

[1] Ringel et al.

کاهش دهد؛ نتیجه‌ای که با اهداف کلیدی سیاست‌های سلامت ازجمله ارتقای عدالت مالی و بهبود کارایی هم‌سو است.

این یافته با ادبیات بین‌المللی نیز سازگار است. مطالعات متعددی نشان‌داده‌اند که گسترش پوشش بیمه‌ای و تقویت خدمات مراقبت‌های اولیه، به‌ویژه ازطریق نظام پزشک خانواده، می‌تواند منجر به کاهش پرداخت‌های مستقیم شود (بایکر و همکاران[1]، ۲۰۱۳؛ تیرگل و همکاران[2]، ۲۰۲۳).

هم‌چنین، از منظر نظریهٔ سرمایهٔ سلامت گراسمن (۱۹۷۲)، دسترسی به خدمات پایه و اقدامات پیش‌گیرانه، نه‌تنها وضعیت سلامت را بهبود می‌بخشد، بلکه هزینه‌های بلندمدت را با پیشگیری از بیماری‌های پرهزینه و کاهش نیاز به درمان‌های تخصصی کاهش می‌دهد.

علاوه‌بر این، تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت اجرای سیاست ضروری است. انتظار می‌رود در کوتاه‌مدت، هزینه‌های مرتبط با خدمات سرپایی و ویزیت پزشک افزایش یابد؛ زیرا خانوارها به خدمات اولیهٔ بیشتری دسترسی پیدا می‌کنند؛ با این‌حال، در بلندمدت، این افزایش با کاهش هزینه‌های بستری‌های بیمارستانی و درمان‌های پرهزینهٔ بیماری‌های مزمن مانند: فشارخون، بیماری‌های قلبی-عروقی و سرطان‌ها جبران می‌شود. به‌بیان دیگر، سیاست پزشک خانوادهٔ شهری می‌تواند بار مالی خانوار را از درمان‌های پرهزینه به‌سمت پیش‌گیری‌های کم‌هزینه جابه‌جا کند؛ بنابراین، برنامهٔ پزشک خانوادهٔ شهری را می‌توان به‌عنوان ابزاری برای انتقال بار مالی از درمان به پیش‌گیری ارزیابی کرد.

تحلیل متغیرهای کنترلی نیز شواهد ارزشمندی ارائه می‌دهد: خانوارهای بزرگ‌تر، پرداخت از جیب کمتری داشتند که احتمالاً ناشی از محدودیت منابع مالی و اولویت‌بندی هزینه‌هاست؛ سرپرستان باسواد با احتمال بیشتری رفتارهای پیش‌گیرانه داشته و پرداخت‌های کمتری انجام داده‌اند؛ درحالی که افزایش سن سرپرست با رشد هزینه‌ها همراه بوده که می‌تواند بازتاب افزایش بروز بیماری‌های مزمن در سنین بالاتر باشد. علاوه‌بر این، اثر مثبت و معنادار درآمد بر هزینه‌ها با ادبیات مربوط به کشش درآمدی تقاضای سلامت سازگار است.

از منظر سیاست‌گذاری، یافته‌های این پژوهش شواهد تجربی معتبری برای تداوم و توسعهٔ برنامه پزشک خانوادهٔ شهری در ایران فراهم می‌آورد. کاهش پرداخت مستقیم ازجیب به‌معنای تقویت حفاظت مالی و بهبود عدالت در دسترسی است. پایداری این دستاوردها زمانی حاصل می‌شود که سیاست‌گذاران منابع مالی پایدار فراهم کنند، کیفیت خدمات مراقبت‌های اولیه و نظام ارجاع را ارتقا دهند و با پایش دقیق ساختار هزینه‌ها، بخش‌های دارای بیشترین نقش در کاهش مخارج سلامت را شناسایی نمایند. هم‌چنین توجه به تفاوت‌های جمعیت‌شناختی و اقتصادی خانوارها در طراحی سیاست‌های حمایتی اهمیت دارد؛ به‌ویژه برای خانوارهای کم‌برخوردار و پرجمعیت که بیش از دیگران در معرض فشار مالی سلامت قرار دارند. علاوه‌بر این، تقویت پوشش بیمه‌ای و گسترش شبکهٔ مراقبت‌های اولیهٔ رایگان شهری، می‌تواند نقش مهمی در کاهش پرداخت مستقیم از جیب ایفا کند. استقرار سازوکارهای پایش و ارزیابی منظم نیز می‌تواند امکان اصلاح به‌موقع برنامه و افزایش اثربخشی آن در کاهش هزینه‌های سلامت را فراهم آورد.

---

[1] Baicker et al.
[2] Tirgil et al.

باوجود این، مطالعهٔ حاضر با محدودیت‌هایی همراه است. روش تفاوت در تفاوت‌ها متکی‌بر فرض روندهای موازی است و هرچند آزمون‌های لازم انجام شد، امکان نقض این فرض به‌طور کامل منتفی نیست. همچنین، داده‌های پژوهش محدود به خانوارهای شهری بوده و قابلیت تعمیم به مناطق روستایی محدود است. افزون‌بر این، مداخلات هم‌زمان در نظام سلامت ممکن است بخشی از تغییرات هزینه‌ها را توضیح دهند.

برای پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود که داده‌های تفکیکی انواع هزینه‌های سلامت مانند: ویزیت، دارو، بستری و خدمات پاراکلینیکی مورداستفاده قرار گیرد تا کانال‌های اثر سیاست به‌طور دقیق‌تری شناسایی شوند. هم‌چنین بررسی دوره‌های زمانی طولانی‌تر همراه با به‌کارگیری روش‌های مکمل هم‌چون کنترل ترکیبی[1] می‌تواند اعتبار نتایج را افزایش دهد. افزون‌بر این، استفاده از استان مازندران به‌عنوان یک کنترل جایگزین یا مقایسه، به‌دلیل اجرای هم‌زمان برنامه پزشک خانوادهٔ شهری، می‌تواند به غنای تحلیل بیفزاید.

پیوست

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای کمی (یافته‌های تحقیق).

Table 1: Descriptive statistics of continuous variables

متغیر	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	میانگین
پرداخت از جیب (ریال)	۳,۱۵۰,۰۰۰,۰۰۰	۱۸۳۹۴	۳۱,۶۰۰,۰۰۰	۸,۲۸۵,۲۶۱
درآمد ماهانه خانوار (ریال)*	۹۴۷,۰۰۰,۰۰۰	-۲۶۹ ,۰۰۰,۰۰۰	۱۴,۱۰۰,۰۰۰	۱۳,۹۰۰,۰۰۰
اندازه خانوار (نفر)	۱۸	۱	۱/۶۷	۴/۰۵
سن سرپرست (سال)	۹۹	۱۵	۱۴/۲۱	۴۹/۸۶

*وجود مقادیر منفی در «درآمد» ناشی از زیان کسب‌وکار در مشاغل آزاد است.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای دودویی (یافته‌های تحقیق).

Table 2: Descriptive statistics of binary variables

متغیر	گروه	درصد
جنسیت سرپرست	مرد=۱	۸۹/۵۸
وضعیت تأهل	متاهل=۱	۷۶/۶۴
وضعیت سواد سرپرست	باسواد=۱	۸۶/۳۸
مالکیت مسکن	مالک=۱	۶۸/۸
وجود سالمند ≤۶۵ سال	بله=۱	۲۰/۵۴
سال وجود کودک <۵	بله=۱	۲۴/۱۶

جدول ۳: توزیع درصدی متغیر «وضعیت فعالیت سرپرست خانوار» (یافته‌های تحقیق).

Table 3: Percentage distribution of household head's employment status

دسته	تعریف	درصد
۱	شاغل	۶۴/۰۴
۲	بیکارِ جویای کار	۲/۵۳

1. Synthetic control

۳	دارای درآمد بدون کار	۳۰/۳۶
۴	محصل	۰/۰۴
۵	خانه‌دار	۱/۴۲

جدول ٤: شاخص‌های تورم واریانس (VIF) متغیرهای توضیحی (یافته‌های تحقیق).

Table 4: Variance Inflation Factor (VIF) indicators for explanatory variables

متغیر	VIF	1/VIF
treat	۲/۹۳	۰/۳۴
post	۹/۰۴	۰/۱۱
post*Treat	۲/۷۷	۰/۳۶
سایز خانوار	۱/۲۴	۰/۸۰
نحوهٔ تصرف محل سکونت	۱/۲۰	۰/۸۳
جنسیت سرپرست	۱/۸۶	۰/۵۳
سن سرپرست خانوار	۲/۴۴	۰/۴۰
فعالیت سرپرست خانوار	۱/۴۴	۰/۶۹
وضعیت تأهل سرپرست خانوار	۱/۷۱	۰/۵۸
سواد سرپرست خانوار	۱/۰۸	۰/۹۲
وجود سالمند بالای ۶۵ سال در خانوار	۱/۶۲	۰/۶۱
وجود کودک زیر ۵ سال در خانوار	۱/۳۴	۰/۷۴
درآمد	۱/۰۷	۰/۹۳
میانگین سال‌ها	۲/۳۷	۰/۴۴
میانگین استان‌ها	۱/۳۴	۰/۷۴

سپاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از داوران و دست‌اندرکاران محترم نشریه بابت ارائه نظرات ارزشمند و کمک به ارتقای کیفیت و عمق مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله از رسالهٔ دکتری استخراج شده است. نویسندگان اعلام می‌دارند که نگارش مقاله توسط نویسندهٔ اول انجام شده و راهنمایی و نظارت علمی توسط نویسندگان دوم، سوم و چهارم صورت گرفته است.

تضاد منافع

نویسندگان اظهار می‌دارند که در تدوین و تهیه این مقاله هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود نداشته و کلیهٔ اصول اخلاق پژوهش و استناد علمی رعایت شده است.

کتابنامه

– خنده‌رو، مسعود؛ روحانی، صمد؛ یزدانی‌چرا، جمشید و اسماعیلی، رضا. (۱۴۰۰). «تأثیر اصلاحات نظام سلامت بر مخارج بستری ایران: مطالعه موردی بیمارستان امام خمینی بهشهر با استفاده از تحلیل سری زمانی منقطع». *نشریه دانشگاه علوم پزشکی مازندران*، ۳۱(۱۹۷): ۱۷۷. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17359260.1400.31.197.10.0

– دماری، بهزاد؛ وثوق‌مقدم، عباس؛ رستمی‌گوران، نرگس و کبیر، محمدجواد. (۱۳۹۵). «ارزیابی برنامه پزشک خانوادهٔ شهری و نظام ارجاع در استان‌های فارس و مازندران: پیشینه، دستاوردها، چالش‌ها و راه‌حل‌ها». *مجله دانشکده بهداشت و مؤسسه تحقیقات بهداشت عمومی*، ۱۴(۲): ۶۷–۷۵. http://sjsph.tums.ac.ir/article-1-5381-fa.html

– شجاع، معصومه؛ اسعدسجادی، نگار؛ ریاضی‌اصفها، سهند؛ عبدی، ژاله؛ احمدنژاد، الهام و فتوحی، اکبر. (۱۴۰۲). «تأثیر برنامه پزشک خانوادهٔ شهری در ایران بر دسترسی و بهره‌مندی از خدمات سلامت و مقایسه الگوهای ارائه مراقبت‌های اولیه سلامت در کودکان و نوجوانان: نتایج پیمایش بهره‌مندی از خدمات سلامت سال ۱۳۹۴». *مجله پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تبریز*، ۴۵(۶): ۵۵۲–۵۶۲. https://doi.org/10.34172/mj.2024.007

– شمشیربندی، مهرانه و امام‌قلی‌پور سفیددشتی، سارا. (۱۴۰۰). «تأثیر برنامه تحول سلامت بر سرانه مراجعات و هزینه خدمت بستری بیمه‌شدگان سازمان بیمهٔ سلامت». *نشریه بیمهٔ سلامت ایران*، ۴(۱): ۳۰–۳۹. http://journal.ihio.gov.ir/article-1-173-fa.html

– عاطفی، ماندانا؛ راغفر، حسین؛ موسوی، میرحسین و صفرزاده، اسماعیل. (۱۳۹۹). «تأثیر اجرای طرح تحول سلامت بر شاخص مشارکت مالی عادلانه در ایران با استفاده از داده‌های شبه‌پنل». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹(۳۶): ۶۷–۳۵. https://doi.org/10.22084/aes.2020.21758.3078

– کشاورزی، آناهیتا؛ کبیر، محمدجواد؛ اشرفیان‌امیری، حسن؛ ربیعی، سیدمظفر؛ حسینی، سهیلا؛ نصرالله‌پورشیروانی، سیدداود. (۱۳۹۶). «ارزیابی برنامه پزشک خانوادهٔ شهری ایران از دیدگاه مدیران و مجریان». *مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی بابل*، ۱۹(۱۱): ۶۷–۷۵. http://dx.doi.org/10.18869/acadpub.jbums.19.11.67

– کوه‌پیمای جهرمی، وحید؛ دهنویه، رضا و مهرالحسنی، محمدحسین. (۱۳۹۶). «ارزیابی برنامه پزشک خانوادهٔ شهری در ایران با استفاده از ابزار ارزیابی مراقبت‌های اولیه». *نشریه اپیدمیولوژی ایران*، ۱۳(۵): ۱۳۴–۱۴۴. http://irje.tums.ac.ir/article-1-5983-fa.html

– مهرالحسنی، محمدحسین؛ یزدی‌فیض‌آبادی، وحید؛ درویشی، علی و شیخی‌چمان، محمدرضا. (۱۴۰۰). «الگوی مخارج خانوارهای ایرانی در فاصله سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ با تأکید بر روند مخارج سلامت بعد از طرح تحول سلامت». *مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی کردستان*، ۲۶(۳): ۱۱۷–۱۲۸. http://dx.doi.org/10.52547/sjku.26.3.117

– مهران‌فرد، زهرا؛ مزینی، امیرحسین؛ عصاری آرانی، عباس؛ و عاقلی، لطفعلی، (۱۴۰۱). «ارزیابی تبعات اقتصادی–اجتماعی بیماری کرونا در ایران از منظر اقتصاد رفتاری». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۱(۴۳): ۲۳۶–۲۰۹. https://doi.org/10.22084/aes.2022.26183.3446

– یزدی‌فیض‌آبادی، وحید؛ مهرالحسنی، محمدحسین؛ بانشی، محمدرضا؛ میرزایی، سعید و ارومیه‌ای، نادیا. (۱۳۹۶). «ارتباط اجرای آزمایشی برنامه پزشک خانوادهٔ شهری با شاخص‌های حفاظت مالی سلامت در استان‌های فارس و مازندران». *نشریه اپیدمیولوژی ایران*، ۱۳(۵): ۴۸–۵۸. http://irje.tums.ac.ir/article-1-5976-fa.html

References

- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). "Synthetic control methods for comparative case studies". *Journal of the American Statistical Association*, 105(490): 493–505. https://doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08746

- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2009). "*Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press". https://doi.org/10.2307/j.ctvcm4j72

- Atefi, M., Raghfar, H., Mousavi, M. H., & Safarzadeh, E. (2020). "Impact of implementing the Health Transformation Plan on the fair financial contribution index in Iran using pseudo-panel data." *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, 9(36), 35–67. https://doi.org/10.22084/aes.2020.21758.3078 (In Persian)

- Autor, D. H. (2003). "Outsourcing at will: The contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing". *Journal of Labor Economics*, 21(1): 1–42. https://doi.org/10.1086/344122

- Baicker, K., Taubman, S. L., Allen, H. L., Bernstein, M., Gruber, J. H., Newhouse, J. P., ... & Finkelstein, A. N. (2013). "The Oregon experiment Effects of Medicaid on clinical outcomes". *The New England Journal of Medicine, 368*(18): 1713–1722. https://doi.org/10.1056/NEJMsa1212321

- Behzadifar, M., Behzadifar, M., Heidarvand, S., Gorji, H. A., Aryankhesal, A., Taheri Moghadam, S., ... & Bragazzi, N. L. (2018). "The challenges of the family physician policy in Iran: a systematic review and meta-synthesis of qualitative research". *Family practice*, *35*(6): 652-660. https://doi.org/10.1093/fampra/cmy035

- Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2004). "How much should we trust differences-in-differences estimates?", *Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249–275. https://doi.org/10.1162/003355304772839588

- Bloom, D. E., & Canning, D. (2000). "The health and wealth of nations". *Science, 287(5456):* 1207–1209. https://doi.org/10.1126/science.287.5456.1207

- Cabrera-Alonso J., Long M.J., Bangalore V., Lescoe-Long M. (2003). "Marital status and health care expenditures among the elderly in a managed care organization". *Health Care Management (Frederick)*, 22(3): 249-255. https://doi.org/10.1097/00126450-200307000-00010

- Card, D., & Krueger, A. B. (1994). "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania". *American Economic Review*, 84(4) :772-793. https://doi.org/10.3386/w4509.

- Damari, B., Vosough-Moghadam, A., Rostami-Gouran, N., & Kabir, M. J. (2016). "Evaluation of the urban family physician and referral system program in Fars and Mazandaran provinces: Background, achievements, challenges, and solutions." *Journal of School of Public Health and Institute of Public Health Research*, 14(2), 67–75. http://sjsph.tums.ac.ir/article-1-5381-fa.html (In Persian)

- Dimick, J. B., & Ryan, A. M. (2014). “Methods for evaluating changes in health care policy: the difference-in-differences approach”. *JAMA*, 312(22), 2401–2402. https://doi.org/10.1001/jama.2014.16153

- Fardid, M., Jafari, M., Moghaddam, A., Ravaghi, H. (2023). “Challenges and strengths of implementing urban family physician program in Fars Province, Iran”. *Journal of Education and Health Promotion* 8(1): 36-46. https://doi.org/10.4103/jehp.jehp_211_18

- Fung, C. S., Wong, C. K., Fong, D. Y., Lee, A., & Lam, C. L. (2015). “Having a family doctor was associated with lower utilization of hospital-based health services”. *BMC Health Serv Res*, 15(1), 42. https://doi.org/10.1186/s12913-015-0705-7

- Gerdtham, U. G., & Jönsson, B. (2000). “International comparisons of health expenditure: Theory, data and econometric analysis”. *Handbook of Health Economics, 1*, 11–53. https://doi.org/10.1016/S1574-0064(00)80160-2

- Grossman, M. (1972). “On the concept of health capital and the demand for health”. *Journal of Political Economy, 80*(2): 223–255. https://www.jstor.org/stable/1830580

- Grossman, M. (1972). *The demand for health: A theoretical and empirical investigation*. National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.7312/gros17900

- Huang, P. T., Kung, P. T., Kuo, W. Y., & Tsai, W. C. (2020). “Impact of family physician *integrated* care program on decreasing utilization of emergency department visit and hospital admission: a population-based retrospective cohort study”. *BMC Health Services Research,* 20(470): 1-9. https://doi.org/10.1186/s12913-020-05347-7

- Jahromi, V. K., Dehnavieh, R., Mehrolhassani, M. H., & Anari, H. S. (2017). “Access to Healthcare in Urban Family Physician Reform from Physicians and Patients’ Perspective: a survey-based project in two pilot provinces in Iran”. *Electronic physician*, *9*(1): 3653. https://doi.org/10.19082/3653

- Johansen ME, Yun JDY. (2020). “Trends in Total and Out-of-Pocket Expenditures for Visits to Primary Care Physicians, by Insurance Type, 2002-2017”. *Ann Fam Med*. (5):430-437. https://doi.org/10.1370/afm.2566

- Keshavarzi, A., Kabir, M. J., Ashrafian-Amiri, H., Rabiei, S. M., Hosseini, S., & Nasrollahpour-Shirvani, S. D. (2017). "Evaluation of Iran’s urban family physician program from the perspective of managers and implementers." *Journal of Babol University of Medical Sciences*, 19(11), 67–75. http://dx.doi.org/10.18869/acadpub.jbums.19.11.67 (In Persian)

- Khandero, M., Rouhani, S., Yazdanichera, J., & Esmaeili, R. (2021). "The impact of health system reforms on hospitalization expenditures in Iran: A case study of Imam Khomeini Hospital of Behshahr using interrupted time series analysis." *Journal of Mazandaran University of Medical Sciences*, 31(197), 177. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17359260.1400.31.197.10.0 (In Persian)

- Khedmati J., Davari M., Aarabi M., Soleymani F., Kebriaeezadeh A. (2019). “Evaluation of Urban and Rural Family Physician Program in Iran: A Systematic Review”. *Iran J Public Health*, 48(3): 400-409. https://doi.org/10.18502/ijph.v48i3.882

- Koohpayeh-Jahromi, V., Dehnaviyeh, R., & Mehralhosseini, M. H. (2017). "Evaluation of the urban family physician program in Iran using the Primary Care Assessment Tool (PCAT)." *Iranian Journal of Epidemiology*, 13(5), 134–144. http://irje.tums.ac.ir/article-1-5983-fa.html (In Persian)

- Kringos, D. S., Boerma, W., Hutchinson, A., & Saltman, R. B. (2010). *Building primary care in a changing Europe*. European Observatory on Health Systems and Policies.

PMID: 29064645. https://eurohealthobservatory.who.int/publications/i/building-primary-care-in-a-changing-europe-study

- Kutzin, J. (2012). "Anything goes on the path to universal health coverage?". *Bulletin of the World Health Organization, 90*(11): 867–868. https://doi.org/10.2471/BLT.12.113654

- Macinko, J., Starfield, B., & Shi, L. (2003). "The contribution of primary care systems to health outcomes within OECD countries, 1970–1998". *Health Services Research*, 38(3): 831–865. https://doi.org/10.1111/1475-6773.00149

- Mehralhosseini, M. H., Yazdi-Feyzabadi, V., Darvishi, A., & Sheikhi-Chaman, M. R. (2021). "The pattern of household expenditures in Iran between 2013 and 2017 with emphasis on health expenditures after the Health Transformation Plan." *Scientific Journal of Kurdistan University of Medical Sciences*, 26(3), 117–128. http://dx.doi.org/10.52547/sjku.26.3.117 (In Persian)

- Mehranfard, Z., Mozayani, A., Assari-Arani, A., & Agheli, L. (2022). "Assessment of the socioeconomic impacts of the COVID-19 disease in Iran from a behavioral economics perspective." *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, 11(43), 209–236. https://doi.org/10.22084/aes.2022.26183.3446 (In Persian)

- Mehrolhassani, M. H., Jahromi, V. K., Dehnavieh, R., & Iranmanesh, M. (2021). "Underlying factors and challenges of implementing the urban family physician program in Iran". *BMC Health Services Research*, *21*(1): 1336. https://doi.org/10.1186/s12913-021-07367-3

- Mondal B., Dubey J.D. (2020). "Gender discrimination in health-care expenditure: An analysis across the age-groups with special focus on the elderly". *Social Science & Medicine*, 258: 113089. https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113089

- Nelligan, I., Montacute, T., Browne, M. A., & Lin, S. (2020). "Impact of a family medicine minor procedure service on cost of care for a health plan". *Family medicine*, *52*(6): 417-421. https://doi.org/10.22454/fammed.2020.334308

- Ravangard, R., Jalali, F. S., Bayati, M., Palmer, A. J., Jafari, A., & Bastani, P. (2021). "Household catastrophic health expenditure and its effective factors: a case of Iran". *Cost Effectiveness and Resource Allocation*, *19*(1): 59. https://doi.org/10.1186/s12962-021-00315-2

- Ringel, J. S., Hosek, S. D., Vollaard, B. A., & Mahnovski, S. (2005). *The elasticity of demand for health care: A review of the literature*. RAND Corporation. https://www.rand.org/pubs/monograph_reports/MR1355.html

- Sarker A.R., Mahumud R.A., Sultana M., Ahmed S., Ahmed W., Khan J.A. (2014). "The impact of age and sex on healthcare expenditure of households in Bangladesh". *SpringerPlus*, 3: 435. https://doi.org/10.1186/2193-1801-3-435

- Sawicki, O. A., Mueller, A., Klaaßen-Mielke, R., Glushan, A., Gerlach, F. M., Beyer, M., ... & Karimova, K. (2021). "Strong and sustainable primary healthcare is associated with a lower risk of hospitalization in high-risk patients". *Scientific Reports*, 11(1): 4349. https://doi.org/10.1038/s41598-021-83962-y

- Shams, L., & Mohammadi, F. (2024). "Assessing urban family physician program challenges in Iran: the insurance organizations' perspective (2021)". *BMC Public Health*, *24*(1): 1947. https://doi.org/10.1186/s12889-024-19434-5

- Shamshirbandi, M., & Emamgholipour-Sefiddashti, S. (2021). "The impact of the Health Transformation Plan on outpatient visit rates and inpatient service costs among

Health Insurance Organization beneficiaries." *Iranian Health Insurance Organization Journal*, 4(1), 30–39. http://journal.ihio.gov.ir/article-1-173-fa.html (In Persian)

- Sheikhy-Chaman M, Rezapour A, Aryankhesal A, Aboutorabi A. (2024). "Catastrophic Health Expenditure among Iranian Households: Evidence from the COVID-19". *Era. Med J Islam Repub Iran*. 38(49): 1-9. http://dx.doi.org/10.47176/mjiri.38.49

- Shoja, M., Asad-Sajjadi, N., Riyazi-Esfeha, S., Abdi, Z., Ahmad-Nejad, E., & Fotouhi, A. (2023). "Impact of Iran's urban family physician program on access and utilization of health services and comparison of primary health care delivery patterns in children and adolescents: Findings from the 2015 Health Services Utilization Survey." *Medical Journal of Tabriz University of Medical Sciences*, 45(6), 552–562. https://doi.org/10.34172/mj.2024.007 (In Persian)

- Starfield, B. (1998). *Primary Care: Balancing Health Needs, Services, and Technology*. Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/oso/9780195125429.001.0001

- Starfield, B., Shi, L., & Macinko, J. (2005). "Contribution of primary care to health systems and health". *The milbank quarterly*, *83*(3): 457-502. https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2005.00409.x

- Tirgil, A., Altun, A. & Yanikkaya, H. (2023). "Does family medicine reduce household health expenditures: evidence from Türkiye". *J Public Health Pol*, 44: 75–89. https://doi.org/10.1057/s41271-022-00391-5

- Wagstaff A. "Poverty and health sector inequalities". *Bull World Health Organ*. 2002;80(2):97-105. https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC2567730/

- Wagstaff, A., & van Doorslaer, E. (2003). "Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993–1998". *Health Economics, 12*(11): 921–934. https://doi.org/10.1002/hec.776

- Wang, F., Wang, J. D., & Huang, Y. X. (2016). "Health expenditures spent for prevention, economic performance, and social welfare". *Health Economics Review*, 6(1): 45. https://doi.org/10.1186/s13561-016-0119-1

- World Health Organization. (1946). *Constitution of the World Health Organization*. Geneva: WHO. https://www.who.int/about/governance/constitution

- World Health Organization. (2010). *World Health Report: Health systems financing – the path to universal coverage*. World Health Organization. https://www.who.int/publications/i/item/9789241564021

- Xu, K., Evans, D., Kawabata, K., Zeramdini, R., Klavus, J., & Murray, C. (2003). "Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis". *The Lancet, 362*(9378): 111–117. https://doi.org/10.1016/S0140-6736(03)13861-5

- Xu, Y. (2017). "Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models". *Political Analysis*, 25(1): 57–76. https://doi.org/10.1017/pan.2016.2

- Yazdi-Feyzabadi, V., Bahrampour, M., Rashidian, A., Haghdoost, A. A., Akbari Javar, M., & Mehrolhassani, M. H. (2018). "Prevalence and intensity of catastrophic health care expenditures in Iran from 2008 to 2015: a study on Iranian household income and expenditure survey". *International journal for equity in health*, *17*(1), 44.-57. https://doi.org/10.1186/s12939-018-0743-y

- Yazdi-Feyzabadi, V., Mehralhosseini, M. H., Banshi, M. R., Mirzaei, S., & Oroumiei, N. (2017). "Association between the pilot implementation of the urban family physician

program and financial protection indicators in Fars and Mazandaran provinces, Iran." *Iranian Journal of Epidemiology*, 13(5), 48–58. http://irje.tums.ac.ir/article-1-5976-fa.html. (In Persian)

- Zhang, L., Zhang, P. & Chen, W. (2024). "Can family doctor system improve health service utilization for patients with hypertension and diabetes in China? A difference-in-differences study". *BMC Health Serv Res,* 24 (454):1-12. https://doi.org/10.1186/s12913-024-10903-6

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

The Impact of BRICS Plus Membership on Iran's Economic Development Indicators (The GTAP Approach)

Arash Yavarifar[1], Ali Emami Meybodi[2], Teymour Mohammadi[3]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2025.31534.3826
Received: 2025/09/05; Revised: 2025/09/28; Accepted: 2025/10/05
Pp: 147-186

Abstract

The BRICS Plus, encompassing about 45 percent of the world's population, 26 percent of geographical area, 17 percent of global trade, and nearly 32 percent of world GDP based on purchasing power parity, holds a significant position in the international economy. Iran's official membership in BRICS, as an emerging economic and geopolitical alliance, has the potential to exert meaningful and multidimensional effects on the country's macroeconomic indicators. A review of previous studies shows that no independent research has yet been conducted on the implications of Iran's accession to BRICS Plus. This study employs a multi-regional Computable General Equilibrium (CGE) model based on the Global Trade Analysis Project (GTAP, version 10) database to examine the impact of reciprocal tariff reductions between Iran and BRICS Plus members under gradual scenarios (10 to 100 percent). The analysis focuses on key variables such as GDP, household income, inflation, and overall welfare. The findings indicate that Iran's integration into BRICS Plus and the reduction of trade tariffs can, while offsetting part of the losses caused by economic sanctions, lead to higher real GDP, improved household income, lower inflation, and enhanced welfare. Accordingly, it is recommended that policymakers, particularly in the industry and mining sectors, design short-term programs for trade liberalization with BRICS Plus members to take advantage of their industrial and technological capacities (especially those of China, India, and Russia). Such an approach could contribute to greater productivity in Iran's industrial and mining sectors and foster growth in indicators such as exports, investment, employment, and value added.

Keywords: Gross Domestic Product (GDP), Household Income, General Welfare, Trade Tariff Reduction, Regional CGE Model, Inflation Rate.

JEL Classification: E23, D31, I31, F13, D58, E31.

1. Ph.D. Candidate, Department of Economics, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** emami@atu.ac.ir
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Citations: Yavarifar, A., Emami Meibodi, A. & Mohammadi, T., (2026). "The Impact of BRICS Plus Membership on Iran's Economic Development Indicators (The GTAP Approach)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 15(57): 147-186. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31534.3826
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6628.html?lang=en

1. Introduction

Over the past decade, global trade dynamics have increasingly shifted toward regional and intercontinental alliances that provide alternative pathways for economic growth and resilience. Among these, BRICS Plus has emerged as one of the most influential multilateral platforms, bringing together major emerging economies such as China, India, Russia, Brazil, and South Africa, along with new members including Iran, Egypt, the United Arab Emirates, and Ethiopia. The bloc now accounts for nearly one-third of global GDP (PPP) and around 17 percent of world trade, positioning it as a key driver of global economic transformation.

For Iran, accession to BRICS Plus represents both an opportunity and a challenge. On one hand, it offers a means to mitigate the effects of long-standing economic sanctions, diversify trade partners, and gain access to financial and technological cooperation through institutions such as the New Development Bank. On the other hand, differences in development levels, structural asymmetries, and competitive pressures within the bloc pose potential adjustment costs that require careful economic assessment.

Despite the geopolitical importance of this development, few studies have quantitatively examined the economic consequences of Iran's participation in BRICS Plus. Existing literature on Iran's trade liberalization—such as those related to the Eurasian Economic Union or the Shanghai Cooperation Organization—mainly relies on single-country or partial-equilibrium frameworks, offering limited insight into the economy-wide repercussions of tariff policy changes.

To fill this research gap, the present study employs a multi-regional Computable General Equilibrium (CGE) model based on the Global Trade Analysis Project (GTAP) framework. By simulating various reciprocal tariff-reduction scenarios between Iran and BRICS Plus members, this research aims to evaluate how trade liberalization can affect Iran's real GDP, household income, inflation, and welfare, thereby providing an empirical basis for future trade policy formulation.

2. Materials and Methods

This study employs a multi-regional Computable General Equilibrium (CGE) model based on the Global Trade Analysis Project (GTAP) framework, version 10, with a base year of 2014. The GTAP model captures the complex interlinkages between production, consumption, government, and trade flows across multiple regions, making it suitable for analyzing policy shocks such as tariff changes.

In the production structure, firms maximize profits under constant returns to scale using a Constant Elasticity of Substitution (CES) function, allowing substitution among production factors—skilled labor, unskilled labor, capital, land, and natural resources. On the consumption side, households are modeled through a Constant Difference of Elasticities (CDE) utility function, which accommodates variations in expenditure patterns in response to price and income changes. Trade is represented using the Armington (1969) approach, where domestic and imported goods are treated as imperfect substitutes. Producers allocate output between domestic and export markets according to a Constant Elasticity of Transformation (CET) function.

The model includes ten regional blocks: Iran, Brazil, Russia, India, China, South Africa, Indonesia, the United Arab Emirates, Egypt, and Ethiopia. Economic activities are

aggregated into three sectors—agriculture, industry, and services—with five primary factors of production.

The study defines ten scenarios of reciprocal tariff reductions between Iran and BRICS Plus members, ranging from 10% to 100%. These policy shocks are directly implemented in the GTAP database to simulate short-term and comparative-static effects on key macroeconomic indicators, including real GDP, household income, inflation, and overall welfare.

To ensure robustness, a sensitivity analysis was performed by varying key elasticity parameters by ±10%. The results indicated that the direction of impacts remained consistent, suggesting that the model's findings are robust to moderate parameter uncertainty.

3. Data

This study uses Version 10 of the Global Trade Analysis Project (GTAP) database, which provides a globally consistent Social Accounting Matrix (SAM) for 141 countries and 65 sectors in 2014. For analytical purposes, data were aggregated into three main sectors—agriculture, industry, and services—and five production factors: skilled labor, unskilled labor, capital, land, and natural resources. The regional coverage includes Iran and nine BRICS Plus members. GTAP offers pre-calibrated parameters and validated elasticities, enabling direct simulation of tariff reduction scenarios. Although the 2014 base year and estimated data for Iran pose some limitations, GTAP remains a credible and internationally recognized source for global trade analysis.

4. Discussion

The simulation results demonstrate that gradual tariff liberalization between Iran and BRICS Plus members can generate positive macroeconomic effects across multiple dimensions. Real GDP and household income increase as trade barriers fall, primarily due to greater market access, improved efficiency in resource allocation, and lower input costs. Inflation decreases as cheaper imports reduce domestic production costs and consumer prices, leading to enhanced welfare and purchasing power for households. The magnitude of these effects, however, varies across sectors. The industrial sector, particularly energy-intensive and export-oriented industries, benefits most from lower tariffs due to access to larger markets and advanced technologies from BRICS members such as China and India. In contrast, agriculture faces higher import competition, as domestic production remains constrained by low productivity and limited land resources. The services sector experiences indirect gains through backward and forward linkages, including logistics, transport, and finance. These outcomes are consistent with previous CGE-based studies. For example, Tayebi and Mosrinejad (2006) found that trade liberalization in Iran increased overall welfare and efficiency in resource allocation. Similarly, Fahimi-Fard (2024), in analyzing Iran's potential membership in the Shanghai Cooperation Organization, reported improved trade integration and moderate welfare gains—findings closely aligned with this study. On the international front, Aguiar et al. (2019), using the GTAP framework, confirmed that tariff reductions globally tend to enhance output and welfare, although the scale depends on each country's economic structure. The slight variation in the magnitude of effects between studies can be attributed to differences in sectoral aggregation, year of the GTAP database, and country grouping. Overall, the results reaffirm that Iran's participation in

BRICS Plus, accompanied by complementary domestic reforms, could strengthen economic resilience, enhance productivity, and support sustainable long-term growth.

5. Conclusion

This study employed a multi-regional Computable General Equilibrium (CGE) model based on the GTAP framework to assess the potential macroeconomic impacts of Iran's tariff liberalization with BRICS Plus members. The findings indicate that reducing trade barriers by 10–100 percent leads to measurable improvements in real GDP, household income, and overall welfare, alongside a notable decline in inflation. These results confirm that deeper trade integration with BRICS Plus could serve as a strategic mechanism to mitigate the adverse effects of sanctions and enhance Iran's economic stability. From a policy perspective, the implications are significant. Gradual tariff reductions, particularly on capital and technology-intensive goods, could strengthen industrial productivity and global competitiveness. At the same time, targeted support for vulnerable sectors such as agriculture is necessary to prevent excessive import dependency. Moreover, leveraging BRICS financial institutions—especially the New Development Bank and the BRICS Payment System—could facilitate infrastructure financing and reduce transaction costs arising from sanctions and limited access to Western banking systems. However, membership in BRICS Plus alone will not automatically translate into economic transformation. It must be complemented by domestic reforms aimed at improving the business environment, enhancing institutional transparency, promoting innovation, and diversifying exports beyond resource-based industries. Future research should extend this analysis by examining the sectoral and regional impacts of BRICS integration—particularly in areas such as energy, agriculture, and digital trade—and by exploring dynamic CGE models that capture long-term structural adjustments. In conclusion, the study highlights that trade liberalization within the BRICS Plus framework offers a promising yet conditional path toward sustainable growth, provided that internal and external economic strategies are effectively aligned.

Acknowledgments

The authors extend their sincere gratitude to the anonymous peer reviewers for their insightful critiques and constructive suggestions, which significantly enhanced the clarity and scholarly rigor of this manuscript.

Author Contributions

This research is derived from the first author's doctoral dissertation. The primary data collection, encompassing all observational and analytical components, was conducted by the first author under the direct supervision and mentorship of the second and third authors.

Conflict of Interest

In adherence to ethical publication standards, the authors affirm that there are no conflicts of interest, either personal or financial, that could have influenced the content or conclusions presented in this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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/).

تأثیر عضویت در گروه بریکس پلاس بر شاخص‌های توسعهٔ اقتصادی ایران (رهیافت پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی)

آرش یاوری‌فر[۱]، علی امامی‌میبدی[۲]، تیمور محمدی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2025.31534.3826
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۱۴، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۷/۰۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۷/۱۴
صص: ۱۸۶-۱۴۷

چکیده
گروه بریکس پلاس با دربرگرفتن حدود ۴۵٪ از جمعیت جهان، ۲۶٪ از مساحت جغرافیایی، ۱۷٪ از تجارت جهانی و نزدیک به ۳۲٪ از تولید ناخالص داخلی برحسب برابری قدرت خرید، جایگاهی مهم در اقتصاد بین‌الملل دارد. عضویت رسمی ایران در بریکس، به‌عنوان یک پیمان نوظهور اقتصادی و ژئوپولیتیکی، ظرفیت آن را دارد که آثار معنادار و چندبُعدی بر شاخص‌های کلان اقتصادی کشور برجای گذارد. مرور پیشینه نشان می‌دهد که تاکنون پژوهش مستقلی دربارهٔ پیامدهای عضویت ایران در بریکس پلاس انجام نشده است. این مطالعه با بهره‌گیری از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر چندمنطقه‌ای و داده‌های استخراج‌شده از پایگاه پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی نسخه ۱۰، تأثیر کاهش متقابل تعرفه‌های تجاری میان ایران و اعضای بریکس پلاس را در سناریوهای کاهش تدریجی (۱۰ تا ۱۰۰٪) تعرفه‌های تجاری بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درآمد خانوارها، نرخ تورم و رفاه کل بررسی می‌کند. یافته‌ها نشان می‌دهند که کاهش تعرفه‌های تجاری ناشی از عضویت ایران در بریکس پلاس، ضمن جبران بخشی از زیان‌های ناشی از تحریم‌های اقتصادی، به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی، ارتقای درآمد خانوارها، کاهش تورم و بهبود سطح رفاه منجر می‌شود. بر این‌اساس، توصیه می‌شود سیاست‌گذاران حوزهٔ تجارت خارجی، به‌ویژه در بخش صنعت و معدن، با طراحی برنامه‌های کوتاه‌مدت برای آزادسازی تجاری با اعضای بریکس پلاس، زمینهٔ بهره‌گیری از ظرفیت‌های صنعتی و فناورانه این کشورها (به‌ویژه چین، هند و روسیه) را فراهم آورند. چنین رویکردی می‌تواند به افزایش بهره‌وری بخش صنعت و معدن ایران و رشد شاخص‌هایی مانند: صادرات، سرمایه‌گذاری، اشتغال و ارزش افزوده بینجامد.

کلیدواژگان: تولید ناخالص داخلی، درآمد خانوارها، رفاه کل، کاهش تعرفه‌های تجاری، مدل تعادل عمومی چندمنطقه‌ای، نرخ تورم.
طبقه‌بندی JEL: E23, D31, I31, F13, D58, E31.

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
Email: arash.yavarifar@iau.ac.ir
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: emami@atu.ac.ir
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
Email: mohammadi@atu.ac.ir

ارجاع به مقاله: یاوری‌فر، آرش؛ امامی‌میبدی، علی؛ و محمدی، تیمور، (۱۴۰۵). «تأثیر عضویت در گروه بریکس پلاس بر شاخص‌های توسعهٔ اقتصادی ایران (رهیافت پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی)». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷): ۱۴۷-۱۸۶. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31534.3826
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6628.html?lang=fa

۱. مقدمه

پیچیدگی فزآینده روابط اقتصادی در جهان امروز سبب شده است که کشورها برای ایجاد ثبات و کاهش آسیب‌پذیری در مبادلات اقتصادی و تجاری خود به همکاری‌های منطقه‌ای و بین‌المللی روی‌آورند. یکی از مهم‌ترین مزایای مشارکت در توافق‌های منطقه‌ای، کاهش اثرپذیری اقتصاد از تکانه‌های برون‌زا و افزایش تاب‌آوری تجاری است. نظریه‌های اقتصادی نیز تأکید دارند که آزادسازی تجاری با افزایش کارایی، صرفه‌جویی در مقیاس، ارتقای رقابت‌پذیری، بهبود بهره‌وری عوامل و گسترش جریان‌های تجاری، زمینه‌ساز رشد اقتصادی پایدار می‌شود. از همین‌رو بسیاری از کشورها به‌جای اتکا به ترتیبات سنتی، به‌دنبال انعقاد توافق‌های دوجانبه یا چندجانبهٔ تجاری هستند (مایهولد[1]، ۲۰۲۴).

در این‌میان، گروه بریکس به‌عنوان یک اتحادیهٔ اقتصادی و سیاسی بین‌قاره‌ای متشکل از: برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی، جایگاهی برجسته در اقتصاد جهانی یافته است. این کشورها طی دهه‌های اخیر به اقتصادهایی نوظهور و تأثیرگذار تبدیل شده‌اند و سهم چشمگیری از شاخص‌های کلان جهانی را به‌خود اختصاص داده‌اند. براساس آمار، اعضای بریکس حدود ۴۵٪ جمعیت جهان (نام[2]، ۲۰۲۴)، ٪۲۶ از مساحت جغرافیایی (ماک[3]، ۲۰۲۴)، ٪۱۷ تجارت جهانی (هلسکو[4] و همکاران، ۲۰۲۴) و نزدیک به ۳۲٪ تولید ناخالص داخلی[5] برحسب برابری قدرت خرید (گلابن و دوریک[6]، ۲۰۲۴) را در اختیار دارند.

گسترش نفوذ بریکس در سال‌های اخیر ابعاد ژئوپولیتیکی و اقتصادی تازه‌ای یافته است. در سال ۲۰۲۳م. شش کشور: ایران، عربستان سعودی، امارات متحدهٔ عربی، مصر، اتیوپی و آرژانتین، درخواست عضویت خود را ارائه دادند و نهایتاً در سپتامبر ۲۰۲۴م. چهار کشور از این فهرست (ایران، امارات متحدهٔ عربی، مصر و اتیوپی) به‌طور رسمی به عضویت این بلوک درآمدند. روند توسعهٔ عضویت در سال ۲۰۲۵م. نیز ادامه یافت و اندونزی به‌عنوان نخستین عضو از جنوب‌شرق آسیا به جمع کشورهای عضو پیوست. یکی از اقدامات مهم این گروه، تصویب «استراتژی همکاری اقتصادی ۲۰۲۵» در اجلاس ۲۰۲۰م. مسکو است؛ سندی ساختاریافته که سه بسته محوری را شامل می‌شود: نخست، «تجارت، سرمایه‌گذاری و مالی» با تأکید بر بنگاه‌های کوچک و متوسط؛ دوم، «اقتصاد دیجیتال» با محوریت تحول فناورانه و نوآوری صنعتی؛ و سوم، «توسعهٔ پایدار» با تمرکز بر امنیت غذایی و ارتقای منابع انسانی. اهمیت این موضوع زمانی دوچندان می‌شود که حدود یک–سوم تولیدات کشاورزی جهان به کشورهای بریکس تعلق دارد؛ به‌همین دلیل، بیانیهٔ ژوهانسبورگ بر تقویت همکاری‌های کشاورزی و ارتقای امنیت غذایی داخلی و جهانی تأکید کرده است. در این چارچوب، عضویت ایران در بریکس، افزون‌بر ابعاد سیاسی و ژئوپولیتیکی، می‌تواند به‌عنوان فرصتی راهبردی برای بهره‌گیری از ظرفیت‌های اقتصادی و حمایتی این بلوک در کاهش آثار تحریم‌ها و ارتقای شاخص‌های کلان اقتصادی کشور قلمداد شود (لی[7] و همکاران، ۲۰۲۵).

---

[1] Maihold
[2] Nam
[3] Moch
[4] Hluszko
[5] Gross Domestic Product (GDP)
[6] Glauben and Duric
[7] Le

عضویت در بریکس پلاس هم از منظر سیاسی و هم از جنبهٔ اقتصادی برای ایران آثار مهمی درپی دارد. ایران در دهه‌های اخیر با محدودیت‌هایی هم‌چون تحریم‌های اقتصادی مواجه بوده که ضرورت توجه به تجارت خارجی و پیوند با اقتصادهای نوظهور را برجسته‌تر کرده است. حضور فعال در این گروه می‌تواند به ایران کمک کند تا از الگوی سیاست‌های تجاری سنتی –مبتنی‌بر مداخله‌های قیمتی و مجوزهای پرریسک– فاصله گرفته و به‌سوی سیاست‌های حمایت هدفمند از تولیدکننده و ایجاد زنجیره‌های پایدار تأمین حرکت کند. در این چارچوب، امکان جایگزینی حمایت‌های غیرتعرفه‌ای نظیر سیاست‌های مالیاتی ترجیحی به‌جای ابزارهای تعرفه‌ای فراهم می‌شود که با قواعد تجارت آزاد درون‌گروهی نیز سازگارتر است.

علاوه‌بر این، شکل‌گیری صنایع فرآوری و ایجاد ارزش‌افزوده برای مواد اولیهٔ وارداتی می‌تواند ضمن تأمین نیاز داخلی، یک حاشیهٔ امن برای زنجیرهٔ تأمین ایران فراهم کند، به‌ویژه در حوزهٔ امنیت غذایی و کالاهای اساسی. در شرایط تحریم و محدودیت‌های ارزی، عضویت در بریکس برای ایران فرصتی فراهم می‌آورد تا با طراحی رویه‌های تجاری ترجیحی، موقعیت خود را در بازارهای منطقه‌ای و جهانی تقویت کند. افزون‌بر این، حضور در چنین ائتلافی می‌تواند ایران را در شکل‌دهی به استانداردهای جدید اقتصادی و تجاری، مانند: روش‌های نوین پرداخت‌های بین‌المللی، کیفیت محصولات و خدمات لجستیکی، در جایگاه مؤثرتری قرار دهد.

بررسی علمی و نظام‌مند آثار تجاری و اقتصادی این عضویت بر شاخص‌های کلان اقتصاد ایران ضروری به‌نظر می‌رسد؛ بنابراین، با توجه به نقش تعیین‌کنندهٔ کشورهای عضو بریکس در اقتصاد جهانی و ظرفیت‌های بالقوهٔ ایران، عضویت در این گروه می‌تواند ابزاری کارآمد برای کاهش آثار منفی تحریم‌ها و ارتقای شاخص‌های توسعهٔ اقتصادی باشد.

پرسش‌های پژوهش: پرسش اصلی این پژوهش آن است که، کاهش متقابل تعرفه‌های تجاری ایران با اعضای بریکس پلاس چه تأثیری بر شاخص‌های کلان اقتصاد کشور –شامل: تولید ناخالص داخلی، درآمد خانوار، نرخ تورم و رفاه کل– خواهد داشت. برای پاسخ به این پرسش از مدل تعادل عمومی قابل محاسبهٔ مبتنی‌بر پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی[1] استفاده می‌شود.

در همین‌راستا، در پژوهش حاضر برای نخستین‌بار با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر چندمنطقه‌ای[2] و داده‌های نسخهٔ ۱۰ پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی، آثار کاهش تعرفه‌های تجاری میان ایران و اعضای بریکس پلاس بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران شبیه‌سازی می‌شود. بدین‌ترتیب، این مطالعه نه‌تنها شکاف موجود در ادبیات داخلی را پر می‌کند، بلکه با ارائه شواهد تجربی دربارهٔ فرصت‌ها و چالش‌های عضویت ایران در یک بلوک اقتصادی فرامنطقه‌ای، می‌تواند مبنای تصمیم‌گیری‌های سیاستی در حوزهٔ تجارت خارجی و توسعهٔ اقتصادی کشور قرار گیرد.

[1] Global Trade Analysis Project (GTAP)
[2] GTAP-CGE

۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۱. بریکس و مزایای عضویت در آن

گروه بریکس مخفف نام پنج اقتصاد نوظهور: برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی است. این گروه در ابتدا به‌عنوان مفهومی تحلیلی در ادبیات اقتصادی مطرح شد، اما به‌تدریج با هدف تقویت همکاری‌های اقتصادی میان کشورهای نوظهور وارد عرصهٔ دیپلماسی گردید. نخستین گام رسمی در سپتامبر ۲۰۰۶م. برداشته شد؛ زمانی‌که وزرای خارجه چهار کشور برزیل، روسیه، هند و چین[1] در حاشیهٔ مجمع عمومی سازمان ملل متحد در نیویورک دیدار کردند. در ادامه، این همکاری‌ها در قالب نشست‌های منظم وزیران و سپس سران پیگیری شد و نهایتاً در ژوئن ۲۰۰۹م. نخستین نشست سران در یکاترینبورگ روسیه برگزار گردید. یک‌سال بعد، در دسامبر ۲۰۱۰، با پیوستن آفریقای جنوبی، عنوان «بریکس»[2] رسمیت یافت (روموس[3] و همکاران، ۲۰۱۸).

از آن زمان تاکنون، بریکس با برگزاری نشست‌های منظم و تصویب اسناد مشترک، اهدافی چون ارتقای همکاری‌های اقتصادی، افزایش سهم و نفوذ کشورهای درحال‌توسعه در حکمرانی جهانی و ایجاد نظمی عادلانه‌تر را دنبال کرده است. به‌ویژه با توجه به منابع انرژی، ظرفیت صنعتی، تجارت بین‌المللی، فناوری و ذخایر معدنی گسترده، این گروه به یکی از بلوک‌های اثرگذار در توازن قدرت اقتصاد جهانی تبدیل شده است. ویژگی منحصربه‌فرد بریکس، تنوع ژئوپولیتیک و اقتصادی اعضای آن است. این کشورها با وجود تفاوت‌های عمده در اندازهٔ جمعیت، ساختار اقتصادی و موقعیت جغرافیایی، توانسته‌اند برپایهٔ ظرفیت‌های مکمل –شامل: منابع طبیعی غنی، بازارهای مصرف گسترده، نیروی کار فراوان، پیشرفت‌های فناورانه و نفوذ سیاسی– یک اتحاد مؤثر را شکل دهند. توانایی بریکس در کنار گذاشتن اختلافات سیاسی و تمرکز بر منافع مشترک، عامل کلیدی تداوم همکاری در این گروه بوده است؛ برای نمونه، اعضای بریکس به‌طور مشترک خواستار افزایش سهم کشورهای درحال توسعه در صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی شده‌اند و در مسیر اصلاح نظم اقتصادی جهانی تلاش می‌کنند.

از منظر اقتصادی، بریکس به‌عنوان یکی از موتورهای رشد اقتصاد جهانی عمل می‌کند. این کشورها علاوه‌بر بازارهای مصرف گسترده، ظرفیت‌های تولیدی و منابع طبیعی عظیمی دارند که بستر لازم برای توسعهٔ تجارت و جذب سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کند. یکی از دستاوردهای مهم این گروه تأسیس «بانک توسعهٔ جدید» در سال ۲۰۱۴م. است که نقش مهمی در تأمین مالی پروژه‌های زیربنایی و توسعه‌ای ایفا می‌کند. افزون‌بر این، همکاری‌های علمی و فناورانه میان اعضا در حوزه‌هایی نظیر انرژی‌های تجدیدپذیر، فناوری‌های دیجیتال، و هوش مصنوعی از دیگر ظرفیت‌های راهبردی بریکس به‌شمار می‌رود.

در سال‌های اخیر، بحث گسترش بریکس و پذیرش اعضای جدید به‌طور جدی مطرح شده است (فاخری، ۱۴۰۳). حضور اعضای جدید برای بریکس نه‌تنها به‌معنای دسترسی به منابع و بازارهای بین‌المللی است، بلکه باعث ارتقای جایگاه ژئوپولیتیک آن نیز می‌شود. کشورهایی که به عضویت این گروه درآمده‌اند، می‌توانند حلقه‌های اتصال بریکس با مناطق مختلف جهان باشند و از این‌طریق، نفوذ اقتصادی و سیاسی خود را گسترش دهند.

---

[1] BRIC
[2] BRICS
[3] Ramos

برای کشورهایی مانند ایران بازار بزرگ اعضای بریکس پلاس، همراه با وسعت جغرافیایی و منابع طبیعی آن‌ها، بستری گسترده برای توسعهٔ تجارت خارجی، جذب سرمایه‌گذاری و ارتقای بهره‌وری فراهم کرده است؛ درواقع، عضویت در بریکس برای ایران، نه‌تنها دسترسی به بازارهای جدید را تسهیل کرده، بلکه بهره‌مندی از حمایت‌های نهادی و مالی این گروه را نیز به‌همراه دارد.

بنابراین، بریکس نه‌تنها یک بلوک اقتصادی نوظهور با ظرفیت‌های عظیم در تجارت، سرمایه‌گذاری و فناوری است، بلکه به‌عنوان بستری برای اصلاح توازن قدرت جهانی نیز عمل می‌کند؛ با این‌حال، در ادبیات پژوهشی ایران تمرکز اصلی بر سازمان‌های منطقه‌ای هم‌چون اتحادیهٔ اقتصادی اوراسیا یا سازمان همکاری شانگ‌های بوده و بررسی نظام‌مند پیامدهای عضویت در بریکس یا بریکس پلاس به‌طور جدی صورت نگرفته است. این خلأ پژوهشی نشان می‌دهد که ارزیابی آثار اقتصادی عضویت ایران در این بلوک می‌تواند علاوه‌بر پرکردن شکاف موجود در ادبیات داخلی، چشم‌انداز روشنی برای سیاست‌گذاران کشور فراهم آورد.

الف) بهره‌مندی از قدرت اقتصادی روزافزون کشورهای بریکس

گروه بریکس صرفاً یک اتحاد اقتصادی متعارف نیست، بلکه به‌عنوان نخستین باشگاه چندجانبه و بین‌قاره‌ای تجربه‌ای بی‌سابقه در گردهم‌آوردن کشورهایی با تفاوت‌های گستردهٔ سیاسی، اقتصادی و فرهنگی، اما با دغدغه‌ها و منافع مشترک محسوب می‌شود. این ویژگی، بریکس را به نمونه‌ای منحصربه‌فرد در نظام بین‌الملل تبدیل کرده است؛ به‌ویژه برای کشورهای درحال توسعه‌ای مانند ایران که می‌توانند از قدرت جمعی این بلوک برای ارتقای جایگاه خود در اقتصاد جهانی بهره‌مند شوند؛ درواقع، افزایش نفوذ اقتصادی بریکس در عرصه‌هایی چون: تجارت، سرمایه‌گذاری و فناوری، فرصتی فراهم می‌آورد تا ایران ازطریق عضویت در این گروه بخشی از مزایای ناشی از همگرایی اقتصادی نوظهور را جذب کند و در عین‌حال وابستگی خود به شرکای سنتی محدود را کاهش دهد.

ب) بهره‌برداری از نهادهای و سامانه‌های مالی جایگزین

یکی از مهم‌ترین ظرفیت‌های بریکس پلاس، ابتکار عمل این گروه در ایجاد نهادها و سامانه‌های مالی جایگزین در سطح بین‌المللی است. چین و روسیه، به‌عنوان دو بازیگر محوری، تلاش کرده‌اند با ترویج چندجانبه‌گرایی در نظام مالی و پولی جهانی، وابستگی کشورهای درحال توسعه به ساختارهای سنتی –هم‌چون صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی– را کاهش دهند. تأسیس «بانک توسعهٔ جدید» و پیشنهاد ایجاد نظام‌های پرداخت بین‌المللی مستقل از دلار ازجمله اقداماتی است که می‌تواند امکان دسترسی ایران به منابع مالی، تأمین اعتبار پروژه‌های زیربنایی و انجام مبادلات تجاری با هزینهٔ مبادلهٔ کمتر را فراهم‌آورد. چنین تحولاتی، علاوه‌بر تقویت تاب‌آوری اقتصاد ملی در برابر تحریم‌ها، مسیرهای جدیدی برای مشارکت ایران در جریان‌های مالی بین‌المللی ایجاد می‌کند.

- **بانک توسعهٔ جدید**

یکی از دستاوردهای اصلی این مسیر، تأسیس بانک توسعهٔ جدید[1] در سال ۲۰۱۴م. با سرمایهٔ اولیه ۵۰ میلیارد دلار بود. این بانک که مقر اصلی آن در شانگهای قرار دارد، به‌عنوان بازوی مالی بریکس طراحی شده تا منابع لازم برای پروژه‌های زیربنایی و توسعه‌ای اعضا را فراهم کند. افزون‌بر آن، بریکس سازوکاری به‌نام ترتیبات ذخیرهٔ احتیاطی[2] با ظرفیت ۱۰۰ میلیارد دلار ایجاد کرد که به‌ویژه برای حمایت از کشورهایی طراحی شده که با بحران‌های نقدینگی یا فشارهای مالی بین‌المللی مواجه می‌شوند. چنین ابتکارهایی، عملاً نقش پشتیبان مالی بریکس را تقویت کرده و زمینه‌ساز استقلال بیشتر اعضا شده است.

از زمان تأسیس تاکنون، بانک توسعهٔ جدید بیش از ۳۵ وام به ارزش حدود ۱۰ میلیارد دلار برای پروژه‌های زیرساختی در بخش‌های مختلف –از انرژی‌های تجدیدپذیر گرفته تا حمل‌ونقل– اختصاص داده است. درحال حاضر نیز بیش از ۶۲ پروژهٔ بزرگ به ارزش بیش از ۲۰ میلیارد دلار در کشورهای عضو بریکس تحت مدیریت این بانک قرار دارد. اعتبار و اهمیت این نهاد با دریافت رتبه‌های اعتباری بالا ازسوی آژانس‌های بین‌المللی تقویت شد؛ به‌گونه‌ای که در سال ۲۰۱۸م. موفق به کسب رتبهٔ AA+ و در سال ۲۰۱۹م. رتبهٔ AAA از آژانس رتبه‌بندی ژاپن شد. این جایگاه اعتباری، توانایی بانک را در جذب سرمایه‌های جدید و افزایش قدرت وام‌دهی آن به‌شدت تقویت کرده است؛ به‌عنوان نمونه، در جریان همه‌گیری کرونا، این بانک بیش از ۱۰ میلیارد دلار برای مقابله با بحران تخصیص داد که نشان‌دهندهٔ انعطاف‌پذیری و سرعت عمل آن در مواجهه با شرایط اضطراری است.

این مزیت‌ها برای کشورهایی که از سیاست‌های سخت‌گیرانهٔ صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی خسته شده‌اند، اهمیت مضاعفی دارد؛ چراکه شرط‌گذاری‌های این نهادها –نظیر اجرای برنامه‌های ریاضتی یا اصلاحات ساختاری عمیق– در بسیاری از موارد تبعات اجتماعی و سیاسی سنگینی برای کشورها به‌همراه داشته است. از این‌منظر، نهادهای مالی بریکس با ارائه تسهیلات مالی بدون پیش‌شرط‌های سخت‌گیرانه، به یک گزینهٔ جذاب برای کشورهای درحال توسعه تبدیل شده‌اند.

در این‌میان، ایران می‌تواند از این بستر بهره‌برداری ویژه‌ای داشته باشد. تحریم‌های مالی و بانکی گسترده، دسترسی ایران به منابع مالی بین‌المللی را محدود کرده و هزینهٔ تأمین مالی پروژه‌های زیربنایی را افزایش داده است. عضویت در بریکس و دسترسی به نهادهایی هم‌چون بانک توسعهٔ جدید و ترتیبات ذخیره احتیاطی می‌تواند بخشی از این محدودیت‌ها را جبران کرده و ابزار مؤثری برای تأمین مالی پروژه‌های ملی و توسعه‌ای کشور فراهم‌آورد؛ بنابراین، بهره‌گیری از نهادهای مالی بریکس، نه‌تنها مزیتی اقتصادی، بلکه ضرورتی راهبردی برای اقتصاد ایران محسوب می‌شود.

- **سامانه‌های پرداخت و انتقال پول**

یکی از ابعاد مهم همکاری در بریکس پلاس، توسعهٔ سامانه‌های پرداخت و انتقال پول نوین و متنوع‌سازی ابزارهای مالی بین‌المللی است. در سال‌های اخیر، کشورهای عضو این گروه توجه ویژه‌ای به گسترش استفاده از ارزهای

[1] New Development Bank (NDB)
[2] Contingent Reserve Arrangement

ملی در مبادلات دوجانبه و چندجانبه نشان‌داده‌اند. چنین اقدامی می‌تواند به کاهش هزینه‌های مبادله، افزایش شفافیت تراکنش‌ها و ارتقای تاب‌آوری مالی اعضا کمک کند؛ برای نمونه، چین با بین‌المللی‌سازی یوان و گسترش استفاده از آن در معاملات انرژی و تجاری، ظرفیت‌های جدیدی برای تجارت منطقه‌ای ایجاد کرده است. هند نیز با راه‌اندازی سازوکار تسویهٔ تجاری مبتنی‌بر روپیه، امکان مبادلات مستقیم با چندین کشور آسیایی و فرامنطقه‌ای را فراهم‌آورده است. این ابتکارات بیانگر تلاش بریکس پلاس برای حرکت به‌سمت معماری مالی کارآمدتر و فراگیرتر است که دسترسی اعضا به بازارهای جهانی را تسهیل می‌کند.

یکی از گام‌های برجسته در این‌راستا، طراحی سامانهٔ پرداخت «بریکس‌پی»[1] است. این سامانه که با بهره‌گیری از فناوری‌های نوین مالی[2] و پردازش ابری، توسعه یافته است و هدف آن یکپارچه‌سازی سامانه‌های پرداخت ملی اعضا و ایجاد بستری مشترک برای مبادلات مالی است. بریکس‌پی قرار است خدماتی نظیر پرداخت‌های بدون تماس، اتصال کارت‌های بانکی به کیف‌پول‌های دیجیتال و تسهیل پرداخت‌های خرده‌فروشی و بین‌المللی را برای شهروندان و بنگاه‌های اقتصادی فراهم‌سازد. چنین زیرساختی می‌تواند نقش مؤثری در افزایش کارایی، کاهش هزینه‌های تراکنش و حمایت از نوآوری‌های مالی ایفا کند (کاور و کنگ[3]، ۲۰۲۴).

برای ایران نیز این تحولات فرصت‌های قابل‌توجهی به‌همراه دارد. با پیوستن به سامانه‌هایی مانند بریکس‌پی، ایران می‌تواند دسترسی گسترده‌تری به شرکای تجاری خود در بریکس پلاس پیدا کرده و مسیرهای انتقال مالی را برای فعالان اقتصادی خود تسهیل نماید. کاهش هزینه‌های نقل‌وانتقال پول، ارتقای شفافیت تراکنش‌ها و تسریع در تسویهٔ تجاری ازجمله مزایایی است که می‌تواند به بهبود عملکرد تجارت خارجی ایران منجر شود. به این ترتیب، توسعهٔ ابزارها و زیرساخت‌های مالی بریکس پلاس نه‌تنها یک نوآوری فناورانه محسوب می‌شود، بلکه فرصتی راهبردی برای ارتقای کارایی و پایداری اقتصادی ایران به‌شمار می‌آید.

- **پتانسیل بریکس پلاس در ارتقای سرمایه‌گذاری‌های فناورانه و سبز**

در دنیای امروز، نوآوری‌های مالی به‌عنوان یکی از ارکان اصلی تحول اقتصادی و اجتماعی شناخته می‌شوند. این نوآوری‌ها نه‌تنها ابزاری برای تسهیل تجارت و بهبود عملکرد مالی به‌شمار می‌آیند، بلکه نقش مهمی در رشد پایدار و توسعهٔ جهانی دارند. در این‌زمینه، گروه بریکس پلاس با تمرکز بر ارتقای همکاری‌های فناورانه و توسعهٔ سیستم‌های پرداخت دیجیتال، گامی مؤثر در جهت تحقق یک اقتصاد دیجیتال فراگیر و کارآمد برداشته است.

یکی از پروژه‌های مهم و راهبردی در این‌زمینه، سامانهٔ پرداخت بریکس‌پی است که هدف آن ایجاد بستری یکپارچه برای مبادلات مالی میان کشورهای عضو بریکس پلاس است. این سامانه که با استفاده از فناوری‌های نوین مالی مانند «فین‌تک»، «بلاک‌چین»[4] و «پردازش ابری» طراحی شده، می‌تواند به‌طور گسترده به بهبود روندهای مالی بین‌المللی، کاهش هزینه‌های تراکنش و تسهیل تعاملات اقتصادی در سطح جهانی کمک کند.

---

[1] BRICS Pay
[2] Financial technology (FinTech)
[3] Kaur & Kang
[4] Blockchain

بریکس پلاس با رویکردی آینده‌نگر درحال توسعه چارچوب‌های مالی است که می‌تواند بستری برای شکل‌گیری نوآوری‌های فناورانه و اقتصادی فراهم‌آورد. این همکاری‌ها که شامل تبادل تجربه در زمینه‌های فین‌تک، بلاک‌چین، و زیرساخت‌های ابری هستند، به کشورهای عضو امکان می‌دهند تا به‌طور مشترک سیستم‌های مالی و پرداختی خود را توسعه دهند و به یک‌دیگر در ایجاد بسترهای جدید برای تجارت، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی کمک کنند.

این ظرفیت‌ها نه‌تنها زمینهٔ رشد تجارت الکترونیک و گسترش بانک‌داری دیجیتال را فراهم می‌کنند، بلکه امکان طراحی ابزارهای مالی نو برای تأمین سرمایه پروژه‌های زیربنایی و توسعهٔ پایدار را نیز افزایش می‌دهند. در این چارچوب، اعضای بریکس پلاس می‌توانند به‌شکل هماهنگ به پیش‌رفت‌های فناوری دست‌یابند و ازطریق نوآوری‌های مالی، روندهایی چون سرمایه‌گذاری سبز و پروژه‌های زیربنایی دیجیتال را تسهیل کنند.

این نوآوری‌ها علاوه‌بر تسهیل در انتقال مالی، فرصت‌های بی‌نظیری برای سرمایه‌گذاری سبز و پشتیبانی از کسب‌وکارهای دانش‌بنیان ایجاد می‌کنند. استفاده از فناوری‌های نوین می‌تواند مسیرهای جدیدی برای تأمین مالی پروژه‌های محیط‌زیستی و پایدار باز کند و از این‌طریق از رشد صنایع سبز در کشورهای عضو بریکس پلاس پشتیبانی کند. به‌طور خاص، پروژه‌های زیرساختی سبز و نوآورانه که به‌طور مستقیم با کاهش کربن و حفاظت از منابع طبیعی مرتبط هستند، می‌توانند به‌طور مؤثری ازطریق همکاری‌های مالی در چارچوب بریکس پلاس تأمین مالی شوند.

در این چارچوب، کشورهای عضو بریکس پلاس قادر خواهند بود به شبکه‌ای از فرصت‌های متنوع دست‌یابند که فراتر از همکاری‌های صرفاً مالی است و شامل حوزه‌هایی همچون ارتقای ظرفیت انسانی، توسعهٔ فناوری‌های دیجیتال و تقویت پیوندهای علمی و آموزشی می‌شود. ایجاد این فرصت‌ها نه‌تنها به تقویت رقابت‌پذیری کشورهای عضو بریکس در بازار جهانی کمک خواهد کرد، بلکه زمینه‌ساز ایجاد یک سیستم مالی و اقتصادی پایدار و متنوع خواهد بود که می‌تواند به‌طور مؤثری در برابر بحران‌های اقتصادی و چالش‌های جهانی مقاومت کند.

با گسترش این زیرساخت‌های نوین، بریکس پلاس می‌تواند نقش محوری در تسهیل مبادلات مالی و تجاری ایفا کرده و به بهبود عملکرد بازارهای مالی جهانی کمک کند. راه‌اندازی سامانه‌هایی مانند بریکس‌پی به کشورهای عضو کمک می‌کند تا از رقابت‌پذیری بالاتری برخوردار شوند و به‌ویژه در زمینهٔ پرداخت‌های دیجیتال، بانک‌داری باز و تسهیل انتقال پول و تجارت بین‌المللی به دستاوردهای مهمی دست‌یابند.

به این‌ترتیب، این تحولاتی که به‌طور ویژه در حوزه‌های پرداخت‌های دیجیتال، فین‌تک، و نوآوری‌های مالی انجام می‌شود، می‌تواند باعث افزایش کارایی اقتصادی، کاهش هزینه‌های تراکنش و حمایت از نوآوری‌های مالی در کشورهای عضو بریکس پلاس شود. علاوه‌بر این، این تغییرات می‌توانند به کشورهای عضو فرصت‌های فراوانی برای ایجاد مزیت‌های رقابتی در سطح بین‌المللی فراهم آورده و همگرایی اقتصادی درون‌گروهی را تقویت کنند.

درنهایت، همکاری‌های مالی و فنی در بریکس پلاس نه‌تنها یک فرصت بزرگ برای اعضای این گروه است، بلکه به‌عنوان یک الگوی همکاری جدید در اقتصاد جهانی می‌تواند به‌عنوان یک مدل برای دیگر کشورها و بلوک‌های اقتصادی به‌شمار رود. این همکاری‌های مستمر، می‌تواند پایه‌گذار شکل‌گیری یک نظام مالی چندجانبه و مستقل‌تر در سطح بین‌المللی باشد که به‌ویژه در زمینه‌های نوآوری، تجارت و سرمایه‌گذاری، قدرت بیشتری به

کشورهای درحال توسعه می‌دهد و آن‌ها را قادر می‌سازد تا با موفقیت بیشتری در عرصهٔ جهانی رقابت کنند (کروس[1]، ۲۰۲۴).

ج) کاهش موانع تجاری

یکی از اهداف محوری همکاری‌های اقتصادی در چارچوب بریکس، کاهش موانع تجاری ازجمله تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای میان کشورهای عضو است. این موانع می‌توانند شامل: تعرفه‌های گمرکی بالا، محدودیت‌های وارداتی، پیچیدگی‌های فرآیند صدور مجوز، و استانداردهای فنی متفاوت باشند که همگی می‌توانند جریان آزاد کالاها و خدمات را با مشکلات جدی مواجه کنند. از این‌رو، این موانع می‌توانند به افزایش هزینه‌های مبادلات تجاری، کاهش رقابت‌پذیری کالاها و کند شدن فرآیند همگرایی اقتصادی در میان کشورهای عضو بریکس منجر شوند. در این‌راستا، کاهش یا حذف این موانع تجاری می‌تواند به‌عنوان یک گام کلیدی برای ایجاد یک بازار منسجم و پویا میان کشورهای بریکس تلقی شود؛ ازجمله اقداماتی که در این‌زمینه صورت گرفته است، می‌توان به کاهش تعرفه‌ها، ساده‌سازی فرآیندهای اداری، و هماهنگ‌سازی استانداردهای فنی اشاره کرد که باعث تسهیل تجارت و کاهش هزینه‌ها می‌شود. علاوه‌بر این، تقویت روابط تجاری میان اعضا می‌تواند به افزایش بهره‌وری، بهبود رقابت‌پذیری، و درنهایت رشد اقتصادی بیشتر در کشورهای عضو کمک کند.

در همین‌راستا، بسیاری از کشورهای عضو بریکس در تلاش هستند تا با همکاری و توافق‌های مشترک، از موانع غیرضروری تجاری عبور کنند و به‌سمت ایجاد یک بازار مشترک و اقتصاد یکپارچه پیش روند. این همکاری‌ها می‌توانند به‌ویژه در زمینه‌هایی مانند تجارت الکترونیک، کاهش مقررات پیچیده تجاری، و تسهیل دسترسی به بازارهای داخلی کشورهای مختلف نقش مؤثری ایفا کنند و زمینه‌ساز رشد پایدار درون گروهی شوند؛ به این‌ترتیب، کاهش موانع تجاری نه‌تنها باعث بهبود شرایط اقتصادی کشورهای عضو بریکس می‌شود، بلکه برای تجارت جهانی و افزایش تعاملات اقتصادی در سطح بین‌المللی نیز فرصت‌های تازه‌ای ایجاد خواهد کرد (مجاوریان و زاهدیان تجنکی، ۱۴۰۳).

توافق‌نامه‌های تجاری بریکس شامل طیف وسیعی از حوزه‌ها و اقدامات استراتژیک هستند که هدف آن‌ها تسهیل و تقویت مبادلات تجاری میان کشورهای عضو و ارتقای همکاری‌های اقتصادی در سطح جهانی است. در مرحلهٔ نخست، این توافق‌ها به کاهش یا حذف تعرفه‌های گمرکی بر کالاهای مختلف ازجمله کالاهای صنعتی، محصولات کشاورزی و کالاهای مصرفی متمرکز است. این گام می‌تواند تأثیرات چشمگیری بر افزایش جریان تجارت متقابل میان اعضا داشته باشد و فرصت‌های جدیدی برای گسترش بازارهای منطقه‌ای و جهانی ایجاد کند.

در سطح دوم، توافقات تجاری بریکس به تسهیل فرآیندهای پیچیده مانند صدور مجوزها، یکسان‌سازی استانداردهای فنی و تقویت همکاری‌های گمرکی و ترانزیتی کمک می‌کنند. این اقدامات زمینه را برای ایجاد محیطی شفاف‌تر و کارآمدتر در مبادلات تجاری فراهم می‌آورد. براساس تجربیات اتحادیه‌های تجاری مشابه، هماهنگی در این حوزه‌ها نه‌تنها به کاهش هزینه‌های مبادلاتی منجر می‌شود، بلکه باعث توسعهٔ زنجیره‌های ارزش

[1] Krause

منطقه‌ای و گسترش فرصت‌های اقتصادی برای اعضای بریکس می‌گردد. این موضوع باعث افزایش رقابت‌پذیری و بهبود بهره‌وری اقتصادی در کشورهای عضو می‌شود.

اهمیت این توافق‌نامه‌ها در آن است که برای نخستین‌بار، کشورهای عضو بریکس به‌طور جمعی در تلاش هستند تا فرآیند همگرایی اقتصادی خود را تسریع بخشند و به یک قدرت اقتصادی و تجاری مؤثر در سطح جهانی تبدیل شوند. اگرچه ممکن است اجرای برخی از این توافق‌ها در برخی کشورهای عضو با تأخیر مواجه شود، اما ظرفیت بالقوهٔ آن‌ها برای ارتقای جایگاه بریکس در نظام تجاری جهانی غیرقابل چشم‌پوشی است. یکپارچه‌سازی بازارها و کاهش موانع تجاری می‌تواند منجر به افزایش حجم تجارت درون‌گروهی، کاهش هزینه‌های مبادلاتی و بهبود بهره‌وری تولیدی و رفاه اقتصادی مردم کشورهای عضو شود.

افزون‌بر کاهش موانع تجاری، توافق‌نامه‌های بریکس به ایجاد زمینه‌های همکاری در حوزه‌هایی هم‌چون: سرمایه‌گذاری، انتقال فناوری، نوآوری و تبادلات فرهنگی نیز پرداخته‌اند. این بُعد چندوجهی همکاری نشان‌دهندهٔ تلاش کشورهای بریکس برای گسترش روابط فراتر از تجارت صرف است و به ایجاد شراکت‌های پایدار و جامع‌تر میان اعضا منجر می‌شود. چنین رویکردی می‌تواند الگویی برای سایر کشورها و مناطق در زمینهٔ ایجاد اتحادیه‌های اقتصادی و تجاری نوین باشد و بیانگر توانایی قدرت‌های نوظهور در طراحی چارچوب‌های اقتصادی بدیل و کارآمد، بدون اتکا به سازوکارهای سنتی است.

از منظر سیاست‌گذاری تجاری، تعدیل تعرفه‌ها و کاهش موانع تجاری به‌عنوان یک ابزار استراتژیک مطرح است. کشورهای عضو بریکس که از مزیت‌های رقابتی در برخی صنایع برخوردارند، می‌توانند از این فرصت‌ها به‌عنوان کاتالیزوری برای توسعهٔ صادرات و دسترسی بهتر به بازارهای خارجی استفاده کنند. این تغییرات نه‌تنها به افزایش درآمدهای ارزی منجر می‌شود، بلکه به گسترش اشتغال، ارتقای فناوری و رونق تولید داخلی کمک خواهد کرد. درخصوص ایران، بهره‌برداری از این فرصت‌ها می‌تواند به کاهش آثار منفی تحریم‌ها کمک کرده و تاب‌آوری اقتصادی کشور را در برابر تحولات جهانی افزایش دهد. با پیوستن به این توافق‌نامه‌ها، ایران می‌تواند از مزایای گستردهٔ همکاری‌های تجاری و اقتصادی بهره‌برداری کرده و به بهبود شرایط اقتصادی و توسعهٔ پایدار کشور کمک کند.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

مطالعات متعددی به بررسی آثار عضویت در پیمان‌های تجاری و ائتلاف‌های منطقه‌ای بر شاخص‌های کلان اقتصادی پرداخته‌اند. هر یک از این پژوهش‌ها با تمرکز بر جنبه‌ای خاص از پیامدهای اقتصادی، کوشیده‌اند تصویری از منافع بالقوه یا چالش‌های احتمالی ناشی از مشارکت کشورها در چنین بلوک‌های تجاری و اقتصادی ارائه دهند؛ به‌عنوان نمونه، «بومیک» و «دی»[1] (۲۰۲۵) با تحلیل تجارت خارجی هند در بریکس و استفاده از شاخص مزیت نسبی آشکار[2] نشان‌دادند که اگرچه هند در سطح جهانی در برخی کالاها رقابت‌پذیری کمتری دارد، اما در مبادلات درون‌گروهی با اعضای بریکس برای همان کالاها به مزیت نسبی دست می‌یابد. این نتیجه بیانگر آن است که

[1] Bhowmick & De
[2] Revealed Comparative Advantage (RCA)

عضویت در بلوک‌های اقتصادی می‌تواند ساختار مزیت‌های تجاری کشورها را دگرگون کرده و فرصت‌هایی ایجاد کند که در تعاملات دوجانبه یا جهانی الزاماً در دسترس نیست؛ با این‌حال، یافته‌های این مطالعه محدود به تجارت هند است و پرسشی که باقی می‌ماند آن است که آیا همین الگو در مورد سایر اقتصادهای نوظهور یا کشورهایی با ساختار متفاوت، ازجمله ایران، نیز برقرار خواهد بود یا خیر. این نکته نشان می‌دهد که نتایج چنین مطالعاتی به‌شدت وابسته به ویژگی‌های ساختاری هر اقتصاد است.

در مطالعه‌ای دیگر، «ناگروهو»[1] و همکاران (۲۰۲۴) در پژوهشی تجربی به بررسی اثر موافقت‌نامه‌های تجاری جهانی بر قیمت تولیدکنندهٔ محصولات کشاورزی در ۲۸ کشور آسیایی طی دورهٔ ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۰م. پرداختند. آنان با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] نشان‌دادند که اجرای موافقت‌نامهٔ عمومی تعرفه‌ها و تجارت[3] موجب افزایش قیمت تولیدکننده شد، درحالی‌که اجرای موافقت‌نامهٔ سازمان تجارت جهانی[4] اثر کاهنده بر این قیمت‌ها داشت و مذاکرات دور دوحه تأثیر معناداری بر قیمت‌ها بر جای نگذاشت. این یافته‌ها آشکار می‌سازد که رژیم‌های تجاری مختلف می‌توانند اثرات ناهمگون و حتی متضادی بر بخش کشاورزی داشته باشند. نکتهٔ مهم در این مطالعه آن است که آثار توافق‌های تجاری بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد، مانند قیمت تولیدکننده، به‌شدت به نوع رژیم تجاری و شرایط نهادی وابسته است. در عین‌حال، این پژوهش بر سطح کلان قاره‌ای متمرکز بوده و به پیامدهای خاص کشورها، به‌ویژه اقتصادهایی با ساختار ویژه مانند ایران، نپرداخته است؛ بنابراین، هرچند نتایج آن اهمیت رژیم‌های تجاری را در شکل‌دهی به پیامدهای اقتصادی برجسته می‌سازد، اما نمی‌تواند به‌طور مستقیم برای تحلیل آثار عضویت ایران در بلوک‌هایی مانند بریکس پلاس به‌کار گرفته شود.

«آرینزه» و «ادیور»[5] (۲۰۲۳) با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه پیامدهای تغییرات تعرفهٔ واردات بر رفاه خانوارها در نیجریه را بررسی کردند. آنان چهار سناریوی سیاستی شامل کاهش ۲۰ و ۵۰٪ و افزایش ۵۰ و ۱۰۰٪ تعرفه‌ها را طراحی نمودند. نتایج شبیه‌سازی نشان‌داد که افزایش تعرفه‌ها اثر منفی شدیدتری بر رشد درآمد واقعی و مصرف خانوارها دارد. این یافته تأکید می‌کند که سیاست‌های حمایتی مبتنی‌بر افزایش تعرفه الزاماً به بهبود رفاه منجر نمی‌شوند و حتی می‌توانند پیامدهای معکوس برای معیشت خانوارها داشته باشند. مزیت این مطالعه در آن است که با بهره‌گیری از چارچوب تعادل عمومی قابل محاسبه توانسته است پیوند میان سیاست‌های تجاری و رفاه خانوار را به‌طور کمی نشان دهد. با این‌حال، نتایج آن محدود به اقتصاد نیجریه است که ساختار و شرایط نهادی خاصی دارد. علاوه‌بر این، تحلیل تنها بر تغییرات تعرفه متمرکز است و به سایر ابعاد سیاست تجاری مانند سرمایه‌گذاری یا همکاری‌های نهادی چندجانبه نمی‌پردازد. این محدودیت‌ها نشان می‌دهد که تعمیم‌پذیری نتایج به دیگر کشورها –از جمله ایران– نیازمند احتیاط و درنظر گرفتن شرایط بومی اقتصاد مقصد است.

---

[1] Nugroho
[2] Generalized Method of Moments (GMM)
[3] General Agreement on Tariffs and Trade (GATT)
[4] World Trade Organization (WTO)
[5] Arinze & Odior

در سطح قارهٔ آفریقا، «آموگان» و «هاگیوارا»[1] (۲۰۲۱) با بهره‌گیری از مدل پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی و پایگاه داده نسخهٔ ۹، آثار احتمالی عضویت اتیوپی در بازار مشترک شرق و جنوب آفریقا[2]را ارزیابی کردند. یافته‌های شبیه‌سازی نشان‌داد که در شرایط فرض اشتغال کامل، رفاه این کشور به‌دلیل اثرات منفی مبادله و پس‌انداز کاهش می‌یابد؛ اما زمانی‌که بیکاری در مدل وارد شد، رفاه ازطریق تخصیص کارآمدتر منابع بهبود پیدا کرد. این مطالعه به‌خوبی نشان می‌دهد که نتایج سیاست‌های تجاری می‌توانند به‌شدت به فروض بازار کار در مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه وابسته باشند. درواقع، تنها با تغییر یک فرض کلیدی (اشتغال کامل در برابر وجود بیکاری)، جهت و شدت اثرات رفاهی متفاوت می‌شود. این امر اهمیت طراحی دقیق فروض مدل و حساسیت‌سنجی نسبت به آن‌ها را برجسته می‌سازد. باوجود این، مطالعه صرفاً بر اتیوپی و چارچوب منطقه‌ای خاص متمرکز است و بنابراین نتایج آن به‌طور مستقیم قابل‌تعمیم به کشورهایی مانند ایران یا به بلوک‌هایی نظیر بریکس پلاس نیست. با این‌حال، پیام مهم آن برای پژوهش حاضر این است که تحلیل آثار عضویت ایران در بریکس پلاس نیز باید نسبت به فروض بازار کار و نحوهٔ تعامل بخش‌ها حساس باشد.

«تانگاولو»[3] (۲۰۱۹) نیز در مطالعهٔ امکان‌سنجی خود، آثار توافق‌نامهٔ تجارت آزاد میان کامبوج و اتحادیه اقتصادی اوراسیا و همچنین اتحادیهٔ آ.سه.آن را با استفاده از الگوی استاندارد GTAP/CGE و داده‌های سال پایهٔ ۲۰۱۱م. بررسی کرد. نتایج نشان‌داد که اجرای این توافق‌نامه‌ها پیامدهای ناهمگون بر بخش‌های مختلف اقتصادی برجای گذاشته و به‌ویژه بخش الکترونیک کامبوج متحمل اثرات منفی شده است. اهمیت این مطالعه در آن است که نشان می‌دهد توافق‌های تجاری الزاماً منجر به رشد یکنواخت در همهٔ بخش‌های اقتصادی نمی‌شوند و پیامدهای آن‌ها می‌تواند به‌شدت بخش‌محور باشد. به بیان دیگر، سیاست‌های تجاری در کنار فرصت‌ها، تهدیدهایی نیز برای برخی صنایع به‌همراه دارند؛ البته یافته‌های تانگاولو محدود به اقتصاد کوچک و باز کامبوج است که ویژگی‌های آن با اقتصادهایی مانند ایران تفاوت چشمگیری دارد. از این‌رو، هرچند نتایج آن به دشواری تعمیم‌پذیر است، اما پیام تحلیلی مهمی برای پژوهش حاضر دارد: بررسی آثار عضویت ایران در بریکس پلاس نیز باید به تفکیک بخش‌های اقتصادی انجام شود تا اثرات مثبت و منفی احتمالی به‌درستی شناسایی گردد.

مرور مطالعات خارجی نشان می‌دهد که آثار توافق‌های تجاری و عضویت در بلوک‌های منطقه‌ای به‌شدت متنوع بوده و وابستگی بالایی به‌شرایط اقتصادی کشورها و فروض مدل دارند؛ برای نمونه، بومیک و دی (۲۰۲۵) نشان‌دادند که حتی در غیاب مزیت نسبی جهانی، همکاری درون‌گروهی می‌تواند فرصت‌های تازه‌ای برای کشورها فراهم سازد. در مقابل، ناگروهو و همکاران (۲۰۲۴) دریافتند که رژیم‌های تجاری متفاوت ممکن است پیامدهای متضادی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد، نظیر قیمت تولیدکننده، برجای گذارند؛ هم‌چنین، آرینزه و ادیور (۲۰۲۳) نشان‌دادند که سیاست‌های تعرفه‌ای الزاماً به بهبود رفاه خانوار نمی‌انجامند و در برخی شرایط می‌توانند آثار منفی بر توزیع درآمد داشته باشند. یافته‌های «آموگن» و «هاگیوارا» (۲۰۲۱) نیز حساسیت نتایج به فروض بازار کار را برجسته کردند؛ به‌گونه‌ای که تنها با تغییر فرض اشتغال کامل به‌وجود بیکاری، جهت آثار رفاهی تغییر یافت؛

[1] Amogne & Hagiwara
[2] The Common Market for Eastern and Southern Africa (COMESA)
[3] Thangavelu

به‌همین ترتیب، تانگاولو (۲۰۱۹) تأکید کرد که حتی در چارچوب یک توافق تجاری واحد، آثار اقتصادی میان بخش‌های مختلف ناهمگون است و برخی صنایع احتمالاً زیان می‌بینند.

به‌طورکلی، این مطالعات بیانگر آن‌اند که پیامدهای پیمان‌های تجاری و همکاری‌های چندجانبه نه‌تنها یکسان و الزاماً مثبت نیستند، بلکه بسته به ساختار اقتصادی، ویژگی‌های نهادی، فروض مدل و سطح تحلیل (بخشی یا کلان) می‌توانند کاملاً متفاوت باشند. باوجود این ارزش تحلیلی، کاستی مشترک آن‌ها این است که هیچ‌یک به‌شرایط خاص ایران و آثار عضویت احتمالی در بریکس پلاس نپرداخته‌اند. از این‌منظر، پژوهش حاضر می‌کوشد با رویکردی کمّی، چندبخشی و متکی‌بر مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، این خلأ را پر کند و تصویری دقیق‌تر از پیامدهای احتمالی ارائه دهد.

در ایران نیز مطالعات بسیاری در زمینهٔ همگرایی اقتصادی و اثرات عضویت در پیمان‌های تجاری صورت‌گرفته است.

«مجاوریان» و «زاهدی تجنکی» (۱۴۰۳) در پژوهشی به بررسی نقش کیفیت حکمرانی بر صادرات محصولات کشاورزی کشورهای بریکس طی دورهٔ ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۱م. پرداختند. برآورد الگوی حداقل مربعات تعمیم‌یافتهٔ انعطاف‌پذیر[1] نشان‌داد که تمامی متغیرها به‌جز سهم زمین‌های آبیاری‌شده اثر معناداری دارند. هم‌چنین ضرایب شاخص‌های حکمرانی حاکی از اثر منفی آن‌ها بر صادرات کشاورزی است؛ به‌ویژه متغیرهای کارایی دولت، کنترل فساد و کیفیت قوانین موجب کاهش صادرات شده‌اند. نتیجهٔ مهم این مطالعه تأیید «نظریهٔ روان‌کنندهٔ چرخ‌های تجارت» است؛ به‌گونه‌ای که در کشورهای بریکس، فساد به‌عنوان ابزاری برای دور زدن بروکراسی‌های پیچیده، عملاً به افزایش صادرات کمک کرده است.

«نجاتی» و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از مدل پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی و پایگاه داده نسخهٔ ۱۰، اثر کاهش تعرفه‌های وارداتی ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا را بررسی کردند. در این پژوهش دو سناریوی کاهش ۲۵ و ۵۰٪ تعرفه‌ها شبیه‌سازی شد. یافته‌ها نشان‌داد که تغییرات در تجارت و تخصص‌گرایی، منجر به دگرگونی در دستمزدها و اجاره عوامل تولید می‌شود. هم‌چنین، به‌دلیل بالاتر بودن نرخ تعرفه‌های اولیهٔ ایران نسبت به اوراسیا، کاهش تعرفه‌ها در مجموع به افت رفاه در ایران منجر خواهد شد.

«صبری» و «رسولی‌نژاد» (۱۴۰۰) در پژوهشی با هدف تحلیل راهبرد چندجانبه‌گرایی در تجارت خارجی ایران، دو مسیر همکاری منطقه‌ای با «اتحادیه اقتصادی اوراسیا» و «سازمان همکاری شانگهای» را با یک‌دیگر مقایسه کردند. در این مطالعه که با بهره‌گیری از روش تحلیل سلسله‌مراتبی[2] و رویکرد تحلیلی-توصیفی انجام شد، معیارهای مختلفی هم‌چون مزیت‌های اقتصادی، ظرفیت‌های سیاسی، سطح همگرایی و موانع پیش‌رو مورد ارزیابی قرار گرفتند. یافته‌ها نشان‌داد که از منظر اولویت‌بندی راهبردی، همکاری با اتحادیهٔ اقتصادی اوراسیا برای ایران در مقایسه با سازمان همکاری شانگهای از اهمیت و ارجحیت بیشتری برخوردار است. ازجمله دلایل اصلی این اولویت می‌توان به زمینه‌های مشترک اقتصادی، بازار بالقوه صادراتی، سهولت در تحقق توافقات تجاری و سازگاری سیاسی اشاره کرد. پژوهشگران نتیجه گرفتند که در مسیر تحقق چندجانبه‌گرایی اقتصادی، باید ملاحظات

[1] Feasible Generalized Least Squares (FGLS)
[2] Analytic Hierarchy Process (AHP)

ژئوپلیتیکی و الزامات زیرساختی نیز مدنظر سیاست‌گذاران قرار گیرد تا پیوستن ایران به ائتلاف‌های منطقه‌ای منجر به بهره‌برداری مؤثر از فرصت‌های تجاری شود.

نتایج تحقیق «رسولی» و «فرزین‌وش» (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که در کشورهای نوظهور، علاوه‌بر متغیرهای کمّی رشد اقتصادی و نرخ بهره، هر دو متغیر کیفی امنیت اقتصادی و آزادی اقتصادی نقش معنادار و مثبت در تشکیل سرمایه دارند. در مقابل، در کشورهای درحال‌توسعه (ازجمله ایران) امنیت اقتصادی مهم‌تر از آزادی اقتصادی است و اثر آن بر سرمایه‌گذاری مستقیم و رشد اقتصادی برجسته‌تر است؛ به بیان دیگر، در این کشورها بدون تضمین امنیت اقتصادی، آزادی اقتصادی به تنهایی قادر به تحریک سرمایه‌گذاری نیست.

در مطالعهٔ «نصراللهی» و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از مدل تعادل جزئی SMART به بررسی آثار ایجاد موافقت‌نامهٔ تجارت ترجیحی[1] بین ایران و اتحادیهٔ اروپا در حوزهٔ محصولات کشاورزی پرداخته است. نتایج نشان‌داد کاهش تعرفه‌ها در دو سناریوی ۵۰ و ۱۰۰٪ موجب افزایش حجم تجارت و صادرات محصولات کشاورزی ایران به اروپا می‌شود. با توجه به میانگین بالاتر تعرفه‌های کشاورزی ایران نسبت به اتحادیه اروپا، واردات محصولات کشاورزی ایران بیشتر از صادرات آن افزایش‌یافته و درنتیجه تراز تجاری منفی‌تر خواهد شد؛ هم‌چنین بیشترین دسترسی ایران به بازار کشورهای عضو شامل: آلمان، ایتالیا، هلند، فرانسه، انگلستان و ایرلند است.

همان‌گونه که بیان شد، در ایران نیز پژوهش‌های متعددی دربارهٔ همگرایی اقتصادی انجام شده است. مجاوریان و زاهدی‌تجنکی (۱۴۰۳) نشان‌دادند که شاخص‌های حکمرانی می‌توانند اثر منفی بر صادرات کشاورزی داشته باشند و فساد در برخی موارد نقش تسهیل‌کننده ایفا کند. نجاتی و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از مدل پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی، کاهش تعرفه‌های ایران و اتحادیه اوراسیا را بررسی کردند و دریافتند که به‌دلیل سطح بالای تعرفه‌های اولیه ایران، رفاه کشور کاهش می‌یابد. صبری و رسولی‌نژاد (۱۴۰۰) نیز با رویکردی توصیفی، همکاری ایران با اوراسیا را نسبت به شانگهای اولویت‌دار دانستند. هم‌چنین نتایج رسولی و فرزین‌وش (۱۳۹۳) بر اهمیت امنیت اقتصادی در جذب سرمایه‌گذاری و مطالعهٔ نصراللهی و همکاران (۱۳۹۱) بر پیامدهای منفی تراز تجاری در توافق ترجیحی ایران و اروپا تأکید داشت.

باوجود ارزش این مطالعات، سه کاستی مشترک آن‌ها قابل‌توجه است؛ نخست، تمرکز بر پیمان‌های منطقه‌ای و غفلت از بلوک‌های فرامنطقه‌ای مانند بریکس پلاس؛ دوم، استفادهٔ محدود از مدل‌های چندمنطقه‌ای تعادل عمومی؛ و سوم، کم‌توجهی به تعامل میان بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. پژوهش حاضر با رفع این کاستی‌ها می‌کوشد تصویری جامع‌تر از پیامدهای عضویت ایران در بریکس پلاس ارائه کند؛ به‌عبارت دیگر، مرور پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که مطالعات خارجی، به‌ویژه در چارچوب مدل پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی، بیشتر بر شبیه‌سازی اثرات آزادسازی تجاری در مقیاس جهانی متمرکز بوده و کمتر شرایط خاص ایران را مدنظر قرار داده‌اند. در مقابل، پژوهش‌های داخلی عمدتاً پیامدهای عضویت ایران در پیمان‌های منطقه‌ای مانند اتحادیه اقتصادی اوراسیا یا سازمان همکاری شانگهای را بررسی کرده‌اند. با این‌حال، تاکنون مطالعه‌ای جامع دربارهٔ آثار عضویت ایران در بریکس پلاس و پیامدهای آن برای شاخص‌های کلان اقتصادی کشور انجام نشده است. افزون‌بر این، اغلب تحقیقات پیشین بر رویکردهای تک‌منطقه‌ای یا تک‌بخشی تکیه داشته‌اند و ارتباط میان بخش‌های مختلف اقتصاد

[1] PTA

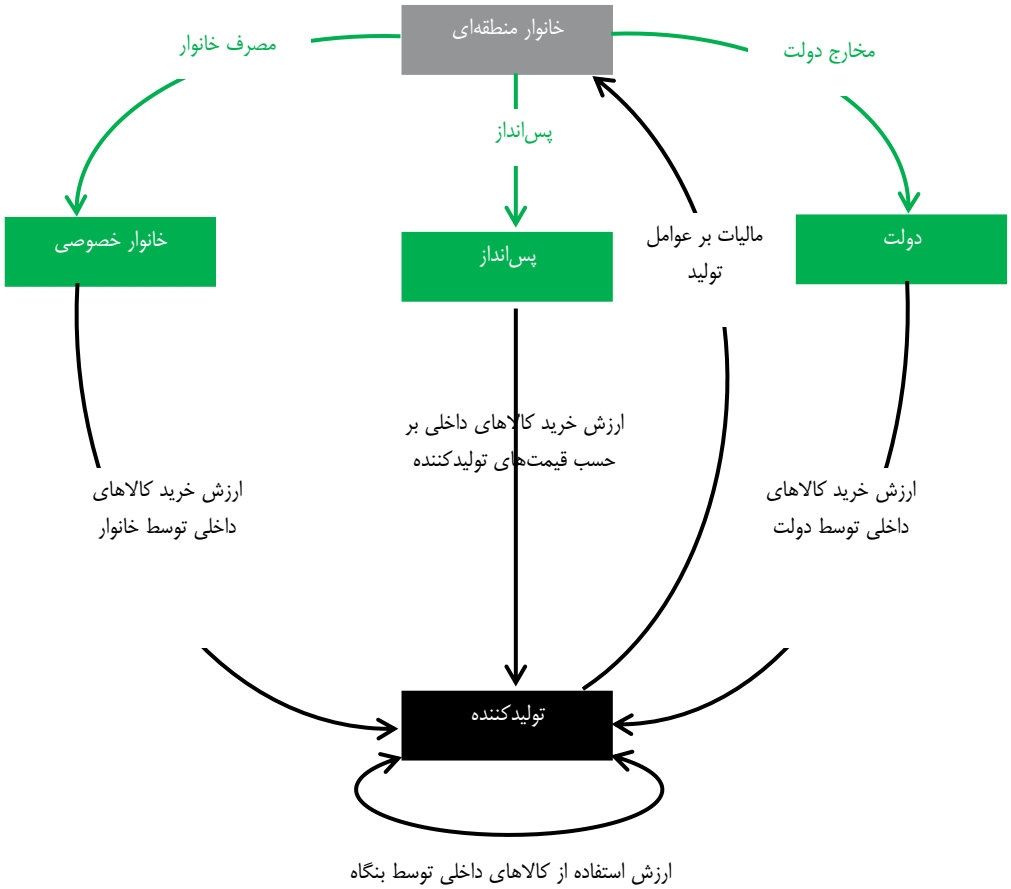
و اثرات تعاملی تجارت خارجی را کمتر موردتوجه قرار داده‌اند؛ درحالی‌که مدل تعادل عمومی چندمنطقه‌ای با توانایی در نمایش پیوندهای متقابل میان کشورها و بخش‌های اقتصادی، می‌تواند تصویری دقیق‌تر و واقع‌بینانه‌تر از پیامدهای سیاستی ارائه دهد. بر این‌اساس، جای خالی پژوهشی که با چنین رویکردی آثار عضویت ایران در بریکس پلاس را به‌طور نظام‌مند تحلیل کند، هم‌چنان محسوس است و تحقیق حاضر دقیقاً در راستای پر کردن این شکاف طراحی شده است.

۳. روش پژوهش

در این پژوهش به‌منظور بررسی آثار آزادسازی تجاری در سناریوهای مختلف بین کشورهای عضو بریکس پلاس بر شاخص‌های توسعهٔ اقتصادی ایران (ازجمله تولید ناخالص داخلی، درآمد خانوارها، نرخ تورم و رفاه کل)، از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه چندمنطقه‌ای و داده‌های پایگاه اطلاعاتی پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی استفاده می‌شود. مدل پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی یک مدل تعادل عمومی چندمنطقه‌ای است که فعالیت‌های اقتصادی جهان را در قالب بخش‌ها، مناطق و عوامل تولید مختلف شبیه‌سازی می‌کند. این مدل، روابط اقتصادی را در دو دستهٔ معادلات اصلی پوشش می‌دهد: ۱. روابط حسابداری که توازن درآمد و هزینه‌ها را در اقتصاد تضمین می‌کند؛ ۲. معادلات رفتاری که مبتنی‌بر نظریهٔ اقتصاد خرد بوده و رفتار بهینه‌سازی عوامل اقتصادی (مانند توابع تقاضا) را بیان می‌کند. از آنجا که ساختار کامل مدل پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی شامل تعداد زیادی معادله است، برای درک بهتر ابتدا یک مدل ساده‌تر از اقتصاد بستهٔ یک‌ناحیه‌ای معرفی می‌شود و سپس گام‌به‌گام به سمت مدل اقتصاد چندناحیه‌ای باز حرکت می‌کنیم.

۳-۱. اقتصاد بستهٔ یک‌ناحیه‌ای بدون دخالت دولت

نقطهٔ آغاز در پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی، یک خانوار منطقه‌ای است که تمامی درآمدهای ایجادشده در اقتصاد را دریافت می‌کند و آن را در قالب سه جزء اصلی تقاضای نهایی (مخارج خانوار خصوصی، مخارج دولت و پس‌اندازها) مصرف می‌نماید. بر این‌اساس، مفهوم پایهٔ مدل در شکل زیر نمایش داده شده است:



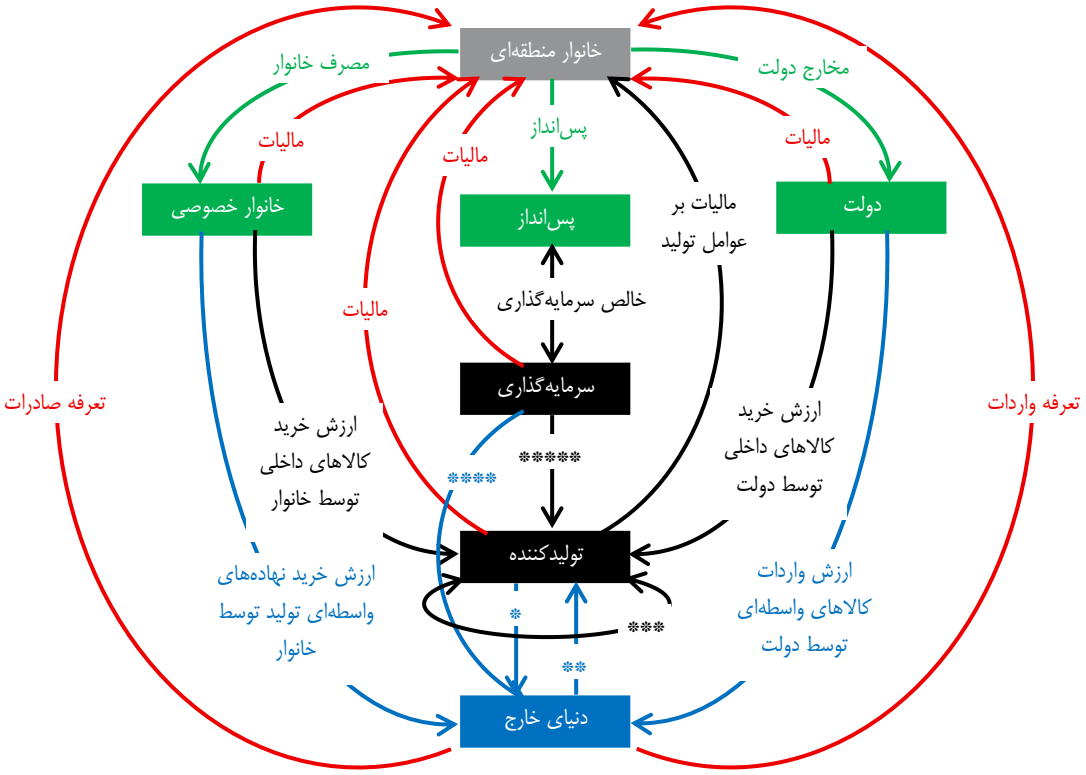
شکل ۱: اقتصاد بسته یک ناحیه‌ای بدون دخالت دولت

Fig. 1: The structure of a closed single-region economy without government intervention.

در این چارچوب، تولیدکنندگان با استفاده از عوامل اولیه (نیروی کار، سرمایه، زمین و منابع طبیعی) محصول تولید می‌کنند و ارزش‌افزودهٔ آن را به خانوارها بازمی‌گردانند؛ از سوی دیگر، خانوار منطقه‌ای کل درآمد خود را میان سه بخش یادشده تخصیص می‌دهد. این بستار استاندارد پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی تضمین می‌کند که هیچ عاملی بیش از درآمد خود هزینه نکند.

۳-۲. اقتصاد چندناحیه‌ای – جریان مدور

در مرحلهٔ بعد، برای نزدیک شدن به واقعیت اقتصاد جهانی، محدودیت اقتصاد بسته کنار گذاشته شده و بخش تجارت خارجی به مدل افزوده می‌شود. در این حالت، هر منطقه علاوه‌بر تعاملات داخلی، با سایر مناطق نیز درگیر مبادلات تجاری است. تولیدکنندگان علاوه‌بر استفاده از نهاده‌های داخلی، بخشی از نهاده‌ها را وارد می‌کنند و ازسوی دیگر بخشی از محصولات خود را صادر می‌نمایند.



* ارزش استفاده از عوامل تولید
** ارزش صادرات نهایی کالاها به بازار جهانی
*** ارزش استفاده از کالاهای داخلی توسط بنگاه
**** ارزش واردات کالاهای واسطه‌ای توسط بنگاه
***** ارزش خرید کالاهای داخلی برای سرمایه‌گذاری، بر حسب قیمت‌های تولیدکننده

شکل ۲: اقتصاد چند ناحیه‌ای – جریان مدور.

Fig. 2: The circular flow of a multiregional economy.

در این الگو، جریان‌های واردات و صادرات همراه با مالیات‌های مربوط به آن در حسابداری کلان اقتصاد باز لحاظ می‌شوند؛ بدین‌ترتیب، مدل پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی قادر است اثرات سیاست‌های تجاری (مانند کاهش تعرفه‌ها) را بر تمامی بخش‌های اقتصادی و رفاه منطقه‌ای شبیه‌سازی نماید (محمودی، ۱۳۹۴).

مدل مورداستفاده در این پژوهش برمبنای چارچوب استاندارد پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی توسعه یافته است. این چارچوب در کتاب مرجع «هرتل»[1] (۱۹۹۷) معرفی و به‌صورت گرافیکی و آموزشی تشریح شده و در ادامه، «بروکمیر»[2] (۲۰۰۱) با ارائه نمایشی ساده‌تر، درک ساختار مدل را تسهیل کرده است. در ایران نیز منابع آموزشی نظیر محمودی (۱۳۹۴) این مدل را بازنمایی کرده‌اند و مبنای کاربرد آن در مطالعات داخلی قرار داده‌اند. افزون‌بر

[1] Hertel
[2] Brockmeier

این، آگویار[1] و همکاران (۲۰۱۹) مستندات فنی نسخه‌های جدید پایگاه داده پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی را ارائه کرده‌اند که در بسیاری از مطالعات اخیر سیاست‌های تجاری به‌کار رفته است؛ از این‌رو، روش‌شناسی این پژوهش نیز در امتداد همین ادبیات قرار دارد و متناسب‌سازی فروض با ساختار اقتصاد ایران، آثار عضویت در بریکس پلاس و کاهش تعرفه‌های تجاری را بر شاخص‌های کلان اقتصادی ایران ارزیابی می‌کند.

۳-۳. تحلیل حساسیت

جدول ۱: تحلیل حساسیت سیستماتیک[2] (درصد) (منبع: یافته‌های تحقیق)

Tab. 1: Results of the systematic sensitivity analysis (percent).

متغیر	مقدار پایه	میانگین حساسیت[3] ±۱۰	انحراف معیار[4]	ضریب تغییرات[5]
تولید ناخالص داخلی	۰.۸۰	۰.۸۰	۰.۰۲	۲.۵۰
درآمد خانوار	۰.۷۳	۰.۷۳	۰.۰۳	۴.۱۱
نرخ تورم	−۱.۴۵	−۱.۴۵	۰.۰۱	۰.۶۹
رفاه کل[6]	۰.۶۳	۰.۶۳	۰.۰۲۷	۴.۳۶

به‌منظور سنجش استحکام نتایج، تحلیل حساسیت پارامتریک نسبت به شش پارامتر کلیدی (کشش جانشینی بین کالاهای داخلی و ترکیب واردات[7]، کشش جانشینی در بالای ساختار تولید بین ارزش‌افزوده و مصرف میانی[8]، کشش جانشینی بین عناصر تشکیل‌دهندهٔ ارزش‌افزوده[9]، کشش تبدیلی برای عوامل متحرک[10]، پارامتر گسترش/درآمد در تابع تقاضای الگوی تفاوت کشش ثابت[11]، پارامتر جانشینی در تابع تقاضای الگوی تفاوت کشش ثابت[12]) انجام شد. پارامترها به‌صورت ±۱۰٪ حول مقدار پایه تغییر داده شدند و اثرات آن‌ها بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درآمد واقعی خانوار، سطح عمومی قیمت‌ها و رفاه معادل هیکس محاسبه گردید.

نتایج نشان‌داد که جهت اثرات سیاستی در تمامی موارد پایدار باقی می‌ماند و تنها شدت آثار، تغییرات جزئی دارد. به‌طور مشخص، ضریب تغییرات در همهٔ متغیرها کمتر از ۵٪ بوده است. این موضوع نشان‌دهندهٔ آن است که نتایج پژوهش نسبت به فروض پارامتری از پایداری و اطمینان‌پذیری مناسبی برخوردارند و به مقادیر خاص پارامترها وابسته نیستند.

به بیان دیگر، حتی با تغییر در مفروضات کلیدی مدل، یافته‌های اصلی مبنی‌بر افزایش تولید ناخالص داخلی و

---

[1] Aguiar
[2] Systematic Sensitivity Analysis (SSA)
[3] Mean
[4] Standard deviation (sd)
[5] Coefficient of Variation (CV) = sd/mean
[6] بر حسب درصدی از تولید ناخالص داخلی پایه؛ معادل ۲,۷۵۶ میلیون دلار
[7] ESUBD
[8] ESUBT
[9] ESUBVA
[10] ETRAE
[11] INCPAR
[12] SUBPAR

درآمد خانوار، کاهش سطح قیمت‌ها و بهبود رفاه اقتصادی، به‌طور معناداری حفظ می‌شوند. این موضوع، اعتبار نتایج و قابلیت اتکای آن‌ها برای تحلیل سیاستی را تقویت می‌کند.

۳-٤. پیاده‌سازی در مطالعهٔ حاضر

براساس چارچوب معرفی‌شده، در این پژوهش از داده‌های نسخهٔ ۱۰ پایگاه پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی با سال پایهٔ ۲۰۱۴م. استفاده شده است. داده‌ها برای سادگی و در عین حال حفظ جامعیت، در سه بخش اصلی اقتصاد شامل کشاورزی، صنعت و خدمات و نیز پنج عامل تولید (نیروی‌کار ماهر، نیروی‌کار غیرماهر، سرمایه، زمین و منابع طبیعی) تجمیع گردیده‌اند.

در بُعد جغرافیایی، مدل شامل ۱۰ کشور –ایران و سایر اعضای بریکس پلاس، یعنی: برزیل، روسیه، هند، چین، آفریقای جنوبی، اندونزی، امارات متحده عربی، مصر و اتیوپی– و سه منطقهٔ –ایران، سایر کشورهای عضو بریکس پلاس و سایر کشورهای جهان– است؛ بدین‌ترتیب، ساختار مدل امکان ارزیابی تعاملات اقتصادی ایران با تمامی شرکای کلیدی خود در بریکس پلاس را فراهم می‌آورد.

نرم‌افزار ران‌جیتپ[1] با استفاده از داده‌های سال پایه و مکانیزم کالیبراسیون درونی، ابتدا اقتصاد جهان و ایران را بازتولید کرده و سپس شوک‌های سیاستی تعریف‌شده (کاهش متقابل تعرفه‌های تجاری ایران و اعضای بریکس پلاس) را شبیه‌سازی می‌کند. از این‌منظر، مدل مورداستفادهٔ یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر مقایسه‌ای ایستا است که تغییرات متغیرهای کلان را نسبت به مقادیر واقعی سال پایه محاسبه و گزارش می‌کند.

مدل مورداستفاده در این پژوهش یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر چندمنطقه‌ای مبتنی‌بر پایگاه داده پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی نسخهٔ ۱۰ است که ساختار آن براساس مشخصات استاندارد این پروژه تعریف شده است. بلوک‌های اصلی مدل شامل: خانوارها، بنگاه‌ها، دولت، بخش خارجی و سرمایه‌گذاری هستند که تعامل آن‌ها شرایط تعادل عمومی را شکل می‌دهد.

در بخش تولید، بنگاه‌ها از تابع تولید جانشینی با کشش ثابت[2] استفاده می‌کنند که امکان جایگزینی میان عوامل مختلف تولید (نیروی‌کار ماهر، نیروی‌کار غیرماهر، سرمایه، زمین و منابع طبیعی) را فراهم می‌سازد.

در بخش مصرف، خانوارها تابع مطلوبیت الگوی تفاوت کشش ثابت[3] را دنبال می‌کنند که انعطاف لازم برای تغییر الگوهای مصرف در واکنش به تغییر قیمت‌ها و درآمد را فراهم می‌آورد.

در تجارت خارجی، رهیافت «آرمینگتون»[4] (۱۹۶۹) به‌کار گرفته شده است که کالاهای داخلی و وارداتی را متمایز درنظر می‌گیرد. ازسوی دیگر، تولیدکنندگان با استفاده از تابع کشش تبدیلی ثابت[5] میان عرضه به بازار داخلی و صادرات تخصیص بهینه انجام می‌دهند.

ویژگی مهم این مدل آن است که با ترکیب داده‌های واقعی تجارت، تولید، تعرفه و حساب‌های ملی، ضمن

---

[1] RunGTAP
[2] CES
[3] Constant Difference of Elasticities (CDE)
[4] Armington
[5] Constant Elasticity of Transformation (CET)

بازتولید وضعیت موجود (سال پایهٔ ۲۰۱۴)، قادر به شبیه‌سازی پیامدهای شوک‌های سیاستی در قالب تغییرات تولید ناخالص داخلی، درآمد خانوارها، سطح عمومی قیمت‌ها و رفاه کل می‌باشد.

در مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر ملی معمولاً لازم است پارامترها با استفاده از جداول داده‌های اجتماعی[1] کالیبره شوند یا ازطریق برآورد اقتصادسنجی به‌دست آیند. با این‌حال، در این پژوهش به دلیل استفاده از پایگاه داده پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی نسخهٔ ۱۰، بخش عمده‌ای از پارامترها (مانند: کشش‌های جانشینی، سهم‌های مصرف و درآمدی، و ضرایب فنی تولید) پیش‌تر توسط تیم پژوهشی پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی براساس شواهد تجربی جهانی تخمین و معتبرسازی شده‌اند.

بنابراین، وظیفه اصلی این مطالعه نه برآورد مجدد پارامترها، بلکه به‌کارگیری مقادیر موجود و معتبرسازی‌شده برای شبیه‌سازی سناریوهای سیاستی است. این مزیت سبب می‌شود که تمرکز پژوهش بر تحلیل پیامدهای سیاستی باشد و نه بر تخمین‌های اولیهٔ پارامترها.

برای افزایش اطمینان‌پذیری نتایج، یک تحلیل حساسیت محدود انجام شد؛ بدین‌ترتیب که کشش‌های کلیدی در دامنهٔ ±۱۰٪ تغییر داده شدند. نتایج این آزمون نشان‌داد که جهت اثرات پایدار باقی‌مانده و تنها شدت کمّی آن دستخوش تغییر شده است. این موضوع بیانگر آن است که یافته‌های پژوهش نسبت به فروض پارامتری از درجهٔ استحکام مناسبی برخوردارند.

شوک‌های سیاستی تعریف‌شده در این پژوهش به‌صورت کاهش تدریجی و متقابل تعرفه‌های تجاری میان ایران و سایر اعضای بریکس پلاس طراحی شده‌اند. در این چارچوب، ۱۰ سناریوی جداگانه درنظر گرفته شد که شامل کاهش ۱۰، ۲۰، ۳۰، ... تا ۱۰۰٪ نرخ‌های تعرفه‌ای می‌باشند.

برای پیاده‌سازی، شوک‌ها مستقیماً در ماتریس نرخ‌های تعرفهٔ پایگاه داده پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی اعمال گردید و نرم‌افزار ران‌جیتپ پیامدهای آن‌ها را بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران شبیه‌سازی کرد. در این فرآیند، نتایج سال پایهٔ مدل (۲۰۱۴) به‌عنوان نقطهٔ مرجع درنظر گرفته شد و تغییرات متغیرها نسبت به این وضعیت پایه گزارش گردید.

درنهایت، چهار متغیر کلیدی به‌عنوان خروجی اصلی شبیه‌سازی‌ها انتخاب شدند؛ ۱. تولید ناخالص داخلی واقعی، ۲. درآمد خانوارها، ۳. نرخ تورم (سطح عمومی قیمت‌ها)، ۴. رفاه کل (براساس تغییر معادل). این متغیرها برای تمامی سناریوهای کاهش تعرفهٔ تجاری استخراج و تحلیل گردیدند تا تصویری جامع از پیامدهای عضویت ایران در بریکس پلاس ارائه شود.

٤. شاخص‌های کلان اقتصادی و الگوهای تجاری ایران و بریکس پلاس

٤-١. توصیف آماری کشورهای عضو بریکس پلاس

براساس آخرین آمار بانک جهانی (۲۰۲۴)، کشورهای عضو بریکس پلاس از منظر شاخص‌های جمعیتی و اقتصادی، ناهمگونی قابل‌توجهی را به‌نمایش می‌گذارند. ازنظر جمعیت، هند با بیش از یک‌میلیارد و ۴۵۱میلیون نفر

[1] Social Accounting Matrix (SAM)

پرجمعیت‌ترین کشور این گروه محسوب می‌شود، درحالی‌که امارات متحده عربی با حدود ۱۱میلیون نفر کمترین جمعیت را دارد. ایران با جمعیتی نزدیک به ۹۲ میلیون نفر در جایگاهی میانه قرار گرفته است؛ جایگاهی که می‌تواند از منظر بازار مصرف و نیروی کار مزیتی نسبی برای آن ایجاد کند.

جدول ۲: مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی کشورهای بریکس پلاس (بانک جهانی، ۲۰۲٤).

Tab. 2: Major economic indicators of BRICS Plus countries.

کشور	جمعیت (میلیون نفر)	تولید ناخالص داخلی (میلیون دلار)	رشد تولیدناخالص داخلی (درصد)	نرخ تورم (درصد)	صادرات کالا و خدمات به GDP (درصد)	واردات کالا و خدمات به GDP (درصد)
چین	۱.۴۰۲	۱۸.۷۴۳.۸۰۳	۴/۹۸	۰/۲۲	۲۰/۰۲	۱۷/۱۸
هند	۱.۴۵۱	۳.۹۱۲.۶۸۶	۶/۴۸	۴/۹۵	۲۱/۱۸	۲۳/۴۹
برزیل	۲۱۲	۲.۱۷۹.۴۱۲	۳/۴۰	۴/۳۷	۱۸/۰۱	۱۷/۵۲
روسیه	۱۴۴	۲.۱۷۳.۸۳۶	۴/۳۴	۶/۶۹	۲۱/۹۲	۱۷/۵۹
اندونزی	۲۸۳	۱.۳۹۶.۳۰۰	۵/۰۳	۳/۶۷	۲۲/۱۸	۲۰/۳۹
امارات متحده عربی	۱۱	۵۳۷.۰۷۸	۳/۷۶	۱/۶۶	۱۰۸/۶۱	۹۳/۷۲
ایران	۹۲	۴۳۶.۹۰۶	۳/۰۴	۳۲/۴۶	۲۲/۹۰	۲۶/۸۲
آفریقای‌جنوبی	۶۴	۴۰۰.۲۶۱	۰/۵۸	۴/۳۶	۳۱/۸۵	۲۹/۸۵
مصر	۱۱۷	۳۸۹.۰۶۰	۲/۴۰	۲۸/۲۷	۱۶/۳۸	۲۳/۲۲
اتیوپی	۱۳۲	۱۲۶.۷۷۳	۷/۳۲	۲۱/۰۴	۵/۵۵	۱۱/۷۶

از منظر تولید ناخالص داخلی، چین با ۱۸,۷۴۳میلیارد دلار جایگاه نخست را درمیان اعضا به خود اختصاص داده و به‌همراه هند، موتور اصلی رشد اقتصادی این گروه به‌شمار می‌رود. در مقابل، اتیوپی با تنها ۱۲۶میلیارد دلار در انتهای این طیف قرار دارد. ایران نیز با تولید ناخالص داخلی حدود ۴۳۷میلیارد دلار در رتبهٔ هفتم ایستاده است. این جایگاه نشان می‌دهد که ایران از نظر اندازهٔ اقتصاد، اگرچه فاصلهٔ قابل‌توجهی با قدرت‌های بزرگی هم‌چون: چین، هند و برزیل دارد، اما همچنان یکی از اقتصادهای متوسط رو به بالا درمیان اعضا به‌شمار می‌رود و در صورت بهره‌برداری از ظرفیت‌های بریکس پلاس می‌تواند جایگاه منطقه‌ای خود را تقویت کند.

روند رشد اقتصادی در کشورهای عضو نیز الگوهای متفاوتی را نشان می‌دهد. اتیوپی با ۷.۳۲٪ و هند با ۶.۴۸٪، بالاترین نرخ رشد را دارند، درحالی‌که آفریقای جنوبی و مصر با رشد نزدیک به صفر، در زمرهٔ کم‌تحرک‌ترین اقتصادهای گروه قرار می‌گیرند. ایران با رشد ۳.۰۴٪ در میانهٔ طیف قرار گرفته است، اما با توجه به ظرفیت‌های بالقوهٔ اقتصادی، این میزان رشد نشان‌دهندهٔ عملکردی کمتر از سطح انتظار است.

از سوی دیگر، شاخص تورم بیانگر شکنندگی اقتصاد برخی از کشورهاست. چین و امارات با تورم پایین (به‌ترتیب ۰.۲۲ و ۱.۶۶٪) ثبات پولی بالایی را تجربه کرده‌اند، درحالی‌که ایران با تورم ۳۲.۴۶٪ و مصر با ۲۸.۲۷٪ در زمرهٔ پرریسک‌ترین اقتصادهای گروه قرار دارند. برای ایران، این موضوع یک چالش جدی در مسیر بهره‌مندی از مزایای

عضویت در بریکس پلاس است، چراکه بی‌ثباتی قیمت‌ها می‌تواند جذابیت تجارت و سرمایه‌گذاری خارجی را کاهش دهد.

سهم تجارت خارجی از تولید ناخالص داخلی نیز ناهمگونی عمیقی را نشان می‌دهد. امارات متحدهٔ عربی با نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی بیش از ۱۰۸٪ و واردات به تولید ناخالص داخلی نزدیک به ۹۴٪، نمونه‌ای از اقتصادی با وابستگی شدید به تجارت خارجی است. در نقطهٔ مقابل، اتیوپی با سهم بسیار پایین صادرات (۵.۵۵٪) و واردات (۱۱.۷۶٪) از تولید ناخالص داخلی، اقتصادی تقریباً درون‌گرا به‌شمار می‌رود. ایران در این شاخص‌ها در جایگاهی میانه قرار دارد؛ به‌طوری‌که سهم صادرات از تولید ناخالص داخلی برابر ۲۲.۹٪ و سهم واردات ۲۶.۸٪ است. این سطح از باز بودن تجاری، از یک‌سو امکان افزایش همگرایی با اعضای بریکس پلاس را فراهم می‌آورد؛ اما از سوی دیگر، ساختار صادراتی ایران که وابسته به انرژی است، نشان می‌دهد که بدون تنوع‌بخشی به صادرات، این مزیت پایدار نخواهد بود.

به‌طورکلی، مقایسهٔ شاخص‌های اقتصادی نشان می‌دهد که بریکس پلاس ترکیبی از اقتصادهای بزرگ، نوظهور و شکننده است. برای ایران، این وضعیت دو پیامد اصلی دارد؛ نخست آن‌که، تنوع اقتصادی و جمعیتی درمیان اعضا، فرصت‌های گسترده‌ای برای گسترش بازارها، جذب سرمایه و انتقال فناوری ایجاد می‌کند. دوم آن‌که، اختلافات شدید در ثبات اقتصاد کلان و سیاست‌های مالی و پولی می‌تواند مانعی جدی در مسیر همگرایی عمیق‌تر باشد؛ بنابراین، ایران برای بهره‌برداری مؤثر از ظرفیت‌های عضویت در بریکس پلاس، ناگزیر است اصلاحاتی اساسی در حوزهٔ کنترل تورم، بهبود محیط کسب‌وکار و متنوع‌سازی صادرات انجام دهد. چنین اقداماتی نه‌تنها جایگاه ایران را در گروه ارتقا می‌دهد، بلکه امکان بهره‌گیری پایدار از مزایای این بلوک اقتصادی را نیز فراهم خواهد ساخت.

٤-۲. ترکیب اقلام وارداتی ایران از کشورهای عضو بریکس

براساس داده‌های مرکز تجارت بین‌الملل (۲۰۲۴)، کل واردات ایران در سال ۲۰۲۴م. حدود ۲۳.۲میلیارد دلار بوده که از این‌میان، بیش از ۱۳.۲میلیارد دلار (معادل ۵۷٪) از کشورهای عضو بریکس تأمین شده است. این سهم بالا نشان‌دهندهٔ جایگاه راهبردی بریکس در تأمین نیازهای وارداتی ایران است؛ به‌ویژه آن‌که بسیاری از این اقلام جزو کالاهای اساسی و استراتژیک محسوب می‌شوند.

جدول ۳: اقلام وارداتی ایران از کشورهای بریکس و جهان به ترتیب بیشترین ارزش دلاری مبادله‌شده (مرکز تجارت بین‌الملل، ۲۰۲٤).

Tab. 3: Iran's import products from BRICS countries and the world, ranked by descending trade value (USD).

کد ISIC	کالا	واردات از بریکس (میلیون‌دلار)	کل واردات (میلیون‌دلار)	سهم بریکس از کل واردات (درصد)
۸۴	راکتورهای هسته‌ای، دیگ‌های بخار، ماشین‌آلات و دستگاه‌های مکانیکی؛ اجزاء و قطعات آن‌ها	۱.۹۷۱	۳.۵۱۷	۵۶

۸۷	وسایل نقلیه غیر از راه آهن یا تراموا و قطعات و لوازم جانبی آن‌ها	۱.۶۸۱	۱.۹۳۳	۸۷
۱۰	غلات	۱.۶۳۱	۱.۹۱۵	۸۵
۸۵	ماشین‌آلات و تجهیزات الکتریکی و قطعات آن‌ها؛ دستگاه‌های ضبط و پخش صدا و تصویر (تلویزیون و ...)	۱.۰۴۷	۱.۴۳۲	۷۳
۱۲	دانه‌های روغنی و میوه‌های دانه‌دار روغنی؛ دانه‌ها و میوه‌های متفرقه؛ دانه‌ها و میوه‌های صنعتی یا دارویی؛ کاه و علوفه	۱.۰۴۲	۱.۴۵۸	۷۱
۲۳	تفاله‌ها و ضایعات صنایع غذایی؛ خوراک آماده دام	۹۸۴	۱.۲۰۳	۸۲
۷۱	مروارید طبیعی یا پرورشی، سنگ‌های قیمتی یا نیمه‌قیمتی، فلزات گران‌بها، فلزات روکش‌شده با فلزات گران‌بها و مصنوعاتشان؛ سکه	۴۹۲	۵۱۳	۹۶
۱۷	قند و شیرینی‌جات	۴۲۷	۴۵۵	۹۴
۵۴	رشته‌های مصنوعی؛ نوارها و اجناس مشابه از مواد نساجی مصنوعی	۳۵۷	۴۱۰	۸۷
۳۹	پلاستیک و مصنوعات از آن	۳۳۰	۶۲۱	۵۳
۷۲	آهن و فولاد	۳۰۹	۳۷۷	۸۲
۷۳	مصنوعات از آهن یا فولاد	۲۷۲	۳۶۷	۷۴
۲۹	مواد شیمیایی آلی	۲۰۸	۳۵۵	۵۹
۹۰	ابزار و وسایل نوری، عکاسی، سینماتوگرافی، اندازه‌گیری، کنترل، دقت، پزشکی یا جراحی؛ اجزاء و لوازم آن‌ها	۱۹۷	۱.۱۲۲	۱۸
۹۴	مبلمان؛ کالای خواب (تشک، کوسن و نظایر آن)؛ چراغ‌ها و لامپ‌های روشنایی؛ سازه‌های پیش‌ساخته	۱۸۱	۲۰۳	۸۹
۴۰	کائوچو و مصنوعات از آن	۱۷۰	۲۶۳	۶۵
۵۵	الیاف مصنوعی (استیپل)	۱۲۹	۳۵۹	۳۶
۷۰	شیشه و مصنوعات شیشه‌ای	۱۲۱	۱۳۵	۸۹
۴۸	کاغذ و مقوا؛ مصنوعات از خمیر کاغذ، کاغذ یا مقوا	۱۰۷	۲۳۹	۴۵
۳۸	محصولات شیمیایی متفرقه	۱۰۳	۳۸۹	۲۶
۶۰	پارچه‌های بافتنی یا قلاب‌بافی‌شده	۱۰۱	۱۱۰	۹۲
۷۶	آلومینیوم و مصنوعات از آن	۱۰۰	۱۲۹	۷۸
۰۹	قهوه، چای، ماته و ادویه جات	۹۵	۲۲۳	۴۳
۸۲	ابزارها، وسایل و قاشق و چنگال از فلزات معمولی؛ اجزاء آن‌ها از فلزات معمولی	۸۳	۱۱۲	۷۴
۸۳	مصنوعات متفرقه از فلزات معمولی	۷۴	۱۱۱	۶۶
...	...	...	...	...
TOTAL	**کل کالاها / کل واردات**	**۱۳.۲۲۰**	**۲۳.۱۸۹**	۵۷

درمیان گروه‌های کالایی، سه بخش اصلی یعنی ماشین‌آلات و تجهیزات مکانیکی (کد ۸۴) با ۱.۹۷ میلیارد دلار (۵۶٪ از کل واردات این گروه)، وسایل‌نقلیه غیر ریلی و قطعات آن‌ها (کد ۸۷) با ۱.۶۸میلیارد دلار (۸۷٪)، و غلات (کد ۱۰) با ۱.۶۳ میلیارد دلار (۸۵٪) بیشترین حجم واردات ایران از بریکس را به خود اختصاص داده‌اند. این ترکیب نشان می‌دهد که ایران در حوزهٔ تأمین کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای موردنیاز صنایع، و هم‌چنین در زمینهٔ محصولات اساسی غذایی، وابستگی بالایی به کشورهای بریکس دارد.

همچنین، برخی گروه‌های کالایی دیگر نظیر ماشین‌آلات و تجهیزات الکتریکی (کد ۸۵) با سهم ۷۳٪، دانه‌های روغنی (کد ۱۲) با سهم ۷۱٪، و تفاله‌ها و خوراک دام (کد ۲۳) با سهم ۸۲٪، جایگاه مهمی در سبد وارداتی ایران

از این کشورها دارند. نکتهٔ قابل‌توجه، وابستگی تقریباً کامل ایران به بریکس در برخی کالاهاست؛ برای نمونه، سنگ‌های قیمتی و فلزات گران‌بها (کد ۷۱) با ۹۶٪، قند و شیرینی‌جات (کد ۱۷) با ۹۴٪، منسوجات مصنوعی (کد ۵۴) با ۸۷٪ و شیشه و مصنوعات شیشه‌ای (کد ۷۰) با ۸۹٪ از کل واردات ایران، از کشورهای بریکس تأمین می‌شود.

این الگو نشان می‌دهد که بریکس نه‌تنها در تأمین کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای (مانند ماشین‌آلات و تجهیزات صنعتی) سهم قابل‌توجهی دارد، بلکه در حوزهٔ کالاهای مصرفی و کشاورزی نیز نقش محوری ایفا می‌کند. ازسوی دیگر، وابستگی شدید ایران به بریکس در برخی اقلام خاص، می‌تواند از منظر امنیت غذایی و صنعتی فرصتی برای کاهش ریسک‌های ناشی از تحریم‌ها فراهم آورد؛ با این‌حال، چنین تمرکزی از منظر تنوع‌بخشی تجاری می‌تواند تهدید بالقوه‌ای محسوب شود. به بیان دیگر، درحالی‌که بریکس با پوشش بخش قابل‌توجهی از نیازهای وارداتی ایران، به‌ویژه در کالاهای اساسی، مزیتی راهبردی ایجاد می‌کند، اتکای بیش از حد به این بلوک ممکن است ایران را در برابر نوسانات قیمتی، محدودیت‌های عرضه و تغییرات ژئوپولیتیکی آسیب‌پذیر سازد.

بنابراین، نتایج جدول نشان می‌دهد که بریکس درحال حاضر شریک تجاری کلیدی ایران در واردات است و هرگونه توسعهٔ روابط تجاری با این بلوک می‌تواند علاوه‌بر تقویت امنیت اقتصادی، به کاهش فشار ناشی از تحریم‌ها کمک کند. با این‌حال، سیاست‌گذاران ایران باید در کنار بهره‌گیری از ظرفیت‌های بریکس، به‌تدریج به‌سمت تنوع‌بخشی جغرافیایی شرکای تجاری و ارتقای تولید داخلی در کالاهای حساس حرکت کنند تا از آسیب‌پذیری‌های ناشی از تمرکز بیش از حد جلوگیری شود.

٤-۳- ترکیب اقلام صادراتی ایران به کشورهای عضو بریکس

براساس داده‌های مرکز تجارت بین‌الملل (۲۰۲۴)، کل صادرات ایران در سال ۲۰۲۴ حدود ۱۲.۷میلیارد دلار بوده که از این‌میان، نزدیک به ۴.۹میلیارد دلار (معادل ۳۹٪) به کشورهای عضو بریکس صادر شده است. این سهم نشان می‌دهد که بریکس جایگاه مهمی در بازارهای صادراتی ایران دارد؛ هرچند ترکیب اقلام صادراتی به این بلوک عمدتاً متمرکز بر مواد خام و کالاهای پایه است.

جدول ٤: اقلام صادراتی ایران به کشورهای بریکس و جهان به‌ترتیب بیشترین ارزش دلاری مبادله‌شده (مرکز تجارت بین‌لملل، ۲۰۲٤).

Tab. 4: Iran's export products to BRICS countries and the world, ranked by descending trade value (USD).

کد ISIC	کالا	صادرات به بریکس (میلیون‌دلار)	کل صادرات (میلیون‌دلار)	سهم بریکس از صادرات (درصد)
۳۹	پلاستیک و مصنوعات آن	۱۳۴۵	۲۳۱۹	۵۸
۲۶	سنگ معدن، سرباره و خاکستر	۱۲۳۱	۱۲۵۰	۹۸
۲۹	مواد شیمیایی آلی	۷۴۸	۸۲۲	۹۱
۰۸	میوه‌ها و مغزهای خوراکی؛ پوست مرکبات یا خربزه و هندوانه	۵۴۷	۱۲۸۹	۴۲
۲۵	نمک؛ گوگرد؛ خاک و سنگ؛ مواد گچ‌کاری، آهک و سیمان	۲۱۶	۴۲۱	۵۱

۷۶	آلومینیوم و مصنوعات از آن	۱۸۳	۶۶۸	۲۷
۷۲	آهن و فولاد	۱۴۹	۱۰۵۶	۱۴
۷۴	مس و مصنوعات آن	۱۲۶	۶۱۶	۲۰
۲۷	سوخت‌ها، روغن‌های معدنی و محصولات حاصل از تقطیر آن‌ها؛ مواد قیری؛ موم‌های معدنی	۹۸	۱۲۳۹	۸
۰۳	ماهی و سخت پوستان، نرم تنان و سایر بی‌مهرگان آبزی	۹۰	۱۴۱	۶۴
۷۹	روی و محصولات آن	۸۶	۳۴۱	۲۵
۲۸	مواد شیمیایی معدنی؛ ترکیبات آلی یا غیرآلی فلزات گران‌بها، عناصر خاکی کمیاب، رادیواکتیو یا ایزوتوپ‌ها	۴۳	۱۷۲	۲۵
۰۹	قهوه، چای، ماته و ادویه جات	۱۹	۱۳۶	۱۴
۷۸	سرب و مصنوعات از آن	۷	۲۰	۳۴
۷۰	شیشه و مصنوعات شیشه‌ای	۴	۱۰۸	۴
۵۷	فرش و سایر کف‌پوش‌های نساجی	۳	۶۸	۵
۱۳	لاک؛ صمغ‌ها و سایر شیره‌ها و عصاره‌های نباتی	۳	۲۸	۱۲
۳۱	کودها	۳	۱۴	۲۰
۹۷	آثار هنری، کلکسیونی و عتیقه‌ها	۳	۱۳	۱۹
۸۴	راکتورهای هسته‌ای، دیگ‌های بخار، ماشین‌آلات و دستگاه‌های مکانیکی؛ اجزاء و قطعات آن‌ها	۲	۲۰۵	۱
۸۷	وسایل نقلیه غیر از راه‌آهن یا تراموا و قطعات و لوازم جانبی آن‌ها	۲	۳۳	۶
۷	سبزیجات خوراکی، ریشه‌ها و غده‌ها	۱	۱۹۱	۱
۵۱	پشم، موهای ظریف یا خشن حیوانی؛ نخ و پارچه مویی	۱	۲	۷۴
۱۲	دانه‌های روغنی و میوه‌های دانه‌دار روغنی؛ دانه‌ها و میوه‌های متفرقه؛ گیاهان صنعتی یا دارویی؛ کاه و علوفه	۱	۲۱	۶
۲۰	فرآورده‌های سبزیجات، میوه‌ها، مغزها یا سایر قسمت‌های گیاهی	۱	۱۷۸	۱
TOTAL	**کل صادرات**	**٤.٩١٩**	**١٢.٧٣٤**	**۳۹**

درمیان اقلام صادراتی، سه گروه کالایی اصلی شامل: پلاستیک و مصنوعات آن (کد ۳۹) با ۱.۳۵میلیارد دلار (۵۸٪ از کل صادرات این گروه)، سنگ معدن و سرباره (کد ۲۶) با ۱.۲۳ میلیارد دلار (۹۸٪) و مواد شیمیایی آلی (کد ۲۹) با ۷۴۸ میلیون دلار (۹۱٪)، بیشترین ارزش صادراتی ایران به بریکس را به خود اختصاص داده‌اند. این ترکیب بیانگر آن است که بخش عمدهٔ صادرات ایران به بریکس برپایهٔ کالاهای معدنی و پتروشیمیایی قرار دارد که ارزش‌افزودهٔ نسبتاً پایین‌تری در مقایسه با کالاهای صنعتی و فناورانه دارند.

ازسوی دیگر، صادرات محصولات کشاورزی و غذایی نیز سهم قابل‌توجهی در تجارت با بریکس دارد؛ به‌عنوان نمونه، میوه‌ها و مغزهای خوراکی (کد ۸) با ۵۴۷ میلیون دلار (۴۲٪ از کل صادرات این گروه) و ماهی و سخت‌پوستان (کد ۳) با ۹۰ میلیون دلار (۶۴٪) در سبد صادراتی ایران جایگاه بالایی دارند. این امر نشان می‌دهد که علاوه‌بر بخش معدن و پتروشیمی، بخش کشاورزی و شیلات نیز توانسته‌اند در بازارهای بریکس موقعیت مناسبی کسب کنند.

با این‌حال، صادرات برخی اقلام صنعتی مانند: آلومینیوم و مصنوعات آن (کد ۷۶) با سهم ۲۷٪، مس و مصنوعات آن (کد ۷۴) با سهم ۲۰٪ و آهن و فولاد (کد ۷۲) با سهم ۱۴٪، هم‌چنان محدود باقی‌مانده است. به‌همین ترتیب، صادرات ایران در حوزهٔ کالاهای با فناوری بالا مانند: ماشین‌آلات و تجهیزات مکانیکی (کد ۸۴) و وسایل نقلیه (کد ۸۷) بسیار ناچیز است و سهمی کمتر از ۱ تا ۶٪ از کل صادرات این گروه‌ها را شامل می‌شود.

درمجموع، یافته‌ها نشان می‌دهد که هرچند بریکس یکی از مهم‌ترین مقاصد صادراتی ایران است و نزدیک به ۴۰٪ از کل صادرات کشور را به‌خود اختصاص می‌دهد، اما ترکیب کالاهای صادراتی ایران به این بلوک به‌شدت بر مواد خام، معدنی و پتروشیمی متمرکز است. این وابستگی بیانگر ضعف در تنوع‌بخشی به صادرات و کم‌عمقی در حضور ایران در زنجیرهٔ ارزش جهانی است؛ به‌عبارت دیگر، ایران بیشتر در جایگاه صادرکنندهٔ مواد اولیه به کشورهای بریکس قرار دارد تا تأمین‌کنندهٔ کالاهای صنعتی و فناورانه.

از منظر سیاست‌گذاری، این الگو فرصت و تهدید توأمان به‌همراه دارد؛ از یک‌سو بریکس بازاری مطمئن برای صادرات کالاهای پایهٔ ایران فراهم کرده و نقش مهمی در حفظ جریان ارزآوری کشور ایفا می‌کند، اما ازسوی دیگر، وابستگی بالا به صادرات مواد خام و سهم اندک کالاهای صنعتی می‌تواند مانع پایداری رشد صادرات در بلندمدت شود؛ بنابراین، تقویت زنجیرهٔ ارزش‌افزودهٔ داخلی و توسعهٔ صادرات کالاهای صنعتی و دانش‌بنیان به بازار بریکس می‌تواند راهبردی کلیدی برای ارتقای موقعیت ایران در این بلوک اقتصادی باشد.

٤-٤. نرخ تعرفهٔ واردات ایران از کشورهای عضو بریکس پلاس

براساس داده‌های مرکز تجارت بین‌الملل (۲۰۲۴)، نرخ تعرفهٔ واردات ایران از کشورهای عضو بریکس پلاس تفاوت چشمگیری میان گروه‌های کالایی مختلف دارد و از حداقل ۵.۰۳٪ برای سنگ معدن و سرباره (کد ۲۶) تا بیش از ۴۱٪ برای میوه‌ها و مغزهای خوراکی (کد ۰۸) در نوسان است. این پراکندگی بیانگر آن است که سیاست تجاری ایران در حوزهٔ تعرفه‌ای بیش از هر چیز در راستای حمایت از تولیدات داخلی کشاورزی و برخی صنایع مصرفی تنظیم شده است؛ درحالی‌که کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای که نقش مهمی در فرآیند تولید دارند، با نرخ‌های نسبتاً پایین‌تری مشمول تعرفه می‌شوند.

جدول ۵: نرخ تعرفهٔ واردات ایران از گروه بریکس پلاس (درصد)، (مرکز تجارت بین‌الملل).

Tab. 5: Import tariff rates imposed by Iran on imports from BRICS Plus countries (percent).

کد ISIC	کالا	نرخ تعرفه واردات ایران از بریکس پلاس (درصد)
۸۴	راکتورهای هسته‌ای، دیگ‌های بخار، ماشین‌آلات و دستگاه‌های مکانیکی؛ اجزاء و قطعات آن‌ها	۱۳.۴۲
۸۷	وسایل نقلیه غیر از راه آهن یا تراموا و قطعات و لوازم جانبی آن‌ها	۳۴.۶۴
۱۰	غلات	۸.۲۳
۳۹	پلاستیک و مصنوعات از آن	۱۲.۱۹
۲۶	سنگ معدن، سرباره و خاکستر	۵.۰۳
۸۵	ماشین‌آلات و تجهیزات الکتریکی و قطعات آن‌ها؛ دستگاه‌های ضبط و پخش صدا و تصویر (تلویزیون و ...)	۱۹.۱۶
۱۲	دانه‌های روغنی و میوه‌های دانه‌دار روغنی؛ دانه‌ها و میوه‌های متفرقه؛ دانه‌ها و میوه‌های صنعتی یا دارویی؛ کاه و علوفه	۸.۶۰
۲۳	تفاله‌ها و ضایعات صنایع غذایی؛ خوراک آماده دام	۱۵.۵۷
۲۹	مواد شیمیایی آلی	۷.۲۶
۰۸	میوه‌ها و مغزهای خوراکی؛ پوست مرکبات یا خربزه و هندوانه	۴۱.۸۹

۷۱	مروارید طبیعی یا پرورشی، سنگ‌های قیمتی یا نیمه‌قیمتی، فلزات گران‌بها، فلزات روکش‌شده با فلزات گران‌بها و مصنوعاتشان؛ سکه	۹.۳۹
۱۷	قند و شیرینی‌جات	۲۹.۹۴
۵۴	رشته‌های مصنوعی؛ نوارها و اجناس مشابه از مواد نساجی مصنوعی	۲۴.۶۶
۷۲	آهن و فولاد	۱۴.۵۶
۷۳	مصنوعات از آهن یا فولاد	۱۶.۵۳
۲۵	نمک؛ گوگرد؛ خاک و سنگ؛ مواد گچ‌کاری، آهک و سیمان	۵.۴۷
۹۰	ابزار و وسایل نوری، عکاسی، سینماتوگرافی، اندازه‌گیری، کنترل، دقت، پزشکی یا جراحی؛ اجزاء و لوازم آن‌ها	۱۰.۵۷
۷۶	آلومینیوم و مصنوعات از آن	۱۴.۵۱
۹۴	مبلمان؛ کالای خواب (تشک، کوسن و نظایر آن)؛ چراغ‌ها و لامپ‌های روشنایی؛ سازه‌های پیش‌ساخته	۴۰.۶۵
۴۰	کائوچو و مصنوعات از آن	۱۸.۳۲
۵۵	الیاف مصنوعی (استیپل)	۲۰.۳۳
۷۴	مس و مصنوعات آن	۶.۳۷
۷۰	شیشه و مصنوعات شیشه‌ای	۲۴.۹۰
۴۸	کاغذ و مقوا؛ مصنوعات از خمیر کاغذ، کاغذ یا مقوا	۱۳.۱۶
۳۸	محصولات شیمیایی متفرقه	۱۰.۰۳

به‌طور مشخص، میوه‌ها و مغزهای خوراکی (کد ۰۸) با تعرفهٔ ۴۱.۸۹٪، مبلمان و کالاهای خواب (کد ۹۴) با ۴۰.۶۵٪ و قند و شیرینی‌جات (کد ۱۷) با ۲۹.۹۴٪ بالاترین نرخ‌های تعرفه را به‌خود اختصاص داده‌اند. این‌امر نشان می‌دهد که ایران به‌منظور حمایت از تولیدکنندگان داخلی در حوزهٔ کشاورزی، صنایع غذایی و برخی صنایع سبک، واردات این محصولات را با محدودیت‌های تعرفه‌ای قابل‌توجه مواجه کرده است.

در مقابل، کالاهایی هم‌چون: سنگ معدن و خاکستر (کد ۲۶) با ۵.۰۳٪، مس و مصنوعات آن (کد ۷۴) با ۶.۳۷٪ و مواد شیمیایی آلی (کد ۲۹) با ۷.۲۶٪ پایین‌ترین نرخ‌های تعرفه را دارند. این روند حاکی از آن است که سیاست تعرفه‌ای ایران در قبال نهاده‌های تولیدی و کالاهای پایه‌ای معدنی و شیمیایی نسبتاً آزادتر بوده و دولت تلاش کرده است تا هزینهٔ تأمین مواد اولیه برای صنایع داخلی کاهش‌یابد.

هم‌چنین، کالاهای صنعتی با فناوری پیش‌رفته و سرمایه‌ای هم‌چون: ماشین‌آلات مکانیکی (کد ۸۴) با تعرفهٔ ۱۳.۴۲٪ و ماشین‌آلات و تجهیزات الکتریکی (کد ۸۵) با تعرفهٔ ۱۹.۱۶٪ در سطحی میانی از تعرفه قرار دارند. این سطح تعرفه نشان می‌دهد که ایران ضمن تمایل به واردات این کالاها برای تأمین نیازهای تولیدی و صنعتی، هم‌چنان سیاستی نیمه‌حمایتی برای کنترل میزان وابستگی به واردات آن‌ها در پیش گرفته است.

به‌طورکلی، یافته‌ها نشان می‌دهد که ساختار تعرفه‌ای ایران در قبال واردات از بریکس پلاس دو الگوی اصلی را دنبال می‌کند: تعرفه‌های بالا برای کالاهای مصرفی و کشاورزی با هدف حمایت از تولیدکنندگان داخلی و کاهش وابستگی به واردات کالاهای مصرفی نهایی. تعرفه‌های پایین‌تر برای کالاهای پایه‌ای و واسطه‌ای با هدف تسهیل واردات مواد اولیه و نهاده‌های موردنیاز صنایع داخلی.

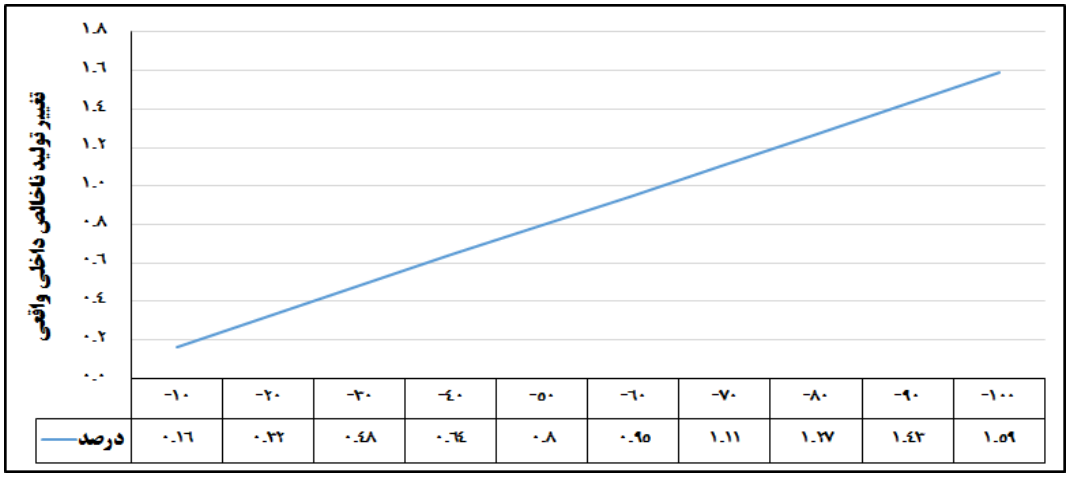
این رویکرد گرچه در کوتاه‌مدت می‌تواند به حمایت از تولید داخلی و حفظ اشتغال در برخی بخش‌ها کمک کند، اما در بلندمدت ممکن است منجر به افزایش هزینه‌های مصرف‌کنندگان، محدود شدن رقابت‌پذیری داخلی و هم‌چنین تشدید وابستگی به صادرات مواد خام در برابر واردات کالاهای سرمایه‌ای شود؛ از این‌رو، بازنگری در

سیاست‌های تعرفه‌ای با هدف ایجاد تعادل میان حمایت از تولید داخلی و ارتقای رقابت‌پذیری، می‌تواند برای بهبود جایگاه ایران در تجارت با کشورهای بریکس پلاس اهمیت حیاتی داشته باشد.

۵. نتایج واکنش شاخص‌های توسعهٔ اقتصادی ایران به کاهش تعرفهٔ تجاری بین بریکس پلاس

یافته‌های شبیه‌سازی مبتنی‌بر مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبه نشان می‌دهد که کاهش تدریجی تعرفه‌های تجاری میان ایران و کشورهای گروه بریکس پلاس می‌تواند آثار معناداری بر شاخص‌های کلان اقتصادی ایران داشته باشد. در این چارچوب، چهار شاخص اصلی شامل: تولید ناخالص داخلی واقعی، درآمد خانوارها، نرخ تورم و رفاه کل، مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج به‌طورکلی حاکی از آن است که کاهش تعرفه‌ها اثر مثبتی بر تولید و درآمد داشته، سطح رفاه عمومی را ارتقا داده و در عین‌حال فشارهای تورمی را کاهش می‌دهد. این نتایج نشان می‌دهد که تعامل تجاری گسترده‌تر با کشورهای عضو بریکس پلاس می‌تواند در شرایط تحریم‌های اقتصادی، راهکاری مؤثر برای بهبود عملکرد اقتصادی ایران باشد.

۵-۱. تولید ناخالص داخلی واقعی

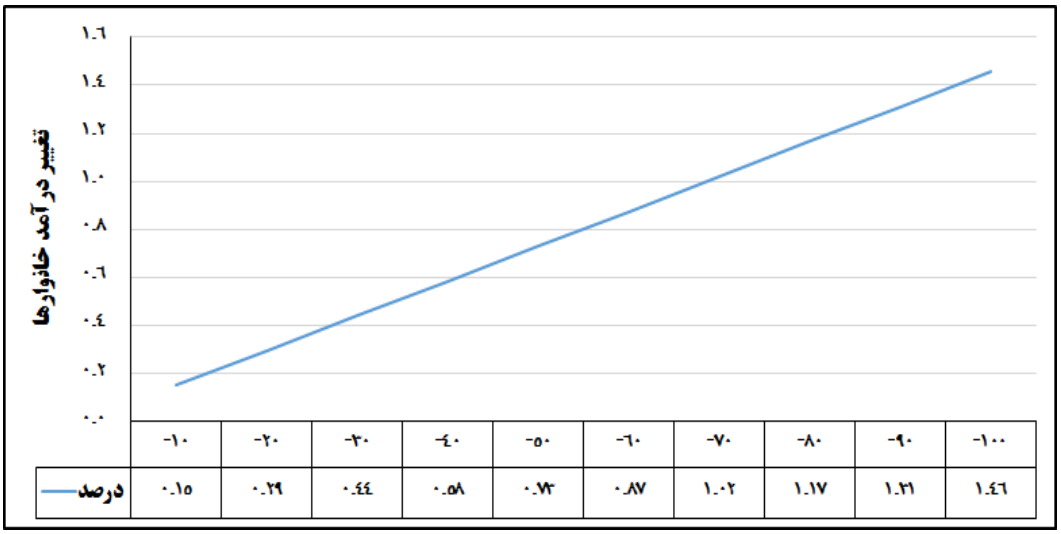


نمودار۱: واکنش تولید ناخالص داخلی واقعی ایران به سناریوی ۱۰ تا ۱۰۰٪ کاهش تعرفهٔ تجاری بین کشورهای گروه بریکس پلاس (یافته‌های تحقیق).

Graph. 1: The response of real GDP in Iran to alternative scenarios involving a 10%–100% reduction in trade tariffs among BRICS Plus countries.

نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که با کاهش تدریجی تعرفه‌های تجاری میان ایران و کشورهای گروه بریکس پلاس در دامنهٔ ۱۰ تا ۱۰۰٪، تولید ناخالص داخلی واقعی ایران روندی صعودی پیدا می‌کند. مقدار این شاخص از ۰٫۱۶٪ در کاهش تعرفهٔ ۱۰٪ آغاز شده و در سناریوی کاهش کامل تعرفه‌ها (۱۰۰٪) به ۱٫۵۹٪ افزایش می‌رسد. این امر بیانگر آن است که آزادسازی تجاری می‌تواند ظرفیت تولیدی اقتصاد ایران را ازطریق افزایش دسترسی به بازارهای بزرگ‌تر و ارتقای تخصیص بهینهٔ منابع تقویت نماید.

۵-۲. درآمد خانوارها

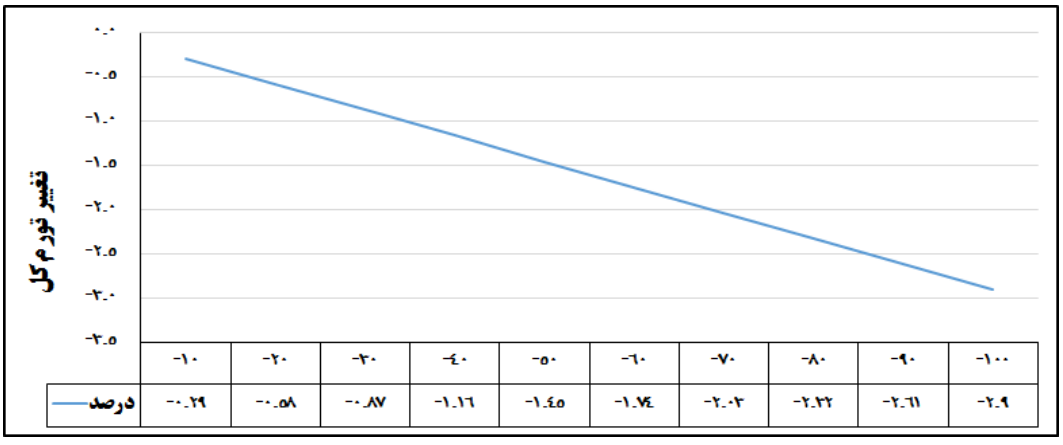


نمودار۲: واکنش درآمد خانوارها در ایران به سناریوی ۱۰ تا ۱۰۰٪ کاهش تعرفهٔ تجاری بین کشورهای گروه بریکس پلاس (یافته‌های تحقیق).

Graph. 2: Household income response in Iran under scenarios of a 10%–100% reduction in trade tariffs among BRICS Plus countries.

نتایج نشان می‌دهد که کاهش تعرفه‌های تجاری اثر مثبتی بر سطح درآمد خانوارهای ایرانی دارد. براساس سناریوهای مختلف، درآمد خانوارها بین ۰٫۱۵٪ تا ۱٫۴۶٪ افزایش می‌یابد. این افزایش به‌دلیل گسترش فرصت‌های شغلی، کاهش هزینهٔ کالاهای وارداتی و بهبود شرایط تولید در داخل کشور رخ می‌دهد که درنهایت رفاه اقتصادی خانوارها را تقویت می‌کند.

۵-۳. نرخ تورم

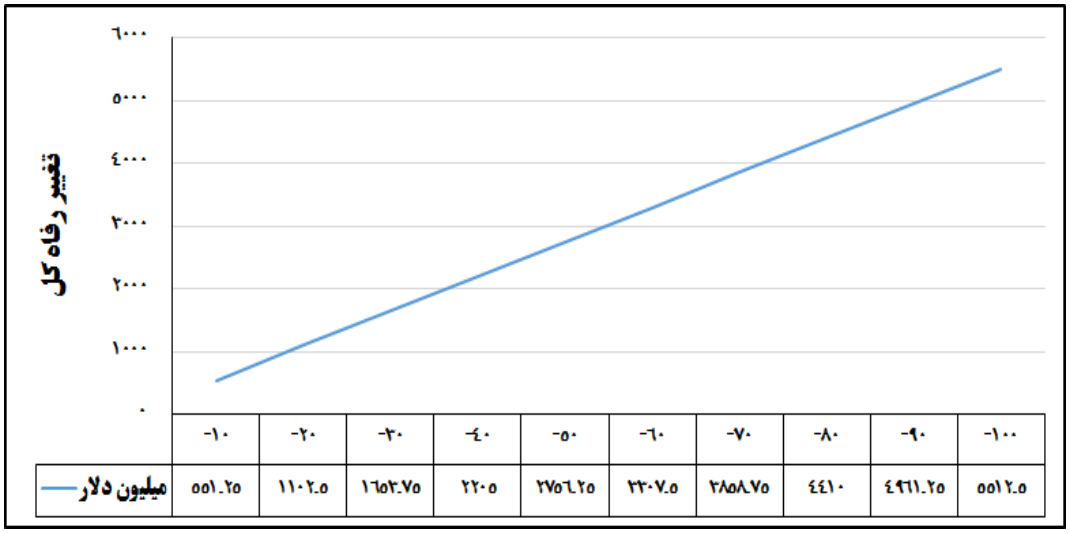


نمودار۳: واکنش تورم در ایران به سناریوی ۱۰ تا ۱۰۰٪ کاهش تعرفهٔ تجاری بین کشورهای گروه بریکس پلاس (یافته‌های تحقیق).

Graph. 3: Inflation response in Iran under scenarios of a 10%–100% reduction in trade tariffs among BRICS Plus countries.

تحلیل نتایج بیانگر آن است که کاهش تعرفه‌های تجاری منجر به کاهش نرخ تورم در اقتصاد ایران می‌شود. در سناریوی کاهش ۱۰٪ تعرفه‌ها، نرخ تورم ۰٫۲۹٪ کاهش می‌یابد و در سناریوی حذف کامل تعرفه‌ها، تورم تا ۲٫۹۰٪ کاهش نشان می‌دهد. علت اصلی این روند، کاهش قیمت کالاهای وارداتی سرمایه‌ای و مصرفی و درنتیجه کاهش هزینه‌های تولید و عرضه در اقتصاد داخلی است.

۵-٤. رفاه کل



نمودار ٤: واکنش رفاه کل در ایران به سناریوی ۱۰ تا ۱۰۰٪ کاهش تعرفه تجاری بین کشورهای گروه بریکس پلاس (یافته‌های تحقیق).

Graph. 4: Total welfare response in Iran under scenarios of a 10%–100% reduction in trade tariffs among BRICS Plus countries.

رفاه اقتصادی کل کشور نیز در نتیجه کاهش تعرفه‌ها به‌طور معناداری افزایش می‌یابد. مقدار این شاخص از حدود ۵۵۱٫۲۵ میلیون دلار در کاهش تعرفهٔ ۱۰٪ شروع شده و در سناریوی حذف کامل تعرفه‌ها به حدود ۵۵۱۲٫۵میلیون دلار می‌رسد. این یافته نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری با بریکس پلاس علاوه‌بر اثرات مثبت بر تولید و درآمد، در سطح کلان می‌تواند منجر به بهبود محسوس رفاه اقتصادی کشور گردد.

تحلیل چهار نمودار ارائه‌شده نشان می‌دهد که کاهش تدریجی تعرفه‌های تجاری میان ایران و کشورهای گروه بریکس پلاس به‌طور هم‌زمان چندین اثر مثبت و تقویت‌کننده بر شاخص‌های کلان اقتصادی ایران برجای می‌گذارد. از یک‌سو، تولید ناخالص داخلی واقعی و درآمد خانوارها با روندی صعودی مواجه می‌شوند که بیانگر بهبود ظرفیت تولیدی و افزایش قدرت خرید است. ازسوی دیگر، کاهش نرخ تورم نشان‌دهندهٔ دسترسی به کالاها و نهاده‌های وارداتی با قیمت پایین‌تر و کاهش فشار هزینه‌ای بر اقتصاد داخلی است. در کنار این تحولات، رفاه کل نیز به‌طور قابل‌توجهی افزایش می‌یابد که نشان‌دهندهٔ ارتقای سطح زندگی و کاهش محدودیت‌های ناشی از تحریم‌هاست. این نتایج درمجموع حاکی از آن است که کاهش تعرفه‌ها در چارچوب همکاری با بریکس پلاس

می‌تواند نقشی اساسی در ارتقای ثبات و پویایی اقتصادی ایران ایفا کند. با این‌حال، تداوم این آثار مثبت نیازمند مدیریت پیامدهای جانبی مانند کسری احتمالی تراز تجاری و تقویت زیرساخت‌های نهادی و مالی برای بهره‌برداری بهینه از فرصت‌های ناشی از این همکاری است.

٦. نتیجه‌گیری

این پژوهش با رویکرد تعادل عمومی محاسبه‌پذیر منطقه‌ای، به تحلیل آثار عضویت ایران در گروه بریکس پلاس و کاهش تعرفه‌های تجاری با کشورهای عضو این ائتلاف پرداخته است. شبیه‌سازی‌های مختلف نشان می‌دهد که آزادسازی تدریجی تجاری میان ایران و بریکس پلاس می‌تواند پیامدهای مثبتی در ابعاد مختلف اقتصاد ملی به همراه داشته باشد. براساس یافته‌ها، کاهش تعرفه‌ها در دامنهٔ ۱۰ تا ۱۰۰٪ منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی بین ۰/۱۶ تا ۱/۵۹٪، رشد درآمد واقعی خانوارها بین ۰/۱۵ تا ۱/۴۶٪، کاهش نرخ تورم بین ۰/۲۹ تا ۲/۹۰٪ و بهبود رفاه کل کشور در دامنهٔ ۵۵۱ تا ۵.۵۱۲ میلیون دلار خواهد شد. این نتایج حاکی از آن است که حضور فعلی ایران در بریکس پلاس، در صورت همراهی با اصلاحات سیاستی داخلی، ظرفیت بالایی برای ارتقای رشد اقتصادی، تثبیت قیمت‌ها و تقویت رفاه اجتماعی دارد.

مقایسهٔ نتایج این مطالعه با پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که یافته‌ها به‌طورکلی با ادبیات موجود هم‌سو هستند؛ برای مثال، مطالعهٔ «طیبی» و «مصری‌نژادم» (۱۳۸۵) نیز نشان‌داد که آزادسازی تجاری در چارچوب مدل تعادل عمومی موجب افزایش رفاه و بهبود تخصیص منابع می‌شود. با این‌حال، شدت اثرات در مطالعهٔ حاضر بیشتر بوده که می‌توان آن را ناشی از گسترهٔ وسیع‌تر اعضای بریکس پلاس و سهم بالای آن‌ها در تجارت جهانی دانست. در سطح بین‌المللی، یافته‌های این پژوهش با نتایج آگویار و همکاران (۲۰۱۹) درخصوص پیامدهای آزادسازی جهانی هم‌راستا است، هرچند به‌دلیل شرایط خاص اقتصاد ایران و محدودیت‌های تحریمی، دامنهٔ اثرات مثبت در برخی بخش‌ها محدودتر بوده است؛ بنابراین، اگرچه تفاوت‌هایی در شدت اثرگذاری مشاهده می‌شود، اما هم‌سویی کلی نتایج با ادبیات نظری و تجربی اعتبار تحلیل‌های انجام‌شده را تقویت می‌کند.

بررسی ترکیب تجاری ایران با اعضای بریکس پلاس نیز نکات مهمی را آشکار می‌سازد. در سمت واردات، وابستگی بالای ایران به کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به‌ویژه در حوزهٔ ماشین‌آلات مکانیکی (کد ۸۴)، تجهیزات الکتریکی (کد ۸۵) و غلات (کد ۱۰) نشان می‌دهد که بسیاری از نیازهای تولیدی و مصرفی کشور به این گروه کالاها متکی است. این وضعیت از یک‌سو فرصتی برای تقویت همکاری اقتصادی با بریکس پلاس در جهت تأمین پایدار نهاده‌های کلیدی محسوب می‌شود، اما ازسوی دیگر بیانگر شکنندگی نسبی تولید داخلی در برابر نوسانات عرضهٔ خارجی است.

در سمت صادرات، تمرکز ایران بر کالاهای پایه‌ای و خام، مانند: سنگ معدن و سرباره (کد ۲۶)، مواد شیمیایی آلی (کد ۲۹) و مصنوعات پلاستیکی (کد ۳۹) نشان‌دهندهٔ ضعف مزیت‌های فناورانه و محدودیت در حضور در زنجیره‌های ارزش جهانی است. این الگوی صادراتی، در صورت تداوم، می‌تواند موجب تثبیت نقش ایران به‌عنوان صادرکنندهٔ مواد خام و واردکنندهٔ محصولات صنعتی پیش‌رفته شود. یافته‌های مدل نیز این واقعیت را تأیید می‌کند،

چراکه بیشترین منافع ناشی از کاهش تعرفه‌ها در بخش‌های انرژی‌بر و صنایع پایه حاصل شده، درحالی‌که بخش‌هایی مانند کشاورزی یا صنایع کوچک‌تر در معرض فشار رقابتی بیشتری قرار گرفته‌اند.

مقایسهٔ این الگو با مطالعات مشابه نشان می‌دهد که ضعف ساختاری در تنوع صادراتی ایران بارها مورد اشاره قرار گرفته است. در سطح جهانی نیز گزارش‌های مرتبط با مدل پروژهٔ تحلیل تجارت جهانی آگویار و همکاران (۲۰۱۹) نشان می‌دهند که کشورهایی با سبد صادرات متنوع‌تر، منافع بیشتری از آزادسازی تجاری کسب می‌کنند؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که بخش مهمی از تفاوت شدت اثرات در ایران با سایر کشورها، نه به ماهیت مدل، بلکه به ساختار تجاری ایران بازمی‌گردد.

برمبنای یافته‌های این پژوهش، چند توصیهٔ کلیدی برای سیاست‌گذاران اقتصادی ایران قابل طرح است؛ نخست آن‌که، بازنگری هدفمند در ساختار تعرفه‌ای کشور ضروری به‌نظر می‌رسد. نتایج شبیه‌سازی نشان‌داد که کاهش تعرفه‌ها، به‌ویژه در کالاهای سرمایه‌ای و فناورانه، می‌تواند آثار قابل‌توجهی بر رشد بهره‌وری و افزایش تولید ناخالص داخلی داشته باشد؛ از این‌رو، پیشنهاد می‌شود سیاست کاهش تدریجی تعرفه‌ها بر گروه‌هایی نظیر ماشین‌آلات مکانیکی (کد ۸۴) و تجهیزات الکتریکی (کد ۸۵) در دستور کار قرار گیرد؛ البته این روند باید همراه با سیاست‌های مکمل حمایتی مانند تسهیلات اعتباری، یارانه‌های تحقیق و توسعه و معافیت‌های مالیاتی باشد تا صنایع داخلی بتوانند ضمن بهره‌مندی از فناوری‌های نوین، در برابر رقابت خارجی نیز تاب‌آوری لازم را پیدا کنند.

دوم، تنوع‌بخشی به سبد صادراتی ایران باید به‌عنوان یک اولویت راهبردی دنبال شود. یافته‌ها نشان‌داد که صادرات ایران به بریکس پلاس عمدتاً در حوزهٔ مواد خام و کالاهای با ارزش‌افزودهٔ پایین متمرکز است. در این‌زمینه، توسعهٔ همکاری‌های فناورانه با کشورهایی چون: چین، هند و روسیه می‌تواند بستری برای ارتقای صنایع دانش‌بنیان، پتروشیمی‌های پیش‌رفته و صنایع معدنی فرآوری‌شده فراهم‌آورد. سرمایه‌گذاری‌های مشترک و انتقال فناوری در این بخش‌ها می‌تواند موقعیت ایران را از صادرکنندهٔ مواد اولیه به بازیگری فعال‌تر در زنجیره‌های ارزش جهانی ارتقا دهد.

سوم، بهره‌گیری از ظرفیت‌های مالی و پولی بریکس پلاس می‌تواند نقشی کلیدی در کاهش محدودیت‌های ناشی از تحریم‌ها ایفا کند. دسترسی به نهادهایی نظیر «بانک توسعهٔ جدید» و مشارکت در سامانه‌های پرداخت و تسویه مبتنی‌بر ارزهای محلی، ضمن افزایش توان ایران برای تأمین مالی پروژه‌های زیربنایی، وابستگی کشور به ارزهای خاص و شبکه‌های بانکی غربی را کاهش خواهد داد. این موضوع به‌ویژه در شرایط فعلی اقتصاد ایران اهمیت مضاعفی دارد.

چهارم، تقویت دیپلماسی اقتصادی در چارچوب بریکس پلاس یک ضرورت جدی است. تجربهٔ کشورهای نوظهور نشان می‌دهد که بهره‌گیری مؤثر از چنین پیمان‌هایی نیازمند انسجام نهادی، استراتژی روشن و هماهنگی میان دستگاه‌های اجرایی و بخش خصوصی است؛ بنابراین، صرف عضویت ایران در بریکس تضمین‌کنندهٔ منافع اقتصادی نخواهد بود، مگر آن‌که با حضور فعال و هدفمند در نشست‌ها و کارگروه‌های تخصصی این گروه همراه شود.

پنجم، اصلاحات نهادی و ساختاری در داخل کشور باید هم‌زمان با آزادسازی تجاری دنبال شود. بدون بهبود محیط کسب‌وکار، ارتقای شفافیت، مبارزه با فساد و توسعهٔ زیرساخت‌های حمل‌ونقل و انرژی، حتی بهترین

فرصت‌های ناشی از عضویت در بریکس نیز به ثمر نخواهد نشست. آزادسازی تجاری تنها زمانی می‌تواند به توسعهٔ پایدار منجر شود که ظرفیت‌های داخلی برای جذب سرمایه‌گذاری و نوآوری تقویت شده باشد.

ازنظر سیاستی، نتایج نشان می‌دهد که عضویت در بریکس پلاس می‌تواند به کاهش آثار منفی تحریم‌ها، دسترسی به منابع مالی جدید، تنوع‌بخشی به شرکای تجاری و ارتقای جایگاه ایران در اقتصاد جهانی کمک کند. با این‌حال، تحقق این فرصت‌ها مستلزم مجموعه‌ای از اصلاحات داخلی (بهبود محیط کسب‌وکار، ارتقای شفافیت و توسعهٔ زیرساخت‌ها) و سیاست‌های مکمل خارجی (دیپلماسی اقتصادی فعال، تنوع‌بخشی به صادرات و استفاده از ظرفیت‌های مالی بریکس) است. درمجموع، می‌توان نتیجه گرفت که عضویت ایران در بریکس پلاس فرصتی استراتژیک با ظرفیت‌های اقتصادی قابل‌توجه است، اما بهره‌گیری پایدار از آن نیازمند هم‌افزایی میان اصلاحات داخلی و تعاملات بین‌المللی است.

از آنجا که این تحقیق عمدتاً بر شاخص‌های کلان تمرکز داشته است، در پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود آثار الحاق ایران به بریکس پلاس بر بخش‌های خردتر اقتصاد (مانند: کشاورزی، انرژی، خدمات مالی و فناوری اطلاعات) و هم‌چنین پیامدهای اجتماعی آن (اشتغال، توزیع درآمد و رفاه منطقه‌ای) مورد بررسی قرار گیرد. این امر می‌تواند تصویر دقیق‌تری از منافع و هزینه‌های احتمالی عضویت ایران در این گروه ارائه داده و راهنمایی مؤثرتر برای سیاست‌گذاران فراهم سازد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از رسالهٔ نویسندهٔ اول به راهنمایی نویسندهٔ دوم و مشاورهٔ نویسندهٔ سوم بوده است؛ برهمین اساس گردآوری مطالب توسط نویسندهٔ اول و نگارش آن تحت نظارت نویسندگان دوم و سوم بوده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– صبری، پریسا؛ و رسولی‌نژاد، احسان، (۱۴۰۰). «بررسی راهبرد چندجانبه‌گرایی تجارت خارجی در ایران: مطالعه عضویت ایران در اتحادیه اقتصادی اوراسیا و سازمان همکاری شانگهای». *مجلس و راهبرد*، ۲۸(۱۰۵): ۳۶۱-۳۹۳. https://doi.org/10.22034/mr.2021.446

– طیبی، سیدکمیل؛ و مصری نژاد، شیرین، (۱۳۸۵). «روش شناسی مدل تعادل عمومی قابل محاسبه: تئوری و کاربرد». *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)*، ۳(۱ (پیاپی ۸)): ۱۰۳-۱۳۱. https://jqe.scu.ac.ir

– فاخری، مهدی، (۱۴۰۳). «تأثیرگسترش بریکس برررویکردهای اقتصاد جهانی و تجارت بین‌المللی». *فصلنامه سیاست خارجی*، ۳۸(۲): ۱۷۷-۲۰۰. https://fp.ipisjournals.ir/article_714593.html

– محمودی، عبداله، (۱۳۹۳). «اثر آزادسازی تجاری بر رفاه شرکای تجاری با استفاده از مدل GTAP (مطالعه موردی: ایران)». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)* ۱۴(۱): ۱۲۷-۱۵۰. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1393.14.1.7.6

– مجاوریان، سید مجتبی؛ و زاهدیان تجنکی، رقیه، (۱۴۰۴). «بررسی نقش کیفیت حکمرانی بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای گروه بریکس در راستای سیاست‌های اقتصاد مقاومتی». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱۳(۵۰): ۴۶۷-۴۹۶. https://doi.org/10.30507/jmsp.2024.463065.2732

– نجاتی، مهدی؛ بهمنی، مجتبی؛ جلایی اسفندآبادی، سید عبدالمجید؛ و بلاغی اینالو، یاسر، (۱۴۰۱). «اثرات آزادسازی تجاری در فعالیت‌های بخش صنعت ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا: رهیافت GTAP». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱۷(۳۳): ۳۴-۷. https://doi.org/10.22080/iejm.2023.21114.1831

References

- Aguiar, A., Corong, E. L., van der Mensbrugghe, D., Bekkers, E., Koopman, R. B. & Teh, R., (2019). "The WTO Global Trade Model: Technical documentation". *World Trade Organization (WTO), Economic Research and Statistics Division*. https://doi.org/10.30875/337f4736-en

- Amogne, H. S. & Hagiwara, T., (2021). "Impact of alternative regional trade arrangements on the Ethiopian economy". *Journal of Economic Structures*, 10(1): 1-26. https://doi.org/10.1186/s40008-020-00232-2

- Arinze, S. & Odior, E. S., (2023). "Implications of Import Tariff Changes on Household Welfare in Nigeria: A CGE Model Approach". *International journal of developing and emerging economics,* 1(11): 54-82.

- Armington, P. S., (1969). "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production (Une théorie de la demande de produits différenciés d'après leur origine) (Una teoría de la demanda de productos distinguiéndolos según el lugar de producción)". *International Monetary Fund*, 16(1): 159–178. https://doi.org/10.2307/3866403

- Bhowmick, R. & De, U.K. (2025). "Importance of the BRICS for Foreign Trade of India: An Empirical Analysis Using RCA Index". *South India Journal of Social Sciences,* 23(1): 234-242.

- Brockmeier, M., (2001). "A Graphical Exposition of the GTAP Model, 2001 Revision. Global Trade Analysis Project (GTAP)". *Purdue University, West Lafayette, IN*, GTAP Technical Paper. No 8. https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/181.pdf.

- Fakhri, M., (2024). "The impact of BRICS expansion on global economic approaches and international trade". *Foreign Policy Quarterly*, 38(2): 177–200. https://fp.ipisjournals.ir/article_714593.html (In Persian).

- Glauben, T. & Duric, I., (2024). "BRICS: World Heavyweight in Agricultural Trade". *Intereconomics*, 59(3): 160-166. https://doi.org/10.2478/ie-2024-0033

- Hertel, T.W. (ed.), (1997). "Global Trade Analysis Project: Modeling and Applications". *Cambridge University Press*. https://doi.org/10.1017/CBO9781139174688

- Hluszko, C., Ramos Huarachi, D.A., Castillo Ulloa, M. I., Salvador, R., Puglieri, F. N. & de Francisco, A. C., (2024). "How does the BRICS approach sustainable concerns? A systematic literature review". *Environmental Development*, 52. https://doi.org/10.1016/j.envdev.2024.101075

- International Trade Centre. (2024). *Trade Map: Trade statistics for international business development* [Data set]. International Trade Centre, based on UN Comtrade and ITC statistics. https://www.trademap.org/

- Kaur, P. & Kang, L. S., (2024). "Status of Digital Payments in BRICS Countries". *The Indian Economic Journal*. https://doi.org/10.1177/00194662241295532

- Krause, D., (2024). *The Future of Global Payments:* BRICS Pay and the Evolving Financial Order. http://dx.doi.org/10.13140/RG.2.2.30630.84804

- Le, H. A., Nguyen H. PH. & Le, D. T., (2025). "The strategic expansion of BRICS and economic cooperation in the 21st century". *Journal of Monetary Economics and Management.* 1: 8-16. https://doi.org/10.26118/2782-4586.2025.47.86.001

- Maihold, G., (2024). "Beyond the Status Quo: BRICS+ and the Challenge to the G7". *EconPol Forum*, 25(1): 18-19. https://www.econstor.eu/handle/10419/284106.

- Mahmoudi, A., (2014). "The effect of trade liberalization on the welfare of trading partners using the GTAP model (Case study: Iran)". *Economic Research Quarterly (Growth and Sustainable Development),* 14(1): 127–150. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1393.14.1.7.6 (In Persian).

- McKay, B. M., Hall, R. & Liu, J., (2016) "The rise of BRICS: implications for global agrarian transformation". *Third World Thematics: A TWQ Journal,* 1(5): 581-591. http://dx.doi.org/10.1080/23802014.2016.1362323

- Moch, E., (2024). "The Economic and Geopolitical Significance of the BRICS Nations: A Comparative Analysis of Their Global Influence in the 21st Century". *East African Journal of Business and Economics,* 7(2): 86-100. https://doi.org/10.37284/eajbe.7.2.2310

- Mojaverian, S. M. & Zahedian Tajnaki, R., (2025). "The role of governance quality in agricultural exports of BRICS countries in line with resistance economy policies". *Strategic and Macro Policies*, 13(50). https://doi.org/10.30507/jmsp.2024.463065.2732 (In Persian).

- Nam, W. C., (2024). "Introduction to the Issue on BRICS Enlargement: What are the Geoeconomic Implications? *EconPol Forum,* 25(1): 3- 4. https://www.econstor.eu/handle/10419/284103.

- Nasroallahi, Z., Sagheb, H. & Afsharian, S., (2012). "The Effects of Establishment Preferential Trade Agreement Between Iran and EU on Agricultural Products Trade: An Analysis Simulation". *Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran,* 1(4): 125–150. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23222530.1391.1.4.5.3

- Nejati, M., Bahmani, M., Jalaee Esfandabadi, A. & Balaghi Enalou, Y., (2022). "The effects of trade liberalization on the industrial sector of Iran and the Eurasian Economic Union using a multi-regional GTAP approach". *Macroeconomics Research Letter,* 17(33): 7–34. https://doi.org/10.22080/IEJM.2023.21114.1831(In Persian).

- Nugroho, A.D., Ma'ruf, M.I., Nasir, M.A., Fekete-Farkas, M. & Lakner, Z., (2024). "Impact of global trade agreements on agricultural producer prices in Asian countries". *Heliyon*, 10(2). https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e24635

- Ramos, L., Garcia, A., Pautasso, D, & Ribeiro Rodrigues, F.C., (2018). "A Decade of Emergence the BRICS' Institutional Densification Process". *Journal of China and International Relations; Aalborg,* 1-15. https://doi.org/10.5278/ojs.jcir.v0i0.2262

- Rasuli, K. & Farzinvash, A., (2015). "Explain the relationship between economic freedom and security of Capital Formation: Evidence from emerging and developing countries". *Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran*, 4(14): 245–263. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23222530.1394.4.14.11.0

- Sabri, P. & Rasoulinejad, E., (2021). "A Study of Iran's Multilateral Foreign Trade Strategy: Iran's Membership in the Eurasian Economic Union and the Shanghai Cooperation". *Organization. Majlis and Rahbord,* 28(105): 361-393. https://doi.org/10.22034/mr.2021.446 (In Persian).

- Tayebi, S. K. & Mesrinezhad, S., (2006). The Methodology of the Computable General Equilibrium (CGE) Model: Theory and Application. *Quarterly* Journal *of Quantitative Economics (JQE)*, 3(8): 103-131. https://jqe.scu.ac.ir (In Persian).

- Thangavelu, S. M. (ed.), (2019). "Feasibility Study on the Free Trade Agreement Between the Kingdom of Cambodia and The Eurasian Economic Union". *Eria Research Project Report*, 16. https://www.eria.org/research/feasibility-study-of-the-free-trade-agreement-between-the-kingdom-of-cambodia-and-the-eurasian-economic-union

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

Dynamic Analysis of the Economic Effects of Wheat Pricing Policy in Iran: Application of Censored Quantile Autoregressive Method

Raheleh Shayeghan[1], Ebrahim Moradi[2]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2025.31142.3805
Received: 2025/06/16; Revised: 2025/09/17; Accepted: 2025/09/22
Pp: 187-209

Abstract

this study investigates the dynamic effects of wheat price support policies in Iran, with a specific focus on their impact on market price fluctuations. The primary objective is to assess the effectiveness of guaranteed price policies in stabilizing wheat prices and their long-term consequences for the wheat market. Employing a Censored Quintile Autoregressive (CQAR) model and comprehensive wheat price data spanning 1989 to 2024 (1368-1403 Persian calendar), this research examines how support policies influence price distribution in both short and long terms. The study also utilizes Monte Carlo simulation techniques to evaluate different price support scenarios findings reveal that price support policies significantly mitigate price volatility, particularly in lower quintiles (0.1 and 0.3) of the price distribution, government interventions through guaranteed purchases and strategic reserves demonstrate dynamic effects: Short-term, Prevent sharp price declines. Long-term: Create downward pressure when releasing reserves. More aggressive support scenarios (e.g., 12% price supports) achieve greater stability but at significantly higher fiscal costs. While current policies have successfully stabilized Iran's wheat market, the study recommends policy revisions to better balance agricultural support with fiscal sustainability. Critical recommendations include precision targeting of support measures toward vulnerable farmers, Cost-based pricing that reflects actual production expenses advanced monitoring systems to track domestic and international market dynamics. The research concludes that data-driven, adaptive price support mechanisms are essential for simultaneously achieving food security objectives and safeguarding farmer welfare.

Keywords: Iran, Agricultural Price Supports, Wheat Market, Quintile Regression Analysis, Food Security Policy.
JEL Classification: Q160, Q110, Q180.

1. Ph.D. Student in Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.
2. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** eb_moradi@eco.usb.ac.ir

Citations: Shayeghan, R. & Moradi, E., (2026). "Dynamic Analysis of the Economic Effects of Wheat Pricing Policy in Iran: Application of Censored Quantile Autoregressive Method". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 15(57): 187-209. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31142.3805
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6622.html?lang=en

1. Introduction

Evaluating the effects of price support policies has been a significant issue for policymakers and economists (Chavas, Hummels, & Wright, 2019; Gouel, 2013; Headey & Fan, 2008; Li, Chavas, & Li, 2022; Newbery & Stiglitz, 1981). Wheat pricing policies in Iran are primarily implemented to ensure food security, support farmers, and control the price of bread as a staple commodity. These policies combine government price-setting, subsidies, and regulated support mechanisms. Typically, before the planting season, the government announces a guaranteed purchase price for wheat from farmers, which is generally set above production costs and accounts for inflation.

A key question regarding the relationship between prices is: To what extent are price support programs effective in reducing market price volatility (farm-gate prices)? How do these programs affect price distribution in the short and long term? These questions are also raised by economists and policymakers in other developing countries currently implementing price support programs. Addressing these questions forms the primary motivation for this study. The following sections present the theoretical framework, research methodology, model estimation results, and conclusions with recommendations.

One key feature of a price support program is the establishment of a floor price by the government and the purchase of the commodity (thus creating public reserves) to prevent prices from falling below the floor. This creates a short-term censoring effect, eliminating the possibility of prices dropping below the support level and tending to increase average prices. However, a price support program also has long-term price effects when the government decides to release its reserves, exerting downward pressure on prices. The net effects of a price support program combine these short- and long-term effects, highlighting the importance of dynamic analysis and the utility of the CQAR approach (Li et al., 2022).

This study conducts a dynamic analysis of the effects of wheat price support policies in Iran, focusing on their impact on market price volatility. The primary objective is to evaluate the efficiency of guaranteed price policies in reducing price volatility and their long-term effects on the wheat market.

2. Methodology

Market prices are determined by the equilibrium of supply and demand. This equation includes the government's net purchases at time t. Due to statistical limitations regarding the volume of wheat reserves and exact purchase quantities in Iran, this study focuses on a simplified price equilibrium model based on Zellner and Palm (1974) and Li, Chavas, & Li (2022).

$$P_t^g \left(P_{t-1},...,P_{t-m},G,x_t\right) \quad (1)$$

$$P_t^g = \max\left(P_t^*, SP_t\right) \quad (2)$$

In this equation, P_t^* represents the market price without government purchases, and SP_t is the government's support price. In a stable policy, the release of stored wheat exerts downward pressure on prices. While Equation (2) illustrates the censoring effect of the price support program on the lower tail of the price distribution, it is also necessary to consider the effects of releasing public reserves on prices. This is done by specifying a characteristic for P_t^* in Equation (2), where the effects of releasing public reserves on price P_t^* are expressed as follows $\sum_{j=1}^{J}\delta_j S_{t-j}$ and $S_t = \max\{0, SP_t - kP_t\}$ measure the significance of the price support program at time t .When the support program is minimal, $S_t = 0$, and $SP_t \le kP_t$. The variable S_t increases with the scale of the price support program, i.e., when $SP_t \ge kP_t$. Within this framework, $\sum_{j=1}^{J}\delta_j S_{t-j}$ reflects the impact of releasing public wheat reserves on price P_t, proportional to S_{t-j} (the significance of the price support program at time t-j. Generally, $\delta_j \langle 0$

indicates the negative effects of releasing public wheat reserves on prices after j periods. $\delta_j = (\gamma_0 / J) + (\gamma_1 (j-1)/J), j = 1,2,..,J$, such that: $\sum_{j=1}^{J} \delta_j S_{t-j} = \gamma_0 SL_t + \gamma_1 SSL_t$

$$SL_t = \left(\sum_{j=1}^{J} S_{t-j}\right)/J \quad (3)$$

$$SLL_t = \left(\sum_{j=1}^{J} S_{t-j}(j-1)\right)/J \quad (4)$$

The variables SL_t and SSL_t depend on the lag S_t , where SL_t is a simple lag measure of support, and SSL_t is a weighted lag measure of support. The parameter γ_0 reflects the effect of releasing crop reserves. The value of $\gamma_0 \langle 0$ indicates the time when the release of government reserves exerts negative pressure on price P_t^g . The parameter γ_1 shows how this effect changes over time. To assess price volatility and its relationship with government policies, the evolutionary price distribution is examined. Following Koenker (2005) and Koenker & Xiao (2006), a quantile specification P^* is used, expressed as follows:

$$P^*(q \mid P_{t-1},...,P_{t-m},SL_t,SLL_t,x_t) = \beta_{0,q} + \beta_{L,q} SL_t + \beta_{LL,q} SLL_t + \beta_{x,q} x_t + \sum_{j=1}^{m} \beta_{i,q} P_{t-i} = X(.)\beta_q \quad (5)$$

In this equation, $q \in (0,1)$ and $X(.)$ are vectors of explanatory variables, and β_q is a vector of model parameters. Combining Equations (2) and (5) yields the following censored quintile regression model:

$$P^q(P_{t-1},...,P_{t-m},SL_t,SLL_t,x_t) = \max\left\{X(.)\beta_q, SP_t\right\} \quad (6)$$

In this study, using the Censored Quantile Auto regression (CQAR) model and seasonal wheat price data (from 1989 to 2024), the impact of support policies on price distribution in the short and long term was examined. Additionally, Monte Carlo simulation methods were used to forecast the effects of various price support scenarios.

3. Discussion

As part of the exogenous variables, a linear time trend (t)) was included to account for structural changes, and seasonal dummy variables d_{1t} were included to capture seasonal effects. d_{3t} d_{2t} . The estimated parameters of the CQAR model are reported for selected quantiles $q \in (0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9)$. For comparison, the results of the Tobit model are also presented. The CQAR estimates show that the variable SL_t affects prices, at least for some quantiles. For example, the coefficient SL_t at the 0.1 quantile is -0.247, while its absolute value increases at higher quantiles, reaching -1.670 at the 0.9 quantile. This indicates that the price support policy has stronger negative short-term effects on Pt. Except at the 0.5 quantile, SL_t is significant and has a negative effect on market prices. SLL_t , at the 0.3, 0.7, and 0.9 quintiles, has a positive and significant effect on prices, while in other quantiles, it either has a negative effect or is insignificant. The time trend variable t and seasonal dummy variables have no significant effect on prices. Thus, the government's price support policy can reduce market price volatility (farm-gate prices). Wheat prices exhibit a positive and significant dependence on their first lag but a negative and significant effect on their second lag. The estimated model provides valuable insights into the effects of the price support policy on market price volatility and price adjustments over time, serving as a basis for evaluating the conditional price distribution function. The results indicate significant price volatility from 1989 to 2002, followed by a notable reduction in volatility during the 2002–2019 period. After 2019, volatility increased again.

To examine the effects of government price support, Monte Carlo simulations and final regression effects were conducted for a 10-year (40-season) future period. The dynamic effects

of the price support program were evaluated under various scenarios. To quantify the effects of different support levels, a stochastic wheat price simulation was performed. Inspired by previous studies (Li et al., 2022; Miranda & Helmberger, 1988), a random number generator was used, and wheat prices were forecasted for the next 10 years. Based on these prices and using the equation $SP_t = (1+\omega) \times E_{t-1}\left[\hat{P}_{t-1}\right]$ applied in studies by Qian, Ito, & Zhao (2020) and Li et al. (2022), different price support scenarios S_0 to S_3 were simulated, ranging from zero price support ($\omega = 0$), 6% price support ($\omega = 0.06$) consistent with past trends, 9% price support ($\omega = 0.09$)and 12% price support ($\omega = 0.12$). Using the estimated Tobit regression coefficients, various market prices and their distributions were simulated. The results showed that, with seasonal data, the market price distribution is nearly identical. However, market prices are affected by different rates of price support, with a 12% seasonal price support impacting the final years of the period.

4. Conclusion

This study examines the effects of wheat price support policies in Iran, focusing on the dynamic analysis of price volatility and the impact of these policies on the wheat market. The results indicate that price support policies, particularly the guaranteed purchase price for wheat, have significantly reduced-market price volatility. These policies, by establishing a price floor, prevent sharp price declines and support farmers' income. Additionally, government interventions in the wheat market through guaranteed purchases and product storage have dynamic effects on prices in both the short and long term. A key finding is the varying impact of price support policies across different quantiles of the price distribution. For instance, in lower quantiles (e.g., 0.1 and 0.3), the effect of the support policy is stronger, leading to greater reductions in price volatility. This indicates the effectiveness of support policies in stabilizing prices under adverse market conditions. Conversely, in higher quantiles (e.g., 0.7 and 0.9), the effect is less pronounced, likely due to policy constraints or external factors such as global wheat price fluctuations.

Future simulations suggest that increasing the level of price support can further reduce price volatility, but this comes at a cost to the government. Notably, the 12% price support scenario significantly reduces volatility but imposes a substantial financial burden on the government budget. This highlights the need for a balance between supporting farmers and maintaining fiscal sustainability. Based on the study's findings, it is recommended that price support policies be designed to maximize farmers' welfare. This can be achieved by setting guaranteed prices aligned with production costs and regional conditions. Instead of relying solely on guaranteed prices, complementary tools such as crop insurance, low-interest loans, and technical training can help reduce dependence on direct price support.

Acknowledgments

The authors extend their sincere gratitude to the anonymous peer reviewers for their insightful critiques and constructive suggestions, which significantly enhanced the clarity and scholarly rigor of this manuscript.

Author Contributions

This research is derived from the first author's doctoral dissertation. The primary data collection, encompassing all observational and analytical components, was conducted by the first author under the direct supervision and mentorship of the second author.

Conflict of Interest

In adherence to ethical publication standards, the authors affirm that there are no conflicts of interest, either personal or financial, that could have influenced the content or conclusions presented in this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲ - وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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 پویای اثرات اقتصادی سیاست قیمتی گندم در ایران: کاربرد روش خودرگرسیون کوانتیل سانسورشده

راحله شایگان[۱]، ابراهیم مرادی[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2025.31142.3805
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۲۶، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۶/۲۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۳۱
صص: ۲۰۹-۱۸۷

چکیده

پژوهش حاضر، به تحلیل پویای اثرات سیاست‌های حمایت قیمتی گندم در ایران پرداخته است، با تمرکز بر تأثیر این سیاست‌ها بر نوسانات قیمت بازار، هدف اصلی، ارزیابی کارایی سیاست‌های قیمت تضمینی در کاهش نوسانات قیمت و تأثیرات بلندمدت آن بر بازار گندم است. در این پژوهش، با استفاده از مدل خودرگرسیون کوانتیل سانسور شده (CQAR) و داده‌های فصلی قیمت گندم (از سال ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳)، تأثیر سیاست‌های حمایتی بر توزیع قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی شد. همچنین، از روش‌های شبیه‌سازی «مونت کارلو» برای پیش‌بینی اثرات سناریوهای مختلف حمایت قیمتی استفاده گردید. نتایج نشان‌داد که سیاست حمایت قیمتی به‌طور معناداری، به‌ویژه در چندک‌های پایین توزیع قیمت نوسانات قیمت را کاهش داده است. مداخلهٔ دولت از طریق خرید تضمینی و ذخیره‌سازی، اثرات پویایی بر قیمت دارد. در کوتاه‌مدت از کاهش شدید قیمت جلوگیری می‌کند، اما آزادسازی ذخایر در بلندمدت فشار نزولی بر قیمت وارد می‌نماید. سناریوهای حمایت قیمتی بالاتر (مانند ۱۲٪)، نوسانات را بیشتر کاهش می‌دهند، اما هزینه‌های مالی سنگینی برای دولت به‌همراه دارند. سیاست‌های فعلی حمایت قیمتی در تثبیت بازار گندم مؤثر بوده‌اند، اما نیاز به بازنگری دارند تا بین حمایت از کشاورزان و پایداری مالی دولت تعادل ایجاد شود. تمرکز حمایت‌ها بر کشاورزان و تنظیم قیمت‌های تضمینی بر اساس هزینه‌های واقعی تولید، ایجاد سیستم پویای پایش قیمت و عرضه برای پاسخ‌گویی به نوسانات داخلی و جهانی پیشنهاد می‌گردد. در نهایت، این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست‌های حمایت قیمتی باید با رویکردی پویا و مبتنی‌بر داده‌ها طراحی شوند تا هم‌زمان امنیت غذایی و رفاه کشاورزان را تأمین کنند.

کلیدواژگان: ایران، قیمت حمایتی، گندم، رگرسیون کوانتیل، امنیت غذایی.
طبقه‌بندی JEL: Q160, Q110, Q180.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
Email: rshayegan81@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: eb_moradi@eco.usb.ac.ir

ارجاع به مقاله: شایگان، راحله؛ و مرادی، ابراهیم، (۱۴۰۵). «تحلیل پویای اثرات اقتصادی سیاست قیمتی گندم در ایران: کاربرد روش خودرگرسیون کوانتیل سانسورشده». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷): ۱۸۷-۲۰۹. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31142.3805
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6622.html?lang=fa

۱. مقدمه

ارزیابی اثرات سیاست‌های حمایت قیمتی موضوع مهمی برای سیاست‌گذاران و اقتصاددانان بوده است (نیوبری[1]، ۱۹۸۱؛ لی[2]، ۲۰۲۲؛ گوئل[3]، ۲۰۱۳؛ هیدی[4]، ۲۰۰۸؛ شاوا[5]، ۲۰۱۹). قبل از سال ۱۹۹۰م.، سیاست حمایت قیمتی به‌طور گسترده‌ای توسط کشورهای توسعه‌یافته انجام می‌شد از سال ۱۹۹۰، با تشویق سازمان تجارت جهانی (WTO) سیاست کشاورزی در ایالات متحده آمریکا و اروپا از اتکا به برنامهٔ حمایت قیمتی فاصله گرفته است. باوجود این کشورهای در حال توسعه، مانند بسیاری از کشورهای آسیایی و آفریقایی سیاست‌های حمایت از قیمت محصولات کشاورزی خود را ادامه داده‌اند. در مطالعات خارجی که انجام شده، جنبه‌های مختلف اثرات سیاست قیمتی مانند اثر آن بر تولید محصولات کشاورزی، رفتار کشاورزان، درآمد کشاورزان و رفاه کشاورزان بررسی شده است (لونبرگر[6]، ۱۹۹۲؛ میراندا[7]، ۱۹۸۸؛ میسون[8]، ۲۰۱۳؛ کیان[9]، ۲۰۲۰؛ لی[10]، ۲۰۲۲).

سیاست‌های تعیین قیمت گندم در ایران عمدتاً با هدف تأمین امنیت غذایی، حمایت از کشاورزان و کنترل قیمت نان به‌عنوان کالایی اساسی اجرا می‌شود. این سیاست‌ها ترکیبی از قیمت‌گذاری دولتی، یارانه و حمایت‌های تنظیم‌شده است. دولت هر ساله عموماً، قبل از فصل کشت، قیمت تضمینی خرید گندم از کشاورزان را اعلام می‌کند. این قیمت معمولاً بالاتر از هزینهٔ تولید و با در نظر گرفتن تورم تعیین می‌شود (محققی و همکاران، ۱۳۹۱).

هدف از خرید تضمینی گندم، حمایت از کشاورزان و تضمین درآمد آن‌ها، تشویق به کشت گندم و افزایش تولید داخلی و کاهش وابستگی به واردات گندم یا خودکفایی در تولید گندم اعلام شده است. از طرفی، دولت با اختصاص یارانه به بخش زیادی از آرد و نان در کشور قیمت آن را کنترل می‌کند. اختلاف بین هزینهٔ تمام‌شده (شامل: قیمت گندم، فرآوری و توزیع) و قیمت فروش نان، از طریق یارانهٔ دولتی جبران می‌شود. این یارانه، سالانه بخش قابل‌توجهی از بودجهٔ دولت را مصرف می‌کند. از طرفی دولت در سال‌های گذشته، بخشی از نهاده‌های تولید را با قیمت ارزان‌تر در اختیار تولید کنندگان قرار داده تا بخشی از هزینه‌های تولید را کاهش دهد. بخشی از عرضهٔ گندم و آرد به قیمت دولتی و بخش دیگر در بازار به قیمت آزاد عرضه می‌شود (آقازاده و همکاران ۱۳۹۸؛ حسینی و همکاران، ۱۳۸۹).

بالاترین میزان خرید تضمینی گندم مربوط به سال ۱۳۹۵ با ۱۱میلیون و ۵۲۰هزار تن است و در سال ۱۴۰۰ میزان خرید تضمینی گندم ۴میلیون و ۵۰۰هزار تن بود که ۷میلیون تن گندم به کشور وارد شده است؛ در آن سال، ارزش واردات گندم حدود ۲/۴ میلیارد دلار بود. در سال ۱۴۰۳ دولت بیش از ۱۱میلیون تن گندم با قیمت تضمینی

---

[1] Newbery
[2] Li
[3] Gouel
[4] Headey
[5] Chavas
[6] Luenberger
[7] Miranda
[8] Mason
[9] Qian
[10] Li

از کشاورزان خریداری کرده است[۱]. با توجه به این‌که نوسانات قیمت سرخرمن گندم و نوسانات قیمت خرید تضمینی گندم در سال‌های مختلف، گندم‌کاران را با عدم اطمینان جدی مواجه کرده و امنیت غذایی کشور را نیز تحت‌تأثیر قرار داده است؛ لذا پژوهش در این‌زمینه ضرورت دارد.

پرسش‌های پژوهش: در زمینهٔ ارتباط بین قیمت‌ها این پرسش مطرح می‌شود که، برنامه‌های حمایت قیمتی تا چه اندازه در کاهش نوسانات قیمت بازار (قیمت سرمزرعه) مؤثر هستند؟ این برنامه‌ها چگونه بر توزیع قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت تاثیر می‌گذارند؟ در سایر کشورهای در حال توسعه نیز، اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در کشورهای در حال توسعه که هم‌اکنون برنامه‌های حمایت قیمتی را اجرا می‌کنند، این پرسش‌ها را مطرح می‌کنند. پاسخ به این پرسش‌ها انگیزهٔ اصلی این مطالعه را فراهم می‌کند؛ در ادامه، مبانی نظری پژوهش، روش پژوهش، نتایج حاصل از برآورد مدل و نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه خواهد شد.

۲. ادبیات پژوهش

ارزیابی اثرات یک سیاست حمایت قیمتی مستلزم ارزیابی توزیع قیمت‌های بازار و تکامل آن‌ها در طول زمان است. با محدود کردن احتمال مواجهه با قیمت‌های پایین، سیاست‌های حمایت قیمتی دم پایین توزیع قیمت را سانسور می‌کنند. تحلیل تجربی در این پژوهش بر مدل خودرگرسیون کوانتیل سانسور شده (CQAR) متکی است که یک نمایش دقیق و انعطاف‌پذیر از دینامیک توزیع قیمت ارائه می‌دهد. این مطالعه، رویکرد اقتصادسنجی برای مدل‌سازی نوسانات قیمت پویا در حضور اثرات سانسور، ارائه می‌کند. علاقهٔ روزافزونی به استفاده از مدل‌های CQAR در اقتصادسنجی کاربردی وجود دارد (چرنوژوکوف و هنگ[۲]، ۲۰۰۲؛ چوی و پورت‌نوی[۳]، ۲۰۱۶).

یکی از ویژگی‌های کلیدی یک برنامهٔ حمایت قیمتی، تعیین قیمت کف توسط دولت و خرید کالا (و در نتیجه ایجاد ذخیرهٔ عمومی) برای جلوگیری از کاهش قیمت، زیر قیمت کف است. این امر یک اثر سانسور کوتاه‌مدت ایجاد می‌کند که چشم‌انداز مواجهه با قیمت‌هایی پایین‌تر از قیمت حمایتی را از بین می‌برد و تمایل به افزایش قیمت متوسط دارد. با این‌حال، یک برنامهٔ حمایت قیمتی هم‌چنین دارای اثرات قیمت بلندمدت است که زمانی ایجاد می‌شود که دولت تصمیم به آزادسازی ذخایر خود می‌گیرد. چنین آزادسازی فشار نزولی بر قیمت‌ها وارد می‌کند. اثرات خالص یک برنامهٔ حمایت قیمتی شامل ترکیبی از این اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت است؛ این اهمیت یک تحلیل پویا و مفید بودن رویکرد CQAR را برجسته می‌کند (لی، شاوا و لی[۴]، ۲۰۲۲).

۲-۱. سیاست حمایت قیمتی

بازار یک کالای قابل ذخیرهٔ مشخص در کشور را درنظر بگیرید. در زمان t، تابع عرضه به‌صورت $Q^s(P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, ..., P_{t-m}, x_t)$ و تابع تقاضای مارشالی به‌صورت $Q^d(P_t)$ است، که در آن $P_{t-1}, P_{t-2}, ..., P_{t-m}$ قیمت‌های گذشته و x_t عوامل خارجی (ازجمله عوامل ریسک) هستند که بر عرضه تأثیر

---

[۱] روزنامه دنیای اقتصاد ۲۲ مرداد ۱۴۰۳ و سایر

[2] Chernozhukov & Hong
[3] Choi & Portnoy, 2016
[4] Li, Chavas, & Li

می‌گذارند. عرضه شامل تولید داخلی، واردات خالص و همچنین انتشار خالص ذخایر در بازار داخلی است. قیمت‌های گذشته $P_{t-1}, P_{t-2}, ..., P_{t-m}$ تنظیمات آهسته در عرضه را نشان می‌دهند. فرض می‌شود تابع عرضهٔ شیب رو به بالا $\partial Qs/\partial Pt > 0$ و تابع تقاضا شیب رو به پایین $\partial Qd/\partial Pt < 0$ دارد. بدون مداخلهٔ دولت، قیمت بازار P_t^e خواهد بود که شرط تعادل بازار $Q^d(P_t) = Q^s(P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, ..., P_{t-m}, x_t)$ را برقرار می‌کند.

اکنون اگر مداخلهٔ دولت در بازار داخلی در نظر گرفته شود. یک سیاست دولتی G و یک قاعدهٔ تصمیم‌گیری سیاستی $Q_t^g(G)$ وجود دارد که در آن Q_t^g مقدار خالص خریداری شده (یا فروخته شده اگر منفی باشد) توسط دولت در زمان t است. در چنین مداخلهٔ دولتی، تعادل بازار به‌صورت زیر می‌شود:

$$Q^s(P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, ..., P_{t-m}, x_t) = Q^d(P_t) + Q_t^g(G) \quad (۱)$$

رابطهٔ فوق می‌تواند برای قیمت بازار حل‌شده و قیمت مرتبط P_t^g شکل گیرد. ماهیت قاعدهٔ تصمیم‌گیری دولت $Q_t^g(G)$ در ادامه مورد بحث قرار خواهد گرفت. واضح است که مداخلهٔ دولت زمانی بر قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد که $Q_t^g(G) \neq 0$ باشد. بررسی ماهیت این تأثیرات موضوع اصلی این پژوهش است. اگر یک دامنه یا باند قیمت در نظر گرفته شود که $G = (P_L, P_H)$ است، P_L یک حمایت قیمتی است که خرید دولت در بازار داخلی را تحریک می‌کند و دولت اقدام به خرید محصول می‌کند، P_H یک سقف قیمت است که فروش دولت را تحریک می‌کند (نیوبری و استیگلیتز[1]، ۱۹۸۱).

چگونه یک سیاست دامنه یا باند قیمت (P_L, P_H) بر قیمت P_t^g تأثیر می‌گذارد؟ به‌طور کلی، $P_t^g \in (P_L, P_H)$ بنابراین عملکرد دولت در بازار از افزایش بیش از اندازهٔ قیمت و کاهش بیش از اندازهٔ قیمت جلوگیری می‌کند و قرار گرفتن در معرض ریسک پایین و بالای قیمت را کاهش می‌دهد. و نهایتاً هر دو اثر نوسانات قیمت و قرار گرفتن در معرض ریسک قیمت را کاهش می‌دهند.

سیاست‌های حمایت قیمتی معمولاً شامل یک قیمت کف P_L است که توسط سازمان‌های دولتی به‌طور رسمی اعلام می‌شود و... برای همهٔ فعالان بازار شناخته شده است. در کشورهای توسعه‌یافته مانند آمریکا و اتحادیه اروپا سیاست‌های حمایت قیمتی اجرا می‌شود؛ همین‌طور در کشورهای در حال توسعه مانند چین نیز سیاست‌های مشابهی وجود دارد. در ایران سیاست خرید قیمت تضمینی محصولات کشاورزی اجرا می‌شود، که قیمت تضمینی محصولات کشاورزی در جدول (۱) آورده شده است.

[1] Newbery & Stiglitz

جدول ۱: قیمت تضمینی خرید محصولات کشاورزی سال زراعی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ (شورای عالی قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی مهر ۱۴۰۳).

Tab. 1: Guaranteed prices for purchasing agricultural products in the cropping year 2024-2025 (Supreme Council for Agricultural Product Pricing, October 2024).

ردیف	نام محصول	قیمت (ریال)
۱	گندم معمولی	۲۰۵۰۰۰
۲	گندم دروم	۲۱۰۰۰۰
۳	ذرت	۱۳۵۰۰۰

بازار گندم در ایران، تحت‌تأثیر سیاست خرید تضمینی، سیاست غذای ارزان (یارانهٔ مصرف‌کننده)، موانع غیرتعرفه‌ای (واردات و صادارت دولتی) و یارانه به نهاده‌ها است.

وقتی‌که $Q_t^g \rangle 0$ است، یعنی این‌که دولت محصول را خریداری می‌کند. دولت سعی می‌کند ذخیرهٔ محصول را در آینده به سطح مطمئنی برساند؛ به‌طوری‌که پاسخ‌گوی نیاز کشور باشد. این ذخیره‌سازی می‌تواند در J دوره اتفاق بیافتد. فرض کنید که بعد از خرید $Q_t^g \geq 0$ در سال t، دولت تصمیم دارد تا در سال t ذخیره را به $\sum_{j=1}^{J} \alpha_j(G) Q_{t-j}^g$ برساند، که شامل سهم مصرف نشده در دوره‌های قبل می‌شود. پس خرید امسال تحت‌تأثیر مقدار خرید سال‌های قبل Q_{t-j}^g قرار می‌گیرد و یک مفهوم پویا برای قیمت P_t^g ایجاد خواهد کرد و نشان می‌دهد سیاست حمایت قیمتی یک اثر پویا روی قیمت محصول دارد، برای در نظر گرفتن پویایی قیمت $P_t^g(P_t, P_{t-1}, P_{t-2}, ..., P_{t-m}, x_t)$ به‌صورت تابعی از قیمت‌های سال قبل و سایر عوامل مؤثر در نظر گرفته شد (لی و همکاران[1]؛ ۲۰۲۲).

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

بررسی مطالعات داخلی مانند: «حیدری» و همکاران (۱۴۰۴)، در مقاله‌ای با عنوان، «تحلیل اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در ایران» به بررسی تأثیر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی مانند حجم پول، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز و درجهٔ باز بودن تجاری بر تورم مواد غذایی در ایران می‌پردازد؛ این مطالعه از مدل غیرخطی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (NARDL) برای تحلیل داده‌های سالانهٔ دورهٔ ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۲م. استفاده کرده است. «محتشمی» و «توکلی» (۱۴۰۲)، یک چارچوب معادلات هم‌زمان به‌منظور بررسی ارتباط سیاست‌های پولی و مالی با تولید و قیمت مواد غذایی در کشور ارائه کردند. با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، معادلات رفتاری مربوطه به‌طور مجزا با به‌کارگیری اطلاعات سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۷ برآورد شده و سپس مدل به‌صورت یک سیستم معادلات با به‌کارگیری روش گاوس سایدل اجرا شده است؛ در ادامه، شبیه‌سازی سناریوهای مختلف برای بررسی اثر تغییرات در نرخ بهره، حجم پول و سرمایه‌گذاری عمومی دولت بر ابعاد مختلف امنیت غذایی صورت گرفت. نتایج نشان‌داد، سرمایه‌گذاری دولتی در بخش کشاورزی و مخارج سرمایه‌گذاری عمومی دولت، به‌واسطهٔ موجودی سرمایه، اثر مثبتی بر تولید غذا اعمال می‌کنند.

[1] Li et al

«سبزه‌گر» (۱۴۰۰)، با استفاده از مدل شبیه‌سازی سیاست‌های تجاری، تأثیر کاهش تعرفه‌ها، یارانه‌ها و حمایت‌های داخلی بر گندم و برنج را بررسی کرد. نتایج نشان‌داد که حذف حمایت‌های داخلی باعث کاهش قیمت جهانی گندم و افزایش تولید و رفاه تولیدکنندگان به‌میزان کم می‌شود. «شمس‌الدینی» و همکاران (۱۴۰۰)، تأثیر شوک‌های سیاست پولی و نرخ ارز بر شاخص قیمت تولیدکنندهٔ محصولات کشاورزی در ایران را طی دورهٔ ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ بررسی کرده است. با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گستردهٔ غیرخطی (NARDL) و آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت (هم‌انباشتگی) بین متغیرها تأیید شد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز و سیاست‌های پولی تأثیرات نامتقارنی بر قیمت محصولات کشاورزی دارند؛ به‌طوری‌که افزایش نرخ ارز در بلندمدت قیمت‌ها را افزایش می‌دهد، اما سیاست‌های پولی انقباضی می‌توانند فشار قیمتی را کاهش دهند. «جلالی» و «ایرانمنش» (۱۴۰۰)، تأثیر سیاست‌های پولی و سمت عرضه بر ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی در دورهٔ ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۶ را بررسی کرده است. با استفاده از مدل ARDL، نتایج نشان‌داد که سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت ارزش افزوده بخش کشاورزی را افزایش می‌دهند، اما در بلندمدت تأثیری ندارند. سیاست‌های سمت عرضه در هر دو دورهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی دارند، که نشان‌دهندهٔ اهمیت سیاست‌های حمایتی در تثبیت قیمت‌ها و افزایش تولید است.

«آقازاده» و همکاران (۱۳۹۸)، تأثیر سیاست‌های قیمت تضمینی بر تولید گندم در ایران طی دورهٔ ۱۳۶۸–۱۳۹۴ را با استفاده از مدل اقتصادسنجی ARDL بررسی کردند. نتایج نشان‌داد که قیمت تضمینی تأثیر مثبت و معناداری بر تولید گندم دارد، اما میزان این تأثیر نسبتاً پایین است. پیشنهاد شد که کیفیت اجرای این سیاست بازبینی شود. «شاهنوشی» و همکاران (۱۳۸۳)، عوامل مؤثر بر عرضهٔ گندم را با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۶۲–۱۳۸۱ و الگوی نرلاو بررسی کرده است. نتایج نشان‌داد که قیمت گندم و بارندگی مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر عرضهٔ گندم هستند، اما سیاست‌های قیمت‌گذاری به‌تنهایی برای افزایش عرضه کافی نیستند. «نجفی» و «حاج رحیمی» (۱۳۷۷)، در پژوهشی تأثیر سیاست‌های قیمت‌گذاری دولت بر الگوی کشت و تولید گندم در استان فارس طی دورهٔ ۱۳۵۳–۱۳۸۵ را با استفاده از روش هم‌انباشتگی بررسی کرده است. نتایج نشان‌داد که نرخ حمایت اسمی (NPR) تأثیر مثبت و معناداری بر سطح زیرکشت و تولید گندم در بلندمدت دارد، اما انعطاف‌پذیری سیاست‌های قیمتی در پاسخ به تغییرات بازار محدود بوده است.

در بررسی مطالعات خارجی نیز، «تریپاتی[1]»۲۰۲۴، تأثیر سیاست‌های حمایت قیمتی بر پویایی قیمت بازار گندم در هند بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که ذخیره‌سازی عمومی تحت برنامهٔ حمایت قیمتی، تغییرپذیری توزیع قیمت‌های بازار را کاهش داده و ثبات کوتاه‌مدت قیمت‌ها را افزایش می دهد؛ با این‌حال، عرضهٔ ذخایر دولتی به‌طور مؤثر از افزایش قیمت‌ها جلوگیری نمی‌کند و تنظیمات پویای قیمت‌های بازار گندم به‌صورت کیفی در رژیم‌های مختلف متفاوت است. مداخلهٔ دولت از طریق تنظیمات پویا، ثبات بازار را کاهش می‌دهد که پیامدهایی برای هند و سایر کشورهای جنوب شرق آسیا در مذاکرات سازمان تجارت جهانی در مورد ذخایر عمومی دارد. یافته‌ها حاکی از آن است که سیاست‌های حمایت قیمتی ممکن است در کوتاه‌مدت قیمت‌ها را تثبیت کنند، اما در بلندمدت به

[1] Tripathi

دلیل ایجاد اختلال در بازار، می‌توانند نوسانات را تشدید نمایند. «سان و همکاران[1]»۲۰۲۴، با استفاده از داده‌های ملی در بازۀ زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷م. و به‌کارگیری روش تفاضل در تفاضل (DID)، تأثیر سیاست قیمت هدف، بر درآمد خانوارهای روستایی چین را ارزیابی کرده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که سیاست قیمت هدف تأثیر معناداری بر درآمد کل خانوارهای روستایی نداشته است. اجرای سیاست قیمت هدف از طریق تأثیر بر تخصیص زمان کار و هزینه‌های تولید کشاورزان، بر درآمد کشاورزی و دستمزدی خانوارها اثر گذاشته است.

«تریپاتی و میشرا»[2] (۲۰۲۴)، تأثیر ذخیره‌سازی بر پویایی‌ها و نوسانات قیمت در بازار گندم هند را بررسی می‌کند. در این تحقیق از روش «رگرسیون چندکی» به‌عنوان نمایشی انعطاف‌پذیر از پویایی‌های قیمتی استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که ذخایر عمومی اثرات قابل‌توجهی بر قیمت دارند، اما نتایج به‌طور معناداری در توزیع قیمت‌ها متفاوت هستند. علاوه‌بر این، مطالعه ثبات پویایی را در توزیع قیمت برای تمام چندک‌ها نشان می‌دهد مصطفی، ویتالی، هافاکر و کانواری[3]،(۲۰۲۴). به‌منظور شناسایی و تجزیه و تحلیل سیستماتیک ادبیات مقالات براساس محرک‌های نوسانات، سطوح حاکمیت، رویکردهای نظری و انواع داده‌های پس‌زمینه گروه‌بندی کردند. بررسی حاضر نقطۀ شروع ارزشمندی برای درک پیوندهای بین عوامل چندبُعدی مؤثر بر نوسانات مداوم قیمت و روندهای تحلیلی نظری و تجربی برای ارائه پیشرفت محاسباتی موردنیاز برای مقابله با مسائل برآورد مدل است. همچنین بر اهمیت تغییر پارادایم در تحقیق در مورد نوسانات قیمت کشاورزی برای رسیدگی به بحران‌های غذایی، با در نظر گرفتن اهداف و چشم‌اندازهای اصلی مانند: امنیت غذایی، کاهش فقر، پایداری در زنجیرۀ ارزش غذایی و انعطاف‌پذیری سیستم‌های غذایی در سراسر جهان تأکید می‌کند.

جمع‌بندی مطالعات نشان می‌دهد که سیاست‌های کلان اقتصادی، پولی و تجاری تأثیر نامتقارنی بر قیمت و تولید مواد غذایی دارند. در ایران، متغیرهایی مانند: نرخ ارز، حجم پول و سرمایه‌گذاری دولتی اثرات متفاوتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بخش کشاورزی می‌گذارند، درحالی‌که سیاست‌های قیمت‌گذاری (مانند قیمت تضمینی) اگرچه مؤثرند، اما به‌تنهایی کافی نیستند. سیاست‌های حمایتی ممکن است در کوتاه‌مدت قیمت‌ها را تثبیت کنند، اما در بلندمدت می‌توانند موجب نوسانات بازار شوند؛ به‌طورکلی، ترکیب سیاست‌های پولی، مالی و تجاری همراه با بهبود کیفیت اجرا و انعطاف‌پذیری بیشتر، برای دستیابی به امنیت غذایی پایدار ضروری است.

۳. روش پژوهش

همان‌طوری‌که در بخش مبانی نظری گفته شد قیمت‌های بازاری از تعادل عرضه و تقاضا مطابق رابطۀ (۱) شکل می‌گیرد. رابطۀ (۱) شامل خرید خالص دولت در زمان t است با توجه به محدودیت‌های آماری در مورد مقدار ذخایر گندم در ایران و همین‌طور حجم دقیق خرید، در این پژوهش براساس روش «زلنر» و «پالم»[4] (۱۹۷۴) و «لی جاواسو» همکاران[5] (۲۰۲۲) بر شکل خلاصه شده تعادل قیمتی متمرکز است.

---

[1] Sun et al.
[2] Tripathi & Mishra
[3] Mustafa, Vitali, Huffaker, & Canavari
[4] Zellner & Palm
[5] Li et al.

$$P_t^g\left(P_{t-1},...,P_{t-m},G,x_t\right) \qquad (۲)$$

با نشان‌دادن قیمت حمایتی با SP_t، دولت آماده است در صورتی‌که قیمت بازار به زیر SP_t سقوط کند، گندم را از بازار داخلی خریداری کند (و در نتیجه ذخیرهٔ عمومی ایجاد نماید). همان‌طورکه در بخش ادبیات تحقیق، بحث شد، این‌امر به‌معنای سانسور توزیع قیمت و حذف دم پایینی توزیع در سطح SP_t است:

$$P_t^g = \max\left(P_t^*, SP_t\right) \qquad (۳)$$

در رابطهٔ (۳)، P_t^* قیمت بازار بدون خرید دولت است. در یک سیاست پایدار، عرضهٔ گندم ذخیره شده باعث ایجاد فشار نزولی بر قیمت می‌گردند؛ درحالی‌که رابطهٔ (۳) اثر سانسوری برنامهٔ حمایت قیمتی را بر دم پایینی توزیع قیمت نشان می‌دهد، لازم است اثرات عرضهٔ گندم ذخیره شده توسط دولت، بر قیمت را نیز در نظرگرفته شود. این‌کار با تعیین مشخصه‌ای برای P_t^* در رابطهٔ (۳) انجام می‌شود، که در آن اثرات آزادسازی ذخایر عمومی بر قیمت P_t^* مطابق رابطهٔ (۴) بیان می‌شود.

$$P_t^* = \sum_{j=1}^{J} \delta_j S_{t-j} \qquad (۴)$$

$$S_t = \max\left\{0, SP_t - kP_t\right\}$$

S_t اهمیت برنامهٔ حمایت قیمتی در زمان t اندازه‌گیری می‌کند. وقتی‌که برنامهٔ حمایتی خیلی کم است $S_t = 0$ است و $SP_t \le kP_t$ می‌باشد. متغیر S_t با افزایش برنامهٔ حمایت قیمتی، افزایش می‌یابد؛ یعنی زمانی‌که $SP_t \ge kP_t$ است. همان‌طورکه در ادامه بحث خواهد شد، تحلیل براساس مقادیر k=0.75 و J=9 فصل است. این انتخاب (k,J) براساس معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)، بهترین برازش را با داده‌ها ارائه می‌دهد. در این چارچوب، $\sum_{j=1}^{J} \delta_j S_{t-j}$، بازتاب‌دهندهٔ تأثیر آزادسازی ذخایر عمومی گندم بر قیمت P_t است، تأثیری که متناسب با S_{t-j} (اهمیت برنامهٔ حمایت قیمتی در زمان $t-j$) می‌باشد. در حالت کلی $\delta_j \langle 0$، نشان‌دهندهٔ اثرات منفی آزادسازی ذخایر عمومی گندم پس از j دوره بر قیمت است؛ بنابراین، ضرایب $(\delta_1,...,\delta_j)$ اثرات پویای برنامهٔ حمایت قیمتی را نشان می‌دهند. حالتی در نظر گرفته می‌شود که در آن، این ضرایب از یک مدل وقفهٔ توزیعی آلمون[1] خطی (مطابق رابطهٔ ۵) تبعیت می‌کنند (آلمون، ۱۹۶۵).

$$\delta_j = (\gamma_0 / J) + (\gamma_1 (j-1)/J), j = 1,2,..,J \qquad (۵)$$

$$\sum_{j=1}^{J} \delta_j S_{t-j} = \gamma_0 SL_t + \gamma_1 SSL_t \qquad (۶)$$

$$SL_t = \left(\sum_{j=1}^{J} S_{t-j}\right)/J \qquad (۷)$$

$$SLL_t = \left(\sum_{j=1}^{J} S_{t-j}(j-1)\right)/J \qquad (۸)$$

متغیرهای SL_t و SSL_t به مقادیر وقفهٔ S_t وابسته است که در آن SL_t یک معیار وقفهٔ ساده از حمایت و SSL_t یک معیار وقفه‌ای وزن دار از حمایت است. پارامتر γ_0 اثر آزادسازی ذخایر محصول را نشان می‌دهد. مقدار

[1] Almon lag

$0\rangle\gamma_0$ نشان‌دهندهٔ زمانی است که آزادسازی ذخایر دولتی فشار منفی بر قیمت P_t^g وارد می‌کند. پارامتر γ_1 نشان می‌دهد که این اثر چگونه در طول زمان تغییر می‌کند. برای ارزیابی نوسانات قیمت و ارتباط آن با سیاست‌های دولت توزیع تکاملی قیمت‌ها بررسی خواهد شد با پیروی از روش «کوئنکر[1]» (۲۰۰۵) و «کوئنکر» و «زیائو[2]» (۲۰۰۶)، از مشخصه‌ی کمّی استفاده خواهد شد و تصریح P^* به‌صورت زیر نشان‌داده می‌شود.

$$P^*(q \mid P_{t-1},...,P_{t-m},SL_t,SLL_t,x_t) = \beta_{0,q} + \beta_{L,q}SL_t + \beta_{LL,q}SLL_t + \beta_{x,q}x_t + \sum_{j=1}^{m}\beta_{i,q}P_{t-i} = X(.)\beta_q \quad (۹)$$

در این رابطه $q \in (0,1)$ و $X(.)$ برداری از متغیرهای توضیحی است و β_q برداری از پارامترها مدل است از ترکیب رابطهٔ (۳) و (۹) مدل رگرسیونی کوانتیل سانسور شدهٔ زیر را خواهد داد:

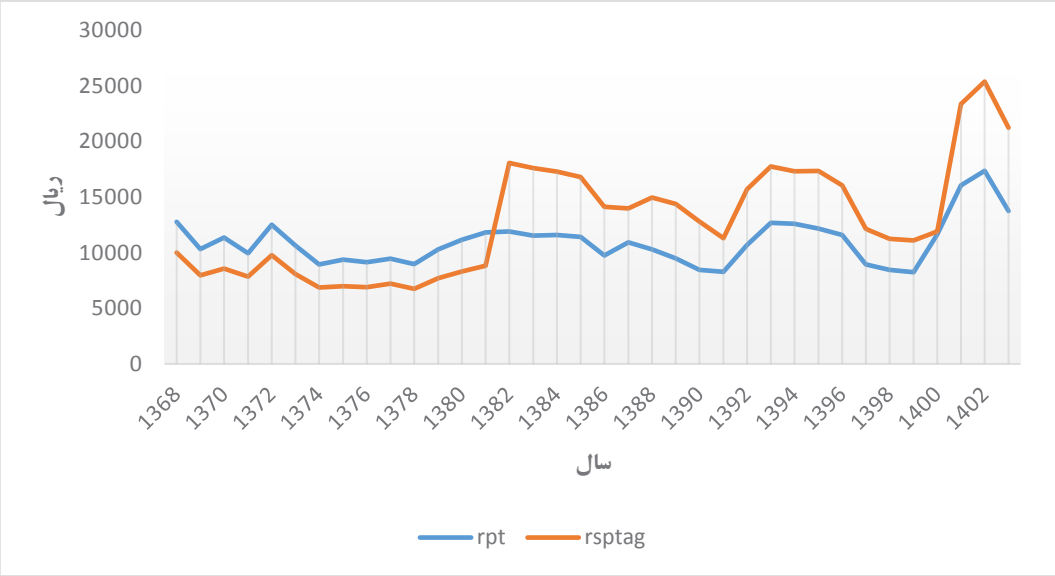
$$P^q(P_{t-1},...,P_{t-m},SL_t,SLL_t,x_t) = \max\left\{X(.)\beta_q, SP_t\right\} \quad (۱۰)$$

این مدل تأثیرات برنامهٔ حمایت قیمتی بر توزیع تکاملی قیمت ارائه می‌دهد و روشی انعطاف‌پذیر برای نمایش اثر سانسور کوتاه‌مدت برنامهٔ حمایت قیمتی بر توزیع قیمت ارائه می‌دهد. این اثر سانسور برای هر توزیع قیمتی اعمال می‌شود و بنابراین تعمیمی از مدل استاندارد توبیت (پورت‌نوی[3]، ۲۰۰۳؛ پاول[4]، ۱۹۸۶) محسوب می‌شود.

٤. نتایج

تحلیل تأثیر سیاست‌ها بر توزیع قیمت بازاربر اساس مدل ارائه‌شده در معادلات (۵) تا (۹) انجام شده است. این تحلیل از داده‌های فصلی‌شدهٔ قیمت سرمزرعه (بازار) (Pt) و قیمت‌های حمایتی دولت (SPt) برای گندم از سال ۱۳۶۸ تا سال ۱۴۰۳ استفاده می‌کند. منبع داده‌ها وزارت جهاد کشاورزی است و داده‌های دو سال اخیر از گزارش‌های خبری وزارت جهادکشاورزی گردآوری شد، با توجه به این‌که در ایران حمایت از تولید گندم به‌صورت یارانه به نهاده‌های کشاورزی و خرید به قیمت تضمینی بوده است؛ لذا ابتدا با محاسبه و برآورد، متوسط میزان یارانه به نهاده‌های تولید گندم به ازای هر کیلوگرم گندم تولیدی، قیمت تضمینی تعدیل و به‌عنوان قیمت حمایتی لحاظ گردید.

1 Koenker
2 Xiao
3 Portnoy
4 Powell



شکل ۱: قیمت بازاری و قیمت حمایتی گندم (به قیمت ثابت ۱۳۹۵) (وزارت جهاد کشاورزی و محاسبات پژوهش).

Fig. 1: Market price and guaranteed price of wheat (in constant 2016 prices) (Ministry of Jihad-e-Agriculture and authors' calculations).

شکل (۱) روند قیمت بازاری و قیمت حمایتی گندم را به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ در بازهٔ زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۲ را نشان می‌دهد. rpt قیمت سرمزرعه یا قیمت بازاری گندم به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ و rsptag قیمت حمایتی گندم به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ است. روند قیمت‌ها در سال‌های مختلف دارای نوسان است تا قبل از سال ۱۳۸۰ قیمت سرمزرعه از قیمت حمایتی بیشتر بوده است؛ اما از این سال، قیمت حمایتی بیشتر شده است. تأثیر تورم و بودجهٔ دولت بر تصمیم‌گیری قیمت‌های دستوری و قیمت‌های بازار، می‌تواند عامل نوسانات باشد.

جدول (۲)، آمار توصیفی متغیرهای قیمت بازار (Pt)، قیمت حمایتی (SPt) و سایر متغیرهای توضیحی را ارائه می‌دهد. قیمت بازار به‌طور میانگین ۱۶۰۲۹ریال به ازای هر کیلوگرم با انحراف معیار ۳۷۲۹۷ ریال بوده است، درحالی‌که قیمت حمایتی به‌طور میانگین ۲۲۳۶۲ریال به ازای هر کیلوگرم با انحراف معیار ۵۴۵۳۶ ریال را نشان می‌دهد.

جدول ۲: نماگرهای آماری متغیرها (وزارت جهاد کشاورزی و محاسبات پژوهش).

Tab. 2: Descriptive statistics of the variables (Ministry of Jihad-e-Agriculture and authors' calculations).

متغیر	شرح	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	حداقل	حداکثر	تعداد مشاهده
P_t	قیمت بازار (ریال)	۱۶۰۲۹	۳۷۲۹۷	۳/۰۷	۱۱/۴۸	۱۰۲	۱۷۲۵۰۰	۱۴۱
P_{t-1}	قیمت بازار با یک وقفه (ریال)	۱۴۹۱۲	۳۴۹۸۱	۳/۲۰	۱۲/۴۵	۱۰۲	۱۶۸۲۷۵	۱۴۰
P_{t-2}	قیمت بازار با دو وقفه (ریال)	۱۳۸۰۸	۳۲۵۷۱	۳/۳۴	۱۳/۵۴	۱۰۲	۱۶۴۰۵۰	۱۳۹
SP_t	قیمت حمایتی (ریال)	۲۲۳۶۲	۵۴۵۳۶	۳/۲۸	۱۲/۹۰	۸۰	۲۶۶۵۰۰	۱۴۱
SL_t	معیار حمایت با وقفه ساده	۶۷۶۴	۱۷۴۴۸	۴/۲۰	۲۱/۰۸	۰	۱۰۸۲۲۰	۱۴۱

SLL_t	معیار حمایت با وقفه وزن دار	۲۳۸۵۵	۶۰۷۹۶	۴/۴۷	۲۱/۰۱	۰	۴۰۰۵۳۹	۱۴۱
d_{1t}	متغیر موهومی فصلی	۰/۲۵	۰/۴۳۷	۰	۰	۰	۱	۱۴۱
d_{2t}	متغیر موهومی فصلی	۰/۲۵	۰/۴۳۷	۰	۰	۰	۱	۱۴۱
d_{3t}	متغیر موهومی فصلی	۰/۲۵	۰/۴۳۷	۰	۰	۰	۱	۱۴۱

در تصریح مدل اقتصادسنجی، به‌عنوان بخشی از متغیر برون‌زا، یک روند خطی زمانی (t) برای لحاظ کردن تغییرات ساختاری و متغیرهای مجازی فصلی (d_{1t}، d_{2t} d_{3t}) برای در نظر گرفتن اثرات فصلی در نظر گرفته شده است. جدول (۳) پارامترهای تخمین‌زده‌شده مدل CQAR را برای چندک‌های انتخاب‌شده $q \in (0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9)$ گزارش می‌کند.

جدول۳: برآورد مدل توبیت و رگرسیون کوانتیل سانسور شده (یافته‌های پژوهش).

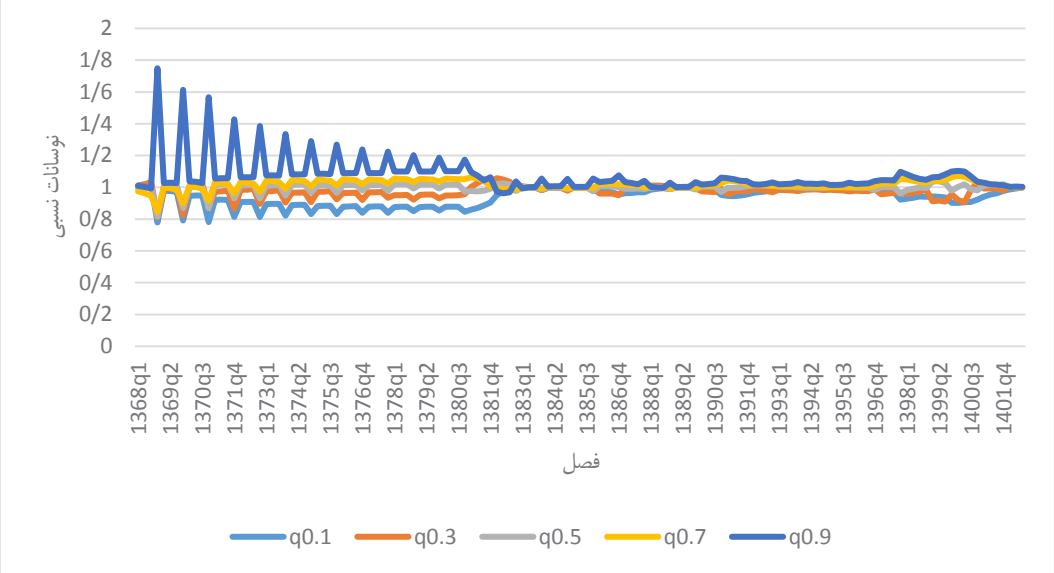
Tab. 3: Tobit model and censored quantile regression estimates (Research findings).

متغیر	Tobit model	ضرایب مدل رگرسیون کوانتیل سانسور شده (CQAR)				
		$q_{0.1}$	$q_{0.3}$	$q_{0.5}$	$q_{0.7}$	$q_{0.9}$
عرض از مبدأ	−۵۵۱/۵۹ (۴۰۷/۶۷)	−۱/۹۰ (۱۰۳/۷۴)	۶/۰۱ (۲۷۸/۲۰)	۱/۳۳ ×۱۰^−۱۴ (۲۰۷/۲۱)	−۴۳/۴۳ (۲۹۲/۶۷)	−۴۰/۳۲ (۲۳۵/۳۳)
P_{t-1}	۱/۴۹۹*** (۰/۰۸۴)	۱/۴۵۲*** (۰/۰۲۴۱)	۱/۴۱۹*** (۰/۰۵۷۴)	۲/۰۱*** (۰/۰۴۳۰)	۱/۸۴۷*** (۰/۶۰۴)	۱/۹۳۲*** (۰/۰۴۸)
P_{t-2}	−۰/۳۵۲*** (۰/۱۱۲)	−۰/۴۵۴*** (۰/۰۲۸۵)	−۰/۴۳۰*** (۰/۰۷۶۵)	−۱/۰۲*** (۰/۰۵۷۳)	−۰/۵۰۲*** (۰/۰۸۰)	−۰/۵۶۹*** (۰/۰۶۴)
SL_t	−۰/۳۵۹** (۰/۱۸۳)	−۰/۱۲۱** (۰/۰۴۶۷)	−۰/۲۴۷** (۰/۱۲۵۴)	۳/۳۳ ×۱۰^−۱۶ (۰/۰۹۳۹)	−۱/۴۳۷*** (۰/۱۳۲)	−۱/۶۷۰*** (۰/۱۰۶)
SLL_t	۰/۰۳۷۶ (۰/۰۴۰۴)	۰/۰۳۰۴*** (۰/۰۱۰۲)	−۰/۰۵۷۱*** (۰/۰۲۷۵)	−۷/۱۹ ×۱۰^−۱۷ (۰/۰۲۰۶)	۰/۲۵۸*** (۰/۰۲۹۰)	۰/۳۰۳*** (۰/۰۲۳)
t	۶/۶۲ (۴/۷۵)	۰/۳۳۸ (۱/۲۱۰)	۰/۱۱۹ (۳/۲۴۶)	۱/۰۵ ×۱۰^−۱۶ (۲/۴۲۲)	−۰/۲۵۵ (۳/۴۱۵)	۰/۱۷۸ (۲/۷۴۱)
d_{1t}	۳۳/۳۹ (۴۰۹/۶۱)	−۰/۳۶۵ (۱۰۴/۲۳)	۰/۰۶۸۴ (۲۷۹/۵۴)	۲/۳۴ ×۱۰^−۱۳ (۲۰۹/۲۱)	−۰/۳۴۰ (۳/۴۱)	۳/۸۳۵ (۲۳۶/۴۷)
d_{2t}	۴۸۶/۲۵ (۴۱۵)	−۲۹/۷۴ (۱۰۵/۶۰)	−۶/۰۰ ۲۸۳/۲۰	۲/۱ (۲۱۱/۹۶)	۷۱/۱۶ (۲۹۷/۹۳)	۱۷۱/۲۵ (۲۳۹/۵۷)
d_{3t}	۴۷۷/۰۷ (۴۰۷/۶۷)	۰/۳۵۰ (۱۰۳/۷۸)	−۳/۹۶۳ (۲۷۸/۳۱)	−۵/۳۳ ×۱۰^−۱۴ (۲۰۸/۲۱)	۱۰/۱۲۰ (۲۹۲/۷۸)	۳/۹۱۶ (۲۳۵/۴۳)

توضیح: خطاهای استاندارد (در پرانتز) با استفاده از روش بوت‌استرپ به‌دست آمده‌اند. ستاره‌ها نشان‌دهندهٔ سطح معناداری هستند: * در سطح ۱۰٪، ** در سطح ۵٪ و *** در سطح ۱٪.

برای مقایسه، نتایج مدل توبیت نیز ارائه شده است. تخمین‌ها CQAR نشان می‌دهند که متغیر SL_t بر قیمت‌ها تأثیر دارد، حداقل برای برخی چندک‌ها؛ به‌عنوان مثال، ضریب SL_t در چندک $q = 0.3$ برابر با −۰/۲۴۷ است، درحالی‌که این مقدار (در مقدار مطلق) در چندک‌های بالاتر افزایش می‌یابد در چندک $q = 0.9$ برابر با −۱/۶۷۰ است این نشان می‌دهد که سیاست حمایت قیمتی، اثرات منفی کوتاه‌مدت قوی‌تری بر Pt دارد. SL_t

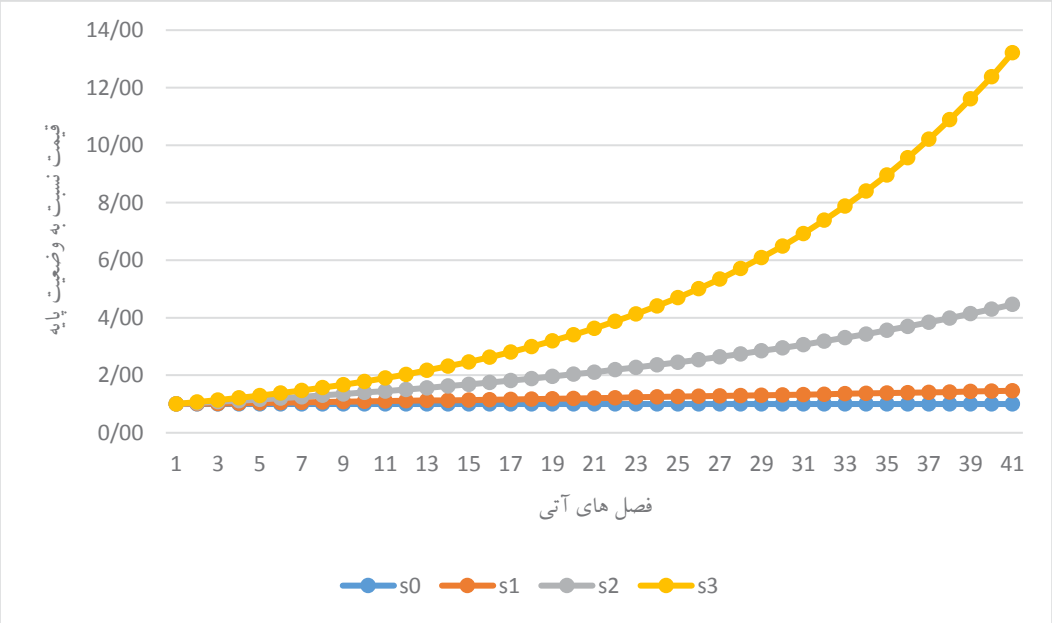
به‌جز در چندک پنجم، در بقیه معنادار است و اثر منفی بر قیمت بازاری دارد. SLL_t، در چندک‌های سوم، هفتم و نهم دارای اثر مثبت و معناداری بر قیمت است؛ درحالی‌که در سایر دهک‌ها یا اثر منفی دارد و یا این‌که معنادار نشده است. متغیر روند زمانی t و متغیرهای مجازی فصلی نیز اثر معناداری بر قیمت نداشته‌اند؛ بنابراین، اثر سیاست حمایت قیمتی دولت می‌تواند باعث کاهش نوسانات قیمت در بازار آزاد (قیمت سرمزرعه) شود. قیمت گندم وابستگی مثبت و معناداری با وقفهٔ اول خود دارد، اما وقفهٔ دوم اثر منفی و معنادار دارد.



شکل ۲: چندک‌های نسبی قیمت تخمینی گندم در دورهٔ موردمطالعه (یافته‌های پژوهش).

Fig. 2: Estimated relative quantiles of wheat prices throughout the study period (Research findings).

مدل برآوردی اطلاعات مفیدی در مورد تأثیرات سیاست حمایت قیمتی بر نوسانات قیمت بازار و تعدیل قیمت در طول زمان ارائه می‌دهد و مبنایی برای ارزیابی تابع توزیع شرطی قیمت‌ها فراهم کرده است. شکل ۲، چندک‌های نسبی قیمت برآوردی برای چندک‌های انتخاب‌شده $q \in (0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9)$ را نشان می‌دهد که برمبنای $q_{0.5}$ محاسبه شده‌اند. این نتایج نشان‌دهندهٔ نوسانات شدید قیمت از سال ۱۳۶۸ تا سال ۱۳۸۱ است که پس از آن طی دورهٔ ۱۳۹۸-۱۳۸۱ کاهش قابل توجهی در نوسانات مشاهده می‌شود. پس از سال ۱۳۹۸مجدداً نوسانات افزایش یافته است.

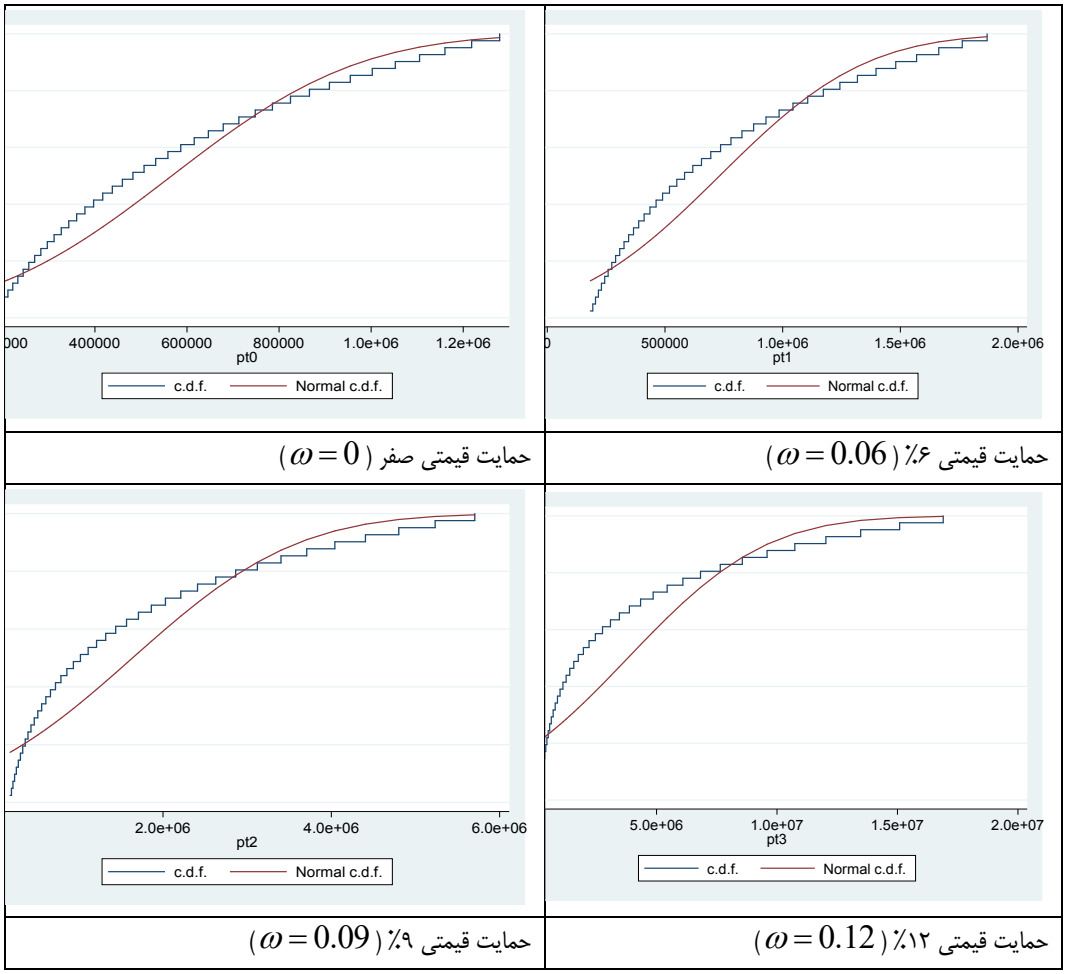


شکل ۳: درصد رشد قیمت در سناریوهای مختلف حمایتی، نسبت به سناریوی پایه (S0) (یافته‌های پژوهش).

Fig. 3: Price growth rates under different support policy scenarios, relative to the baseline scenario (S0) (Research findings).

برای بررسی اثرات حمایت قیمتی دولت، شبیه‌سازی برای آینده به روش مونت کارلو و اثرات نهایی رگرسیون، انجام شد؛ در این روش یک دورهٔ ۱۰ساله (شامل ۴۰ فصل) در آینده در نظر گرفته شد. اثرات پویای برنامهٔ حمایت از قیمت را تحت سناریوهای مختلف ارزیابی شد. برای کمّی‌سازی اثرات سطوح مختلف حمایت، یک شبیه‌سازی تصادفی قیمت گندم انجام شد، با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو ابتدا با الهام از تحقیقات گذشته (لی و همکاران[1]، ۲۰۲۲؛ میراندا و هلمبرگر[2]، ۱۹۸۸)، از یک مولد اعداد تصادفی استفاده و سپس قیمت گندم برای ۱۰ سال آینده پیش‌بینی شد؛ براساس این قیمت و استفاده از رابطهٔ $SP_t = (1+\omega)\times E_{t-1}\left[\hat{P}_{t-1}\right]$، که در مطالعات «کیان و همکاران»، ۲۰۲۰ و «لی و همکاران»، ۲۰۲۲ استفاده شده است؛ سناریوهای مختل حمایت قیمتی، S_0 تا S_3، به‌ترتیب از حمایت قیمتی صفر ($\omega = 0$)، حمایت قیمتی ۶٪ ($\omega = 0.06$)، مطابق روند گذشته، حمایت قیمتی ۹٪ ($\omega = 0.09$)، و حمایت قیمتی ۱۲٪ ($\omega = 0.12$)، شبیه‌سازی انجام و براساس ضرایب رگرسیون تخمینی توبیت در جدول (۳)؛ مقادیر مختلف قیمت بازاری و توزیع آن شبیه‌سازی شد. نتایج نشان‌داد که با داده‌های فصلی توزیع قیمت بازار تقریباً مشابه هم است (شکل ۴)، اما قیمت بازار با توجه به حمایت‌های قیمت با نرخ‌های مختلف تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد؛ به‌طوری‌که حمایت قیمت ۱۲٪ فصلی در سال‌های آخر دوره خواهد شد.

[1] Li et al
[2] Miranda & Helmberger



حمایت قیمتی صفر ($\omega = 0$) | حمایت قیمتی ۶٪ ($\omega = 0.06$)

حمایت قیمتی ۹٪ ($\omega = 0.09$) | حمایت قیمتی ۱۲٪ ($\omega = 0.12$)

شکل ٤: توزیع قیمت بازاری گندم با توجه به سناریوهای مختلف قیمت حمایتی (یافته‌های پژوهش).

Fig. 4: The distribution of wheat market prices according to different support price scenarios (Research findings).

با توجه به این‌که نوع سیاست‌گذاری قیمت تضمینی گندم در کشور، سالیانه است و به‌منظور افزایش درجهٔ آزادی و برازش بهتر مدل داده‌ها فصلی شده‌اند؛ لذا اگر با دیدگاه سالیانهٔ نتایج تحلیل شود، می‌توان گفت که متوسط روند رشد سالیانهٔ قیمت بازاری گندم حدود ۲۰٪ در سال پیش‌بینی شده است، با سناریوی حمایت قیمتی S_0 یعنی تعیین قیمت حمایتی اندازهٔ قیمت بازاری سال قبل و یا حمایت قیمتی صفر، قیمت در بازار مطابق روند گذشته ۲۰٪ افزایش می‌یابد؛ با اجرای سناریوی S_1 با گذشت زمان اختلاف قیمتی حدود ۲٪ سالیانه، و در صورت اجرای سناریوی S_2، اختلاف قیمتی حدود ۱۳/۸۴٪ سالیانه و در صورت اجرای سناریوی S_3 اختلاف قیمتی به اندازهٔ ۴۸/۸۴٪ سالیانه، در مقایسه با با سناریوی S_0؛ پس از پایان دوره ایجاد خواهد شد.

۵. نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی تأثیرات سیاست‌های حمایت قیمتی گندم در ایران پرداخته است، با تمرکز بر تحلیل پویای نوسانات قیمت و اثرات این سیاست‌ها بر بازار گندم، نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های حمایت قیمتی، به‌ویژه

قیمت تضمینی خرید گندم، تأثیر قابل‌توجهی بر کاهش نوسانات قیمت بازار داشته‌اند. این سیاست‌ها با ایجاد یک کف قیمتی، از کاهش شدید قیمت‌ها جلوگیری کرده و از درآمد کشاورزان حمایت می‌کنند؛ هم‌چنین، مداخلات دولت در بازار گندم از طریق خرید تضمینی و ذخیره‌سازی محصول، تأثیرات پویایی بر قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است. یکی از یافته‌های کلیدی این پژوهش، تأثیر متفاوت سیاست حمایت قیمتی بر چندک‌های مختلف توزیع قیمت است؛ به‌عنوان مثال، در چندک‌های پایین‌تر (مانند ۰/۱ و ۰/۳)، اثر سیاست حمایتی قوی‌تر بوده و به کاهش بیشتر نوسانات قیمت منجر شده است. این‌امر نشان‌دهندهٔ کارایی سیاست‌های حمایتی در تثبیت قیمت‌ها در شرایط نامساعد بازار است. از سوی دیگر، در چندک‌های بالاتر (مانند ۰/۷و ۰/۹)، اثر سیاست‌ها کمتر بوده که احتمالاً به‌دلیل محدودیت‌های سیاستی یا تأثیر عوامل خارجی مانند نوسانات جهانی قیمت گندم است.

شبیه‌سازی‌های انجام‌شده برای آینده نیز نشان می‌دهد که افزایش سطح حمایت قیمتی می‌تواند به کاهش بیشتر نوسانات قیمت بینجامد، اما این کاهش با هزینه‌هایی برای دولت همراه است. به‌ویژه، سناریوی حمایت قیمتی ۱۲٪، اگرچه نوسانات را به میزان قابل‌توجهی کاهش می‌دهد، اما بار مالی سنگینی بر بودجهٔ دولت تحمیل می‌کند. این موضوع لزوم تعادل بین حمایت از کشاورزان و حفظ پایداری مالی دولت را برجسته می‌سازد.

۵-۱. پیشنهادهای پژوهش

با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهادی زیر ارائه می‌شود.

الف) پیشنهادها سیاستی (برای سیاست‌گذار)

۱. بازنگری در مکانیسم تعیین قیمت تضمینی: پیشنهاد می‌شود قیمت تضمینی براساس «میانگین موزون هزینه‌های تمام‌شدهٔ تولید در مناطق عمدهٔ کشت گندم» به‌علاوه «نرخ سود معقول» تعیین شود، نه صرفاً برمبنای تورم عمومی یا ملاحظات بودجه‌ای. این‌امر از اختلاف شدید بین قیمت تضمینی و هزینه‌های تولید جلوگیری می‌کند.

۲. هدفمندسازی یارانه‌ها و جایگزینی ابزارهای حمایتی: به‌جای حمایت قیمتی فراگیر، می‌توان یارانه را به «کشاورزان خرده‌پا» و «مناطق کم‌بازده» هدفمند کرد. هم‌چنین، توسعهٔ «بیمه محصولات کشاورزی» با حق بیمهٔ یارانه‌ای و «اعطای تسهیلات مالی کم‌بهره برای خرید نهاده‌های اساسی» می‌تواند وابستگی به مداخلهٔ مستقیم قیمتی را کاهش دهد.

۳. مدیریت فعال و شفاف ذخایر استراتژیک: ظرفیت و قواعد بهره‌برداری از ذخایر گندم باید به‌گونه‌ای طراحی شود که علاوه‌بر تأمین امنیت غذایی، اثرات رقابتی مخرب بر بازار را به حداقل برساند. قواعد شفاف برای زمان و مقدار عرضهٔ ذخایر به بازار، عدم قطعیت را کاهش می‌دهد.

ب) پیشنهادها برای نهادهای ناظر و تنظیم‌گر بازار

۱. اجرایی کردن سامانهٔ یکپارچه پایش و پیش‌بینی بازار: طراحی و استقرار یک «سامانهٔ ملی پایش زنجیرهٔ ارزش گندم» که داده‌های مربوط به سطح زیر کشت، پیش‌بینی تولید، موجودی انبارهای خصوصی و دولتی، قیمت‌های داخلی و جهانی را در زمان واقعی جمع‌آوری و تحلیل می‌کند، برای تصمیم‌گیری بهینه ضروری است. خروجی این سامانه می‌تواند مبنای تعیین کمّی قیمت تضمینی و مدیریت ذخایر قرار گیرد.

۲. پرداخت به‌موقع مطالبات کشاورزان، که از نقاط ضعف اجرایی است، باید به‌عنوان یک اصل غیرقابل چشم‌پوشی در اولویت مدیران اجرایی قرار گیرد.

ج) پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی (برای پژوهشگران)

۱. بررسی اثرات رفاهی سیاست حمایت قیمتی محصولات کشاورزی به‌صورت منطقه‌ای و با داده‌های خرد پیشنهاد می‌گردد.

۲. تحلیل نقش عدم پرداخت به موقع مطالبات گندم‌کاران بر نارضایتی آن‌ها و راهکارهای رفع این مشکل.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از رسالهٔ نویسندهٔ اول به راهنمایی نویسندهٔ دوم است؛ برهمین اساس گردآوری مطالب توسط نویسندهٔ اول و نگارش آن تحت نظارت نویسندگان دوم است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– آقازاده، سعید؛ هومانی فراهانی، محمد؛ و آقازاده قولکی، رستم، (۱۳۹۸). «بررسی اثر سیاست‌های حمایتی دولت بر تولید محصولات کشاورزی: مطالعه موردی قیمت تضمینی گندم». *چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و توسعه* .

– حسینی، سیدصفدر؛ دوراندیش، آرش؛ و سلامی، حبیب‌اله، (۱۳۸۹). «ارزیابی سیاست‌های حمایتی دولت در بازار گندم ایران». *اقتصاد کشاورزی*، ۳ (۴): ۹۵–۱۲۰. https://journals.ut.ac.ir/article_20538.html

– شاهنوشی، ناصر؛ دهقانیان، سیاوش؛ قربانی، محمد؛ گیلانپور، امید؛ و دانش‌مسگران، محسن، (۱۳۸۳). «بررسی عوامل مؤثر بر عرضه گندم در استان خراسان». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۲(۳): ۹۱–۱۰۲. https://doi.org/10.30490/aead.2004.132256

– سبزه‌گر، رویا، (۱۴۰۰). «آثار سیاست‌های تجاری کشاورزی، بر محصولات استراتژیک (گندم و برنج) در ایران». *دومین همایش ملی صنعت و تجاری‌سازی کشاورزی*، اهواز. https://civilica.com/doc

– شمس‌الدینی، شهباز؛ قبادی، سارا؛ و دائی‌کریم‌زاده، سعید، (۱۴۰۰). «اثر تکانه‌های سیاست پولی و نرخ ارز بر قیمت محصولات کشاورزی در ایران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۵ (۱): ۹۳-۱۰۴. https://doi.org/10.22067/jead.2021.67922.1007

– جلائی‌اسفندآبادی، سیدعبدالمجید؛ و ایرانمنش، نسیم، (۱۴۰۰). «بررسی مقایسه‌ای تأثیر سیاست‌های پولی و سیاست‌های سمت عرضه بر تولید بخش‌های کشاورزی، خدمات، صنعت و معدن در اقتصاد ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱ (۴۲): ۵۹-۸۰. https://doi.org/10.30473/egdr.2019.47600.5285

– حیدری، رضا؛ جاودان، ابراهیم؛ و شعبان‌زاده‌خوشرودی، مهدی، (۱۴۰۴). «تحلیل اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در ایران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۹ (۱): ۱۱۶-۹۷. https://doi.org/10.22067/jead.2025.91069.1319

– محققی، حمیدرضا؛ معتمد، محمدکریم؛ و امیری، زهرا، (۱۳۹۱). «محاسبه قیمت واقعی گندم با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) از سال ۷۴ تا ۸۹». *اولین کنفرانس ملی راهکارهای دستیابی به توسعه پایدار (کشاورزی، منابع طبیعی و محیط زیست)*، تهران.

– محتشمی، تکتم؛ و توکلی، محدثه، (۱۴۰۲). «اثر سیاست‌های پولی و مالی بر امنیت غذایی ایران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۷ (۴): ۳۶۵-۳۷۷. https://doi.org/10.22067/jead.2023.72742.1084

– نجفی، بهاءالدین؛ و حاج‌رحیمی، محمود، (۱۳۷۷). «بررسی اثر مداخلات دولت بر انگیزه‌های اقتصادی تولید در محصولات زراعی استان فارس». *مجموعه مقالات دومین گردهمایی اقتصاد کشاورزی ایران*، دانشکدهٔ کشاورزی تهران.

– نجفی، بهاءالدین؛ و زیبایی، منصور، (۱۳۷۲). «بررسی نقش سیاست قیمت‌گذاری در تغییرات الگوی کشت و درآمد زارعین». *مجموعه مقالات دومین سمپوزیوم اقتصاد کشاورزی ایران*، شیراز.

References

- Aghazadeh, S., Homani Farahani, M. & Aghazadeh Gholaki, R., (2019). "Investigating the Effect of Government Supportive Policies on Agricultural Production: A Case Study of Wheat Guaranteed Price". *The 4th International Conference on Modern Research in Management, Economics and Development*. https://civilica.com/doc/914944/ (In Persian)

- Almon, S., (1965). "The distributed lag between capital appropriations and expenditures". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 178-196. https://doi.org/10.2307/1911894

- Chavas, J. P., Hummels, D. & Wright, B. D., (Eds.). (2019). The economics of food price volatility. *University of Chicago Press*. https://press.uchicago.edu/ucp/books/book/chicago/E/bo18143298.html

- Chernozhukov, V. & Hong, H., (2002). "Three-step censored quantile regression and extramarital affairs". *Journal of the American Statistical Association*, 97(459): 872-882. https://doi.org/10.1198/016214502388618663

- Choi, S. J. & Portnoy, S., (2016). "Quantile autoregression for censored data". *Journal of Time Series Analysis*, 37(5): 603-623. https://doi.org/10.1111/jtsa.12174

- Gouel, C., (2013). "Optimal food price stabilisation policy". *European Economic Review,* 57: 118-134. https://doi.org 10.1016/j.euroecorev.2012.10.003

- Headey, D. & Fan, S. (2008). "Anatomy of a crisis: the causes and consequences of surging food prices". *Agricultural economics*, 39: 375-391. https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2008.00345

- Heidari, R., Javdan, E. & Shabanzadeh Khooshrudi, M., (2025). "Analysis of the Asymmetric Effect of Macroeconomic Variables on Food Prices in Iran". *Agricultural Economics and Development,* 39(1): 97-116. https://doi.org/10.22067/jead.2025.91069.1319 (In Persian)

- Hosseini, S. S., Dorandish, A. & Salami, H., (2010). "Evaluation of Government Supportive Policies in Iran's Wheat Market". *Agricultural Economics*, 3(4): 95-120. https://journals.ut.ac.ir/article_20538.html (In Persian)

- Jalaei Esfandabadi, S. A. & Iranmanesh, N., (2021). "A Comparative Study of the Impact of Monetary Policies and Supply-Side Policies on the Production of Agriculture, Services, Industry and Mining Sectors in Iran's Economy". *Economic Growth and Development Research*, 11(42): 59-80. https://doi.org/10.30473/egdr.2019.47600.5285 (In Persian)

- Koenker, R., (2005). *Quantile regression* (Vol. 38). Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511754098

- Koenker, R. & Xiao, Z., (2006). "Quantile autoregression". *Journal of the American Statistical Association,* 101(475): 980-990. https://doi.org/10.1198/016214506000000672

- Li, J., Chavas, J. P. & Li, C., (2022). "The dynamic effects of price support policy on price volatility: The case of the rice market in China". *Agricultural Economics*, 53(2): 307-320. https://doi.org/10.1111/agec.12681

- Luenberger, D. G., (1992). "Benefit functions and duality". *Journal of mathematical economics*, 21(5): 461-481. https://doi.org/10.1016/0304-4068(92)90035-6

- Miranda, M. J. & Helmberger, P. G., (1988). "The effects of commodity price stabilization programs". *The American Economic Review*: 46-58. https://www.jstor.org/stable/1814697

- Mason, N. M. & Myers, R. J., (2013). "The effects of the food reserve agency on maize market prices in Zambia". *Agricultural Economics*, 44(2): 203–216. https://doi.org/10.1111/agec.12004

- Mohagheghi, H. R., Motamed, M. K. & Amiri, Z., (2012). "Calculation of Real Wheat Price Using the Consumer Price Index (CPI) from 1995 to 2010". *The 1st National Conference on Solutions for Achieving Sustainable Development (Agriculture, Natural Resources and Environment*), Tehran. https://civilica.com/doc/198094/ (In Persian)

- Mohtashami, T. & Tavakoli, M., (2023). "The Effect of Monetary and Fiscal Policies on Iran's Food Security". *Agricultural Economics and Development*, 37(4): 365-377. https://doi.org/10.22067/jead.2023.72742.1084 (In Persian)

- Mustafa, Z., Vitali, G., Huffaker, R. & Canavari, M., (2024). "A systematic review on price volatility in agriculture". *Journal of Economic Surveys*, 38(1): 268-294. https://doi.org/10.1111/joes.12549

- Najafi, B. & Hajrahimi, M., (1998). "Investigating the Effect of Government Interventions on Economic Incentives for Crop Production in Fars Province". *Proceedings of the Second Conference on Agricultural Economics of Iran, Faculty of Agriculture, University of Tehran*. https://piaec.areeo.ac.ir/articles (In Persian)

- Newbery, D. M. &Stiglitz, J. E., (1981). *The Theory of Commodity Price Stabilization*. Oxford: Clarendon Press. https://www.jstor.org/stable/2231500

- Portnoy, S., (2003). "Censored regression quantiles". *Journal of the American Statistical Association,* 98(464), 1001-1012. https://doi.org/10.1198/016214503000000954

- Powell, J. L., (1986). "Censored regression quantiles". *Journal of Econometrics*, 32(1): 143-155. https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90016-3

- Qian, J., Ito, S. & Zhao, Z., (2020). "The effect of price support policies on food security and farmers' income in China". *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(4): 1328-1349. https://doi.org/10.1111/1467-8489.12398

- Sabzeghar, R., (2021). "The Effects of Agricultural Trade Policies on Strategic Products (Wheat and Rice) in Iran". *The 2nd National Conference on Agricultural Industry and Commercialization*, Ahvaz. https://civilica.com/doc/1218182/ (In Persian)

- Shahnoushi, N., Dehghanian, S., Ghorbani, M., Gilanpour, O. & Danesh Mesgaran, M., (2004). "Investigating the Factors Affecting Wheat Supply in Khorasan Province". *Agricultural Economics and Development*, 12(3): 91-102. https://doi.org/10.30490/aead.2004.132256 (In Persian)

- Shamsaldini, S., Ghobadi, S. & Daei Karimzadeh, S., (2021). "The Effect of Monetary Policy and Exchange Rate Shocks on Agricultural Product Prices in Iran". *Agricultural Economics and Development,* 35(1): 93-104. https://doi.org/10.22067/jead.2021.67922.1007 (In Persian)

- Sun, G., Liu, Y. & Zhu, Y., (2024). "Target price policy and rural household income: Evidence from China". *Agricultural Economics (Zemědělská Ekonomika)*, 70(5). https://doi.org/10.17221/386/2023-AGRICECON

- Tripathi, A. K., (2024). "Price support policy and market price dynamics: The case of Indian wheat". *Agricultural Economics*, 55(2): 412-427. https://doi.org/10.1111/agec.12825

- Tripathi, A. K. & Mishra, A. K., (2024). "Effect of public stockholding on wheat price dynamics in India: A quantile autoregression approach". *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 68(1), 168-185. https://doi.org/10.1111/1467-8489.12536

- Zellner, A. & Palm, F., (1974). "Time series analysis and simultaneous equation econometric models". *Journal of econometrics*, 2(1): 17-54. https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90028-1

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

Regional Market Regulation in Iran: A Conceptual and Operational Framework for Crisis Conditions

Alireza Garshasbi[1], Sadegh Dadashi[2], Somayeh Nematollahi[3]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2026.31601.3832
Received: 2025/09/21; Revised: 2025/12/19; Accepted: 2026/01/04
Pp: 211-239

Abstract

Frequent disruptions in the supply of essential goods, intensified by economic sanctions and the recent 12-day regional war, have highlighted the structural fragility of Iran's market regulation system and the need for more resilient governance arrangements. Despite extensive government intervention, the absence of an explicit and coherent model for regional market regulation remains a critical gap. This study addresses this deficiency by proposing a conceptual and operational framework that links national policymaking with regional and provincial capacities to improve both equity and efficiency in essential goods markets. The research adopts a three-phase methodological design. In the first phase, regional units were delineated using demographic, productive, and infrastructural indicators, drawing on domestic planning documents and relevant international experiences. In the second phase, key indicators related to supply capacity, demand conditions, storage, and distribution infrastructure were identified and weighted through expert consensus, employing the Delphi method and the Analytic Hierarchy Process (AHP) based on inputs from nine specialists. In the third phase, a Composite Index (CI) was constructed to evaluate and rank alternative regionalization scenarios across four dimensions: productive and infrastructural balance, population homogeneity, spatial distribution of strong provinces, and managerial concentration. The results indicate that a five-region configuration provides the most effective balance among efficiency, equity, and administrative feasibility, outperforming both more centralized and more fragmented alternatives. This configuration enables clearer allocation of responsibilities and strengthens coordination among governance levels. Accordingly, the study advances a three-tier governance framework comprising national leadership and policy direction, regional coordination and decision-making, and provincial-level execution. By systematizing regional market regulation within a multi-level governance structure, this study contributes to the literature on crisis management and regulatory governance. Practically, the proposed model enhances the resilience of essential goods markets under both normal and crisis conditions and offers a scalable foundation for future, commodity-specific operationalization in Iran and other developing economies.

Keywords: Regional Market Regulation, Crisis Management, Multi-level governance, Analytic Hierarchy Process (AHP).
JEL Classification: C38, L52, R5.

1. Associate Professor, Institute for Trade Studies and Research, Tehran, Iran.
2. Lecturer, Institute for Trade Studies and Research, Tehran, Iran.
3. Assistant Professor, Institute for Trade Studies and Research, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: a.garshasbi1986@gmail.com

Citations: Garshasbi, A., Fadashi, S. & Nematollahi, S., (2026). "Regional Market Regulation in Iran: A Conceptual and Operational Framework for Crisis Conditions". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 15(57): 211-239. https://doi.org/10.22084/aes.2026.31601.3832
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6479.html?lang=en

1. Introduction

Market regulation is a core state function aimed at safeguarding the availability and affordability of essential goods, particularly when markets fail due to price volatility, information asymmetry, concentrated market power, or external shocks. In Iran, recurrent episodes of supply disruption and price instability—exacerbated by economic sanctions, exchange-rate volatility, climate stresses, and recent security developments—have revealed the structural limitations of a highly centralized, center-driven governance arrangement. Such systems have proven insufficient for absorbing multiple, overlapping crises. Under these conditions, centralized command often overloads decision-making channels, delays allocation processes, and intensifies inter-agency coordination problems, while significant local and regional capacities remain under-utilized.

A crisis-resilient approach to market regulation requires recognizing that supply chains are inherently spatial systems. Production sites, import entry points, storage facilities, transport corridors, and consumption centers are geographically distributed and tend to form regionally clustered networks. Managing supply and distribution exclusively from the national center therefore creates a mismatch between the scale of decision-making and the spatial organization of economic activity. The regional planning literature conceptualizes the "region" as a functional unit defined by population size, infrastructural endowments, economic capacity, and institutional capability, making it suitable for delegated decision-making and coordinated implementation. Similarly, crisis management scholarship emphasizes multi-level governance, inter-organizational coordination, redundancy, and rapid decision cycles as prerequisites for effective response. In parallel, the regulatory governance literature stresses the importance of minimizing both market failures and government failures through accountable, transparent, and agile regulatory arrangements.

Despite growing policy attention to regional approaches in practice, existing studies in Iran have largely remained either commodity-specific and operational or focused on administrative coordination without an integrated, theory-driven governance architecture. This study addresses this gap by proposing an integrated conceptual and operational framework for regional market regulation under crisis conditions. The main objective is to design a governance model that systematically links national policymaking with regional coordination and provincial execution. Accordingly, the study seeks to (i) develop a defensible regionalization of the country for market-regulation purposes, (ii) construct a set of indicators that connect regional capacities to regulatory readiness, and (iii) propose an institutional design capable of maintaining continuity in decision-making even when centralized coordination is disrupted.

2. Materials and Methods

This study adopts a structured, multi-stage research design to develop and operationalize a regional market regulation model under crisis conditions. The methodological framework consists of three sequential steps: regionalization review, indicator construction and weighting, and multi-criteria decision analysis.

In the first step, national planning documents, sectoral reports, and prior regionalization experiences in Iran were systematically reviewed to identify recurring criteria used for territorial division in governance and policy implementation. This documentary and comparative analysis provided the conceptual basis for defining feasible regional units suitable for market regulation purposes.

In the second step, a structured set of indicators was developed to capture provincial-level capacity for market regulation. These indicators were organized into two main domains. The first domain reflects production and supply capacity, measured through value-added indicators in agriculture, industry, and mining, complemented by energy supply proxies, given the critical role of stable energy inputs in sustaining production, storage, and distribution during crises. The second domain represents distribution and storage capacity, including transport connectivity, logistics assets, and storage

infrastructure. Storage indicators encompass general warehouses, cold-storage facilities essential for perishable goods, and silo capacity as a proxy for strategic bulk storage systems. To refine and validate the indicator framework, semi-structured interviews were conducted with nine experts with extensive experience in market regulation and supply-chain governance. Their assessments were synthesized through content analysis to finalize criteria and sub-criteria.

In the third step, the Analytic Hierarchy Process (AHP) was employed to evaluate alternative national regionalization scenarios for market regulation. Five competing configurations (four-, five-, six-, seven-, and eight-region models) were assessed using four evaluation criteria derived from expert consensus: regional capability (40%), population homogeneity (30%), spatial dispersion of strong provinces (15%), and managerial focus and feasibility (15%). Pairwise comparisons generated normalized scores and a composite index for ranking alternatives. Finally, the selected regionalization scheme was operationalized by assigning provinces to regions and designating a lead province (Muoin 1) and an alternate lead province (Muoin 2) for each region, thereby enhancing continuity, redundancy, and resilience in crisis governance.

3. Discussion

The AHP results indicate that the five-region alternative provides the most balanced configuration in terms of regional capability, demographic coherence, spatial dispersion of strong provinces, and managerial feasibility, achieving the highest composite score (0.67). This finding suggests that neither excessive centralization nor excessive fragmentation offers an optimal governance structure for market regulation under crisis conditions. Conceptually, the result supports a governance logic of distributed capacity with coordinated command, in which regions are sufficiently large to pool production, logistics, and storage assets, yet sufficiently bounded to enable coherent coordination and faster decision cycles.

Beyond the quantitative ranking, the operational design of the proposed model introduces two critical governance safeguards. First, the designation of both a lead province (Muoin 1) and an alternate lead province (Muoin 2) within each region embeds redundancy into the system. Redundancy is a core principle in crisis management and passive defense, as it allows governance functions to continue even when a specific node faces disruption. Second, the formalization of center–region interfaces clarify decision rights, escalation mechanisms, and data-sharing protocols, thereby reducing ad hoc bargaining and inter-agency friction that commonly emerge during crisis response.

From a regulatory governance perspective, the proposed regional structure directly addresses risks associated with government failure under highly centralized systems, including bureaucratic delay, information bottlenecks, and coordination breakdowns. By empowering regions with operational authority, the model enables near-real-time monitoring of inventories, commodity flows, and price dynamics, and supports context-sensitive interventions that reflect regional market conditions. At the same time, strategic coherence at the national level is preserved by retaining rule-setting functions—such as price ceilings, emergency import policies, and management of national reserves—within central authorities, while delegating allocation and redistribution decisions to regional units.

Importantly, the framework is intentionally designed as a general governance model rather than a commodity-specific intervention. This allows future applied research to operationalize the same architecture for particular goods, such as poultry, and to align regional assignments with existing sectoral “Mu’in” practices, thereby enhancing practical applicability without undermining the conceptual generality of the proposed model.

4. Conclusion

This research developed a conceptual and operational model for regional market regulation in Iran under crisis conditions. By integrating insights from crisis management, regional planning, and regulatory governance, the study proposes a coherent multi-level architecture that systematically links national policy formulation with regional coordination and provincial execution. This integrated perspective responds directly to the structural limitations of highly centralized market regulation systems when confronted with complex, overlapping shocks.

Empirically, the application of multi-criteria decision analysis (AHP) demonstrates that a five-region configuration constitutes the most suitable national regionalization scheme for market regulation. This structure achieves a balanced trade-off between efficiency, equity, and administrative feasibility. The proposed model delineates five operational regions and assigns each region both a lead province and an alternate lead province, thereby strengthening continuity, redundancy, and responsiveness. In doing so, the model enhances preparedness through predefined roles and capacity-based regionalization, improves crisis response by delegating operational authority to the regional level, and supports recovery and distributive equity through coordinated redistribution and mobilization of storage and logistics resources.

From a governance perspective, the model provides a structured pathway for transitioning from a predominantly centralized planning paradigm toward a decentralized, region-enabled system, while preserving national strategic oversight. Key strategic functions—such as rule-setting, price regulation, emergency import policies, and management of national reserves—remain at the national level, whereas operational decisions related to allocation, redistribution, and inter-provincial coordination are delegated to empowered regional units. Overall, the proposed model offers a defensible, scalable, and crisis-resilient pathway for strengthening market stability and supply-chain resilience, and provides a foundation for future commodity-specific operationalization.

Acknowledgments

The authors thank the experts who participated in interviews and provided valuable insights. This research received no specific grant from any funding agency in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Author Contributions

Author 1: 70% - Conceptualization, study design, methodological framework, data compilation and interpretation, and drafting of the manuscript. Author 2: 15% - Validation of the analytical framework, contribution to data analysis, and critical review of the manuscript. Author 3: 15% - Contribution to methodological refinement, review and editing of the manuscript, and support in interpretation of findings.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲ وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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/).

تنظیم بازار منطقه‌ای در ایران؛ الگوی مفهومی و اجرایی در شرایط بحران

علیرضا گرشاسبی[۱]، صادق داداشی[۲]، سمیه نعمت اللهی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2026.31601.3832
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۳۰، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۹/۲۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۱۵
صص: ۲۳۹-۲۱۱

چکیده

اختلال‌های مکرر در بازار کالاهای اساسی و آسیب‌پذیری زنجیره‌های تأمین، به‌ویژه در شرایط بحرانی ناشی از تحریم‌ها و جنگ‌های منطقه‌ای اخیر، ضرورت بازاندیشی در شیوه‌های سیاست‌گذاری بازار را آشکار ساخته است. مسأله اصلی این پژوهش، فقدان الگویی بومی برای تنظیم بازار منطقه‌ای در ایران است؛ الگویی که بتواند ظرفیت‌های منطقه‌ای را با سیاست‌گذاری ملی پیوند دهد و کارآمدی تنظیم بازار را ارتقا بخشد. این پژوهش با هدف طراحی الگوی مفهومی تنظیم بازار منطقه‌ای انجام شده است. ابتدا با مرور ادبیات نظری و پیشینه مطالعات، الگوی مفهومی سه سطحی (مدیریت بحران، برنامه‌ریزی منطقه‌ای و تنظیم بازار) شناسایی و در سه گام دنبال شد: منطقه‌بندی کشور بر اساس شاخص‌های جمعیتی، تولیدی و زیرساختی؛ استخراج و وزن‌دهی شاخص‌ها با بهره‌گیری از تحلیل داده‌های آماری و اجماع خبرگان (روش دلفی) و تحلیل سلسه مراتبی و در نهایت طراحی شاخص ترکیبی برای رتبه‌بندی گزینه‌های منطقه‌بندی. یافته‌ها نشان می‌دهد که در میان گزینه‌های مختلف، الگوی پنج‌منطقه‌ای بیشترین توازن را میان ابعاد کارآمدی، عدالت و قابلیت اجرا برقرار می‌کند. این الگو توانست ضمن توزیع متوازن ظرفیت‌های تولیدی و زیرساختی، همگنی نسبی جمعیت و پراکندگی منطقی استان‌های قوی را تضمین نماید و از مزیت تمرکز مدیریتی بیشتری برخوردار گردد. بر پایه نتایج، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران با تکیه بر این الگوی مفهومی و عملیاتی، سازوکاری چندسطحی برای تنظیم بازار طراحی کنند؛ به‌گونه‌ای که سطح ملی راهبری، سطح منطقه‌ای هماهنگی و سطح استانی اجرا را بر عهده گیرد. این الگو می‌تواند زمینه‌ساز ارتقای تاب‌آوری بازار کالاهای اساسی در ایران در شرایط بحران باشد.

کلیدواژگان: تنظیم بازار منطقه‌ای، مدیریت بحران، تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP).
طبقه‌بندی JEL: C38, L52, R5.

۱. دانشیار مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران.
Email: a.garshasbi1986@gmail.com
۲. مربی مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران.
Email: dadashi.sadegh52@gmail.com
۳. استادیار مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: a.garshasbi1986@gmail.com

ارجاع به مقاله: گرشاسبی، علیرضا؛ داداشی، صادق؛ و نعمت‌اللهی، سمیه، (۱۴۰۵). «تنظیم بازار منطقه‌ای در ایران؛ الگوی مفهومی و اجرایی در شرایط بحران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷): ۲۱۱-۲۳۹. https://doi.org/10.22084/aes.2026.31601.3832
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6479.html?lang=fa

۱. مقدمه

تنظیم بازار به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اشکال مداخلهٔ دولت در اقتصاد، نقشی کلیدی در ایجاد تعادل میان عرضه و تقاضا، کاهش نوسانات غیرمنطقی و حمایت از ذی‌نفعان ایفا می‌کند. این سیاست، مجموعه‌ای از مقررات، برنامه‌ها و ابزارهاست که در حوزه‌های تأمین، توزیع و مصرف به‌کار گرفته می‌شود تا همگرایی در عملکرد حلقه‌های زنجیرهٔ ارزش کالاها و خدمات ایجاد کند و در عین‌حال از مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان، واردکنندگان، توزیع‌کنندگان و تشکل‌های صنفی و مدنی پشتیبانی نماید (مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ۱۳۸۸).

ایران در دههٔ اخیر با مجموعه‌ای از بحران‌های هم‌زمان مواجه بوده است؛ از تحریم‌های اقتصادی (به‌ویژه آثار ماندگار این تحریم‌ها از کانال کالاهای سرمایه‌ای بر تولید ناخالص داخلی کشور (علیخانی و همکاران ،۱۳۹۶) و محدودیت‌های تجاری گرفته تا شوک‌های ناشی از تغییرات اقلیمی (به‌ویژه تنش‌های آبی اخیر و آثار ناشی از آن بر بخش‌های مختلف بویژه در کشاورزی به‌عنوان سنگ‌بنای تأمین کالا (راسخی و همکاران، ۱۴۰۳)، نوسانات ارزی و پاندمی کرونا. به‌تازگی نیز جنگ ۱۲روزهٔ رژیم صهیونیستی با ایران نشان‌داد که اختلالات ژئوپلیتیکی می‌توانند بخش بزرگی از زیرساخت‌های حیاتی کشور را در معرض آسیب قرار دهند و اهمیت آماده بودن شبکه‌های منطقه‌ای برای پاسخ سریع به بحران را آشکار ساخت. در چنین شرایطی، تمرکز تصمیم‌گیری سیاست‌های تنظیم بازار در سطح ملی و وابستگی بیش‌ازحد به ستادهای مرکزی منجر به کُندی پاسخ، گسست میان سیاست‌گذاری و اجرا، و شکست در واکنش سریع به اختلالات می‌شود.

در عمل، پیامد این وضعیت، آن بوده است که حتی در شرایطی که منابع کافی برای پاسخ‌گویی به نیاز کشور وجود دارد؛ به‌دلیل فقدان سازوکارهای چابک منطقه‌ای و ضعف هماهنگی استان‌ها، توزیع عادلانه و به‌موقع کالاهای راهبردی با اختلال جدی مواجه می‌شود؛ بنابراین، ضرورت گذار از الگوی متمرکز به الگوی منطقه‌ای بیش از پیش آشکار شده است. چنین الگویی با تکیه‌بر ظرفیت‌های منطقه‌ای و استانی، می‌تواند واکنش‌های سریع‌تر، توزیع متوازن‌تر و تاب‌آوری بالاتری را در برابر بحران‌ها فراهم آورد (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[1]، ۲۰۲۱؛ ایوانوف[2]، ۲۰۲۴؛ لاتور[3]، ۲۰۰۵؛ کالون[4]، ۱۹۸۶؛ لاو[5]، ۱۹۹۲). تجربهٔ کشورها نشان می‌دهد که تنظیم بازار در عصر کنونی نیازمند الگوهای غیرمتمرکز و چندسطحی است؛ در اتحادیهٔ اروپا، ایالات متحده و جنوب‌شرق آسیا مسئولیت‌ها میان سطوح ملی، منطقه‌ای و محلی تقسیم می‌شود و همین معماری ظرفیت واکنش سریع به اختلالات را فراهم می‌آورد (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[6]، ۲۰۱۹؛ رودریگز–پوز[7]، ۲۰۱۸)، پس از پاندمی کرونا و جنگ اوکراین نیز «تاب‌آوری زنجیره‌های تأمین» در دستور کار دولت‌ها قرار گرفت و پژوهش‌های اخیر تأکید می‌کنند که تنها از مسیر هماهنگی شبکه‌ای میان دولت، بخش خصوصی و نهادهای مدنی می‌توان توان

---

1. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2021
2. Ivanov, 2024
3. Latour, 2005
4. Callon, 1986
5. Law, 1992
6. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2019
7. Rodríguez-Pose, 2019

واکنش را ارتقا داد (سازمان جهانی تجارت[1]، ۲۰۲۵). در ادبیات توسعه نیز این اجماع وجود دارد که کارایی تنظیم بازار وقتی محقق می‌شود که در کنار ابزارهای کلان، از ظرفیت‌های منطقه‌ای و محلی بهره‌گیری شود؛ تمرکز صرف ملی به کندی واکنش و شکاف سیاست‌گذاری/اجرا می‌انجامد، حال آن‌که تقسیم کار چندسطحی امکان عملیاتی‌سازی سریع سیاست‌ها در سطح منطقه‌ای را فراهم و از بروز اختلال در توزیع کالاهای راهبردی جلوگیری می‌کند (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، ۲۰۲۴). به این‌ترتیب، بازطراحی حکمرانی تنظیم بازار در ایران با تکیه‌بر منطقه‌بندی هوشمند، نه‌تنها به تخصیص بهینهٔ منابع کمک می‌کند، بلکه تاب‌آوری در برابر بحران‌های هم‌زمان را نیز افزایش می‌دهد.

باوجود اهمیت روشن تنظیم بازار منطقه‌ای، بررسی ادبیات و اسناد داخلی ایران نشان می‌دهد که این حوزه هنوز کمتر به‌طور نظام‌مند موردمطالعه قرار گرفته است. بیشتر پژوهش‌های موجود بر ابزارهای سیاستی سنتی مانند کنترل قیمت، یارانه یا واردات تمرکز داشته‌اند (نعمت‌اللهی و همکاران، ۱۳۹۹)، درحالی‌که کمتر مطالعه‌ای به طراحی مدل مفهومی و اجرایی منطقه‌بندی بازار پرداخته است؛ هم‌چنین، ارتباط میان تنظیم بازار و برنامه‌ریزی منطقه‌ای، که می‌تواند نقشی حیاتی در هماهنگی میان استان‌ها و توزیع متوازن کالاها ایفا کند، در پژوهش‌های داخلی تقریباً مغفول مانده است؛ بنابراین، شکاف اصلی پژوهش در ایران، فقدان مدلی یکپارچه است که بتواند تنظیم بازار را در سطح ملی با برنامه‌ریزی و هماهنگی منطقه‌ای پیوند دهد و پاسخ‌گوی شرایط بحرانی باشد.

در پرتو آن‌چه گفته شد، پژوهش حاضر با هدف طراحی و تبیین الگوی مفهومی و اجرایی تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحران تدوین شده است. نوآوری پژوهش در آن است که فراتر از تحلیل مفهومی، با استفاده از شاخص‌های چندگانه (تولیدی، زیرساختی، جمعیتی و مدیریتی) به تعیین مناطق بهینهٔ تنظیم بازار، تعریف استان‌های معین اول و دوم می‌پردازد؛ بدین‌ترتیب، پژوهش تلاش می‌کند چارچوبی بومی برای گذار از الگوی متمرکز به الگوی منطقه‌ای ارائه دهد.

از منظر ساختار، پژوهش در پنج بخش سامان‌یافته است: پس از این مقدمه، بخش دوم به مرور ادبیات نظری می‌پردازد که در سه محور «مدیریت بحران»، «برنامه‌ریزی منطقه‌ای» و «تنظیم بازار» بررسی می‌شود. در بخش سوم، پیشینهٔ پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم، روش‌شناسی و یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود. نهایتاً در بخش پنجم، نتیجه‌گیری همراه با دلالت‌های سیاستی و پیشنهادهای اجرایی برای ارتقای حکمرانی تنظیم بازار منطقه‌ای در ایران بیان خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع

ادبیات نظری این پژوهش بر سه حوزهٔ کلیدی استوار است؛ نخست، ادبیات مدیریت بحران چارچوبی را برای درک ضرورت آمادگی، واکنش و بازسازی در مواجهه با اختلالات ناگهانی فراهم می‌آورد. این حوزه نشان می‌دهد که مدیریت مؤثر بحران مستلزم وجود ساختارهای چندسطحی، هماهنگی میان نهادها و بهره‌گیری از ظرفیت‌های محلی و منطقه‌ای است. دوم، ادبیات برنامه‌ریزی منطقه‌ای بر چگونگی سازماندهی فضا، منابع و نهادها در سطح

[1]. World Trade Organization, 2025

مناطق و استان‌ها تأکید می‌کند و می‌تواند الگویی برای تقسیم کار میان سطوح ملی، منطقه‌ای و محلی در تنظیم بازار ارائه دهد. سوم، ادبیات تنظیم بازار که به ابزارها، سیاست‌ها و سازوکارهای دخالت دولت در تعادل‌بخشی عرضه و تقاضا می‌پردازد و ابعاد نهادی و اجرایی این سیاست‌ها را بررسی می‌کند. ترکیب این سه بدنهٔ نظری این امکان را ایجاد می‌کند تا چارچوبی مفهومی برای تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحران طراحی شود، چارچوبی که در آن، اصول مدیریت بحران با منطق برنامه‌ریزی منطقه‌ای تلفیق شده و در قالب سیاست‌های تنظیم بازار عملیاتی می‌شود.

۱-۲. ادبیات مدیریت بحران

بحران، به‌طورکلی وضعیتی است که با غافل‌گیری، شدت بالا و زمان محدود برای واکنش مشخص می‌شود. این وضعیت می‌تواند ناشی از عوامل طبیعی مانند زلزله و خشک‌سالی یا از عوامل انسانی و ژئوپلیتیکی هم‌چون جنگ، تحریم و نوسانات اقتصادی باشد. ویژگی مشترک تمامی بحران‌ها، ایجاد اختلال گسترده در نظم موجود و فشار شدید بر منابع محدود است (هادوو همکاران[1]، ۲۰۲۱). در این چارچوب، چهار مرحلهٔ اصلی مورد تأکید قرار گرفته است: ۱) پیش‌گیری و کاهش خطر که شامل اقداماتی برای کاهش احتمال وقوع یا شدت بحران است؛ ۲) آمادگی که به تدوین برنامه‌ها، ایجاد ساختارها و آموزش برای واکنش سریع اشاره دارد؛ ۳) پاسخ که دربرگیرندهٔ فعالیت‌های اضطراری در زمان وقوع بحران برای کاهش خسارت است؛ و نهایتاً ۴) بازسازی و بازیابی که بر بازگرداندن سیستم به حالت پایدار و مقاوم‌تر تمرکز دارد. این چرخه نشان می‌دهد که مدیریت بحران ماهیتی هم‌زمان پیش‌نگر و پس‌نگر دارد (پوشان و میتراف[2]، ۱۹۹۲). ادبیات مدیریت بحران هم‌چنین مجموعه‌ای از اصول کلیدی را درخصوص افزایش تاب‌آوری و حفظ پایداری به‌ویژه در بلندمدت ارائه می‌کنند که مهم‌ترین آن‌ها ضرورت چندسطحی بودن حکمرانی و تقسیم مسئولیت‌ها میان سطح ملی، منطقه‌ای و محلی (بوین و همکاران[3]، ۲۰۱۶)، هماهنگی و یکپارچگی نهادی میان بازیگران (کامفورت[4]، ۲۰۰۷)، چابکی و انعطاف‌پذیری سازمانی برای تصمیم‌گیری در شرایط عدم قطعیت (مک‌کانل[5]، ۲۰۱۱)، مشارکت ذی‌نفعان شامل: دولت، بخش خصوصی، تشکل‌ها و جامعهٔ مدنی (کاپوچو و همکاران[6]، ۲۰۰۶)، اهمیت اطلاعات معتبر و سامانه‌های هشدار سریع برای واکنش به‌موقع (هادوو همکاران، ۲۰۲۱) است.

ادبیات این حوزه، طی پنج دههٔ اخیر سیر تکاملی قابل‌توجهی را پشت‌سر گذاشته است. در دههٔ ۱۹۷۰م. مفهوم تاب‌آوری مطرح شد (هالینگ[7]، ۱۹۷۳)؛ در دههٔ ۱۹۸۰م. توجه به مدیریت سازمانی بحران و یادگیری اهمیت یافت (میتراف[8]، ۱۹۸۸)؛ در دههٔ ۱۹۹۰م. مدل‌های چهارمرحله‌ای مدیریت بحران تثبیت گردید؛ و از دههٔ ۲۰۰۰م. به‌بعد، با گسترش نظریه‌های حکمرانی شبکه‌ای و مدیریت پیچیدگی، تمرکز بر هماهنگی بین‌بخشی و نقش

---

1. Haddow et al., 2021
2. Pauchant & Mitroff, 1992
3. Boin et al., 2016
4. Comfort, 2007
5. McConnell, 2011
6. Kapucu et al., 2006
7. Holling, 1973
8. Mitroff, 1988

بازیگران غیردولتی بیشتر شد (انسل و بوین[1]، ۲۰۱۰). نهایتاً پس از پاندمی کرونا، اهمیت تاب‌آوری زنجیره‌های تأمین و تصمیم‌گیری چندسطحی بار دیگر برجسته گردید (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی،۲۰۲۱). این روند نشان می‌دهد که مدیریت بحران امروز بیش از هر زمان دیگری با برنامه‌ریزی منطقه‌ای و الگوهای چندسطحی پیوند خورده است؛ بنابراین، مبانی ادبیات این حوزه از تمرکز صرف بر واکنش اضطراری در دهه‌های نخست، به‌سوی تاب‌آوری نهادی و حکمرانی چندسطحی در دهه‌های اخیر تحول یافته است.

۲-۲. ادبیات برنامه‌ریزی منطقه‌ای

برنامه‌ریزی منطقه‌ای شاخه‌ای از برنامه‌ریزی توسعه است که با هدف ایجاد تعادل فضایی، کاهش نابرابری‌های جغرافیایی و تخصیص بهینهٔ منابع شکل‌گرفته است. در این رویکرد، «منطقه» تنها یک تقسیم‌بندی اداری یا جغرافیایی نیست، بلکه به‌عنوان یک واحد کارکردی تعریف می‌شود که براساس شاخص‌هایی چون: جمعیت، زیرساخت‌ها، ظرفیت‌های اقتصادی و نهادی قابلیت مداخله و تصمیم‌گیری دارد (گلسون و مارشال[2]، ۲۰۰۷). سیر تاریخی این حوزه نشان می‌دهد که برنامه‌ریزی منطقه‌ای از دههٔ ۱۹۵۰م. تاکنون تحولات گسترده‌ای را تجربه کرده است. در ابتدا نظریه‌های رشد متوازن و نامتوازن (میردال[3]، ۱۹۵۷؛ هیرشمن[4]، ۱۹۵۸) بر نقش کانون‌های توسعه و انتشار اثرات مثبت آن‌ها به پیرامون تأکید داشتند؛ اما از دههٔ ۱۹۷۰م. به‌بعد، با افزایش انتقادات نسبت به سیاست‌های بالا به پایین، رویکردهای مشارکتی و «پایین به بالا» جایگاه ویژه‌ای پیدا کردند (فریدمن[5]، ۱۹۸۶)، در دهه‌های اخیر نیز موضوعاتی هم‌چون: حکمرانی چندسطحی، تاب‌آوری منطقه‌ای و شبکه‌سازی میان مناطق به‌عنوان محورهای نوین برنامه‌ریزی برجسته شده‌اند (رودریگز–پوز[6]، ۲۰۱۸؛ مارتین و سانلی[7]، ۲۰۱۵).

بررسی ادبیات نظری این حوزه نشان می‌دهد، مهم‌ترین مؤلفه‌های برنامه‌ریزی منطقه‌ای در قالب تمرکززدایی و حکمرانی چندسطحی (تقسیم مسئولیت‌ها میان سطح ملی، منطقه‌ای و محلی برای افزایش کارآمدی)، آمایش سرزمین (استفادهٔ بهینه از مزیت‌های نسبی و ظرفیت‌های جغرافیایی در تخصیص منابع[8]، مشارکت ذی‌نفعان محلی (دخالت اتحادیه‌ها، نهادهای مدنی و بخش خصوصی در فرآیند تصمیم‌گیری)، یکپارچگی سیاست‌ها (هماهنگی میان سیاست‌های بخشی (مانند: کشاورزی، صنعت و تجارت) با سیاست‌های منطقه‌ای)، تاب‌آوری منطقه‌ای (توانایی مناطق در مقابله با بحران‌های اقتصادی، اقلیمی و ژئوپلیتیکی) تبیین می‌شود.

برنامه‌ریزی منطقه‌ای در ادبیات توسعه، پاسخی است به این واقعیت که مسائل اقتصادی و اجتماعی تنها در سطح ملی قابل مدیریت نیستند، بلکه ریشه‌ها و راه‌حل‌های آن‌ها در مقیاس‌های کوچک‌تر نیز معنا پیدا می‌کند. منطقه به‌عنوان واحدی فراتر از مرزهای اداری صرف، بستری است که در آن می‌توان منابع، ظرفیت‌ها و نیازها را

---

1. Ansell & Boin, 2010
2. Glasson & Marshall, 2007
3. Myrdal, 1957
4. Hirschman, 1958
5. Friedmann, 1986
6. Rodríguez-Pose, 2018
7. Martin & Sunley, 2015
8. Faludi, 2000

به شکل کارآمدتری هماهنگ کرد (فردمن و ویور[1]، ۱۹۷۹)، همین نگاه سبب شد که از دههٔ ۱۹۶۰م. به‌بعد، رویکردهای منطقه‌ای از تأکید صرف بر رشد اقتصادی به سمت ابعاد گسترده‌تری مانند: عدالت اجتماعی، پایداری زیست‌محیطی، و تاب‌آوری نهادی حرکت کنند (گالسون و مارشال، ۲۰۰۷). این تحول نشان می‌دهد که منطقه نه فقط یک «سطح جغرافیایی»، بلکه یک «سطح حکمرانی» است. در این چارچوب، توجه به برنامه‌ریزی منطقه‌ای بیشتر از آن‌که یک انتخاب باشد، ضرورتی برای کارآمدی سیاست‌گذاری محسوب می‌شود (پیک و همکاران[2]، ۲۰۱۷) سیر تحول برنامه‌ریزی منطقه‌ای نیز نشان می‌دهد که این حوزه از تمرکز صرف بر رشد اقتصادی به‌سمت تاب‌آوری، حکمرانی چندسطحی و مشارکت ذی‌نفعان حرکت کرده است. اصول ذکرشده زمانی اهمیت مضاعف پیدا می‌کنند که موضوع تنظیم بازار مطرح است؛ زیرا توزیع عادلانه و به‌موقع کالاهای راهبردی در شرایط بحران، تنها با اتکا به سازوکارهای منطقه‌ای و ظرفیت‌های محلی امکان‌پذیر خواهد بود؛ بنابراین، برنامه‌ریزی منطقه‌ای بستری نظری و عملی ضروری برای طراحی الگوی تنظیم بازار منطقه‌ای فراهم می‌آورد.

۳-۲. ادبیات تنظیم بازار

تنظیم بازار به‌عنوان یکی از اشکال اصلی مداخلهٔ دولت در اقتصاد، مبتنی‌بر منطق رفع شکست‌های بازاری در تحقق اهداف عدالت و تضمن کارایی مانند: انحصار، اطلاعات نامتقارن، نوسانات شدید قیمتی و ناکارآمدی در تأمین کالاهای عمومی است (استیگلیتز[3]، ۱۹۸۹). در چنین شرایطی، تنظیم بازار به‌منزلهٔ سازوکاری برای کاهش نوسانات غیرمنطقی، تثبیت قیمت‌ها و تضمین دسترسی عادلانه به کالاهای راهبردی عمل می‌کند. ادبیات این حوزه طی چند دههٔ گذشته دستخوش تحول قابل‌توجهی بوده است. در مراحل نخست، دولت‌ها بیشتر در نقش «مداخله‌گر مستقیم» ظاهر می‌شدند و با ابزارهایی چون کنترل قیمت یا توزیع یارانه‌ای عمل می‌کردند. از دههٔ ۱۹۸۰م. به‌بعد و با گسترش سیاست‌های نئولیبرالی، این نقش به «دولت تنظیم‌گر» تغییر یافت؛ دولتی که به‌جای توزیع مستقیم، وظیفهٔ طراحی قواعد، نظارت و ایجاد نهادهای کارآمد را برعهده‌دار (بالدوین و همکاران[4]، ۲۰۱۲؛ لوی–فار[5]، ۲۰۱۱). اقتصاد سیاسی تنظیم‌گری تأکید می‌کند که سیاست‌های تنظیمی نه صرفاً فنی، بلکه عرصه‌ای متأثر از منافع گروه‌های مختلف است (ووگل[6]، ۱۹۹۶ و داباش و همکاران[7]، ۲۰۱۲). به‌همین‌دلیل، خطر «تسخیر تنظیم‌گری» نیز مطرح شده است؛ وضعیتی که در آن نهادهای تنظیم‌گر به‌جای دفاع از منافع عمومی تحت نفوذ ذی‌نفعان خاص قرار می‌گیرند (دال بو[8]، ۲۰۰۶؛ کارپنتر و ماس[9]، ۲۰۱۴). هم‌زمان، توجه به مفهوم «شکست/ناکارامدی نابازار[10]» اهمیت یافته است. همان‌طورکه بازار می‌تواند ناکارآمد باشد، مداخلات دولتی سنگین نیز ممکن است خود به اختلال

1. Friedmann & Weaver, 1979
2. Pike et al., 2017
3. Stiglitz, 1989
4. Baldwin et al., 2012
5. Levi-Faur, 2011
6. Vogel, 1996
7. Dubash et al., 2012
8. Dal Bo, 2006
9. Carpenter & Moss, 2014
10. Non-market Failure

و ناکارآمدی بینجامند (والف[1]، ۱۹۷۹). این نکته به‌ویژه در شرایطی اهمیت دارد که تمرکزگرایی و بوروکراسی مانع از واکنش به‌موقع شود؛ از این‌رو، ادبیات جدید بر ضرورت طراحی سازوکارهای چابک، شفاف و منطقه‌ای برای تنظیم بازار تأکید می‌کند (لوی–فار، ۲۰۱۱).

۳. پیشینهٔ پژوهش

برای تدوین این بخش، ابتدا مجموعه‌ای جامع از مقالات علمی منتشرشده در بازهٔ زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۴هـ.ش. گردآوری شد. در این مجموعه بیش از یک‌صد مقاله شناسایی شد که به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم به موضوع «تنظیم بازار» پرداخته بودند. در گام نخست، مقالاتی که به موضوع تنظیم بازار پرداخته شده بود، به‌عنوان جامعهٔ اصلی انتخاب شدند. در گام بعد، با توجه به چارچوب نظری پژوهش حاضر، علاوه‌بر معیار اصلی، ارتباط محتوایی با دو محور «منطقه‌بندی» و «مدیریت بحران» نیز به‌عنوان معیارهای تکمیلی در غربالگری لحاظ شد. به این‌ترتیب، از میان کل مقالات شناسایی‌شده، نهایتاً ۱۴ مقالهٔ داخلی و خارجی به‌عنوان مطالعات کلیدی انتخاب شدند که هم تنوع زمانی (از دهه‌های آغازین سیاست‌گذاری در ایران تا سال‌های اخیر) و هم گسترهٔ موضوعی (از کالاهای اساسی و کشاورزی تا سیاست‌های نهادی و حکمرانی چندسطحی) را پوشش می‌دهند.

نخستین دستهٔ مطالعات به امکان‌سنجی و تحلیل تنظیم بازار کالاهای اساسی پرداخته‌اند. «احمدوند» و همکاران (۱۳۸۶) در دو مقالهٔ جداگانه به «امکان‌سنجی تنظیم بازار تخم‌مرغ و گوشت مرغ» و هم‌چنین «امکان‌سنجی تنظیم بازار روغن نباتی و گوشت قرمز» پرداختند. یافته‌های این پژوهش‌ها نشان‌داد که ذخیره‌سازی راهبردی و مداخلهٔ دولت در مقاطع خاص، می‌تواند مانع بروز شوک‌های شدید قیمتی شود، اما در نبود هماهنگی منطقه‌ای، اثربخشی این سیاست‌ها کاهش می‌یابد.

پژوهش «ملکوتی‌خواه» و «سوخته‌سرایی» (۱۳۸۶) باعنوان «*بررسی فرآیند تنظیم بازار گوشت مرغ*» از نخستین تلاش‌ها برای تحلیل سازوکار اجرایی تنظیم بازار در ایران محسوب می‌شود؛ نویسندگان با بررسی عملکرد نهادهای مرتبط در زنجیرهٔ تأمین گوشت مرغ، نشان می‌دهند که تمرکز بیش از حد تصمیم‌گیری در سطح ملی، ضعف هماهنگی میان دستگاه‌ها، نوسانات فصلی عرضه و تقاضا، و نبود نظام پیش‌بینی مؤثر از عوامل اصلی ناپایداری بازار این کالا هستند. یافته‌های این مطالعه بر ضرورت تقویت نقش نهادهای محلی و منطقه‌ای در تنظیم بازار کالاهای اساسی و کاهش وابستگی تصمیمات به مرکز تأکید دارد. با این‌حال، تمرکز مطالعه بر یک کالای خاص و فقدان چارچوب مفهومی جامع برای حکمرانی منطقه‌ای، موجب شده است که نتایج آن بیشتر جنبه توصیفی و اجرایی داشته باشد.

«شاه‌آبادی» و «اسماعیل‌بیگی» (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان «تعیین‌کنندهٔ عرضه و تقاضای بازار برنج ایران» به تحلیل الگوهای تعدیل عرضه و تقاضا پرداختند و نتیجه گرفتند که سیاست‌های تنظیم بازار تنها در کوتاه‌مدت قادر به تثبیت نسبی قیمت هستند و در بلندمدت نیازمند اصلاح ساختاری و نگاه منطقه‌ای می‌باشند. در مطالعهٔ دیگری، «شاه‌آبادی» و «تشکری» (۱۳۹۱) عرضه و تقاضای گوشت قرمز را بررسی کردند و با استفاده از مدل

[1]. Wolf, 1979

ARDL نشان‌دادند که واردات و سیاست‌های ارزی بیش از سایر عوامل بر نوسانات بازار اثرگذار است؛ یافته‌ای که ضرورت طراحی سازوکارهای متنوع و منطقه‌ای را برجسته می‌کند.

«قلی‌پور» و «محمدزاده» (۱۳۹۲) در پژوهشی با موضوع «بازار گوجه‌فرنگی در جهان و ایران» به این نتیجه رسیدند که تمرکز سیاست‌ها بر مدیریت تهدیدهای خارجی و واردات، بدون توجه به ظرفیت‌های منطقه‌ای تولید، کارایی لازم را ندارد. در همان‌سال، «چراغی» (۱۳۹۲) با بررسی «اثر سیاست‌های اقتصادی بر تنظیم بازار سیب درختی» نشان‌داد که نوسانات تولید و نبود نظام ذخیره‌سازی منطقه‌ای، از عوامل اصلی ناکامی در مدیریت بازار این محصول بوده است. «زارعی» (۱۴۰۲) در مقاله‌ای با عنوان «راهبردهای تنظیم بازار و ذخیرهٔ کالاهای اساسی» به بررسی نقش شرکت‌های مباشر دولتی پرداخت و نشان‌داد که ذخیره‌سازی هوشمند و منطقه‌ای می‌تواند از اختلالات بازار در شرایط بحرانی جلوگیری کند. در سال‌های اخیر، توجه به حکمرانی و سیاست‌گذاری کلان در تنظیم بازار افزایش یافته است. «داداشی» و همکاران (۱۴۰۳) با مقاله‌ای در حوزهٔ «حکمرانی شبکه‌ای و تنظیم بازار کالاهای اولویت‌دار» تأکید کردند که تنها با تقسیم وظایف میان بازیگران دولتی و غیردولتی می‌توان واکنش کارآمدی به بحران‌های عرضه و تقاضا داشت.

در سطح بین‌المللی، بخش قابل‌توجهی از پژوهش‌ها بر پیوند میان تنظیم بازار و تاب‌آوری زنجیره‌های تأمین متمرکز بوده است. سازمان همکاری و توسعهٔ اقتصادی در سال‌های ۲۰۲۱ و ۲۰۲۴م. در گزارش‌های خود بر ضرورت طراحی سیاست‌های چندسطحی برای مدیریت بازار کالاهای اساسی تأکید کرده است. «ایوانو»[1] (۲۰۲۴) با تمرکز بر بحران کرونا، نشان‌داد که تنها رویکردهای منطقه‌ای و شبکه‌ای قادرند زنجیره‌های تأمین را در برابر شوک‌های هم‌زمان مقاوم سازند. رودریگز–پوز، ۲۰۱۸ در سال ۲۰۱۸ در حوزهٔ برنامه‌ریزی منطقه‌ای بر این نکته تأکید کرد که هماهنگی سیاست‌های اقتصادی با ظرفیت‌های فضایی و منطقه‌ای، پیش‌شرط موفقیت در تنظیم بازار است (کارپنتر و ماس، ۲۰۱۴). مفهوم «تسخیر تنظیم‌گری» را معرفی کردند و هشدار دادند که اگر نهادهای تنظیم‌گر تحت فشار گروه‌های ذی‌نفع قرار گیرند، منافع عمومی قربانی خواهد شد. خلاصه‌ای از مطالعات بررسی–شده در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: خلاصه مطالعات پیشین (یافته‌های تحقیق).

Tab. 1: Conceptual model of regional market regulation under crisis conditions

ردیف	نویسنده/سال نتشار	عنوان مقاله	یافته‌های کلیدی	شکاف دانشی
1	احمدوند و همکاران، ۱۳۸۶	امکان‌سنجی تنظیم بازار تخم‌مرغ و گوشت مرغ امکان‌سنجی تنظیم بازار روغن نباتی و گوشت قرمز	ذخیره‌سازی و سیاست‌های حمایتی می‌تواند به کاهش نوسانات می‌شود.	به نقش مناطق و تفاوت‌های استانی در سیاست‌ها نپرداخته است.
۲	ملکوتی‌خواه و سوخته‌سرایی، ۱۳۸۶	بررسی فرآیند تنظیم بازار گوشت مرغ	عدم کارامدی سیاست های قیمت کف و سقف در ارتقاء کیفی این بخش	عدم توجه به ساختار منطقه بندی در فقدان مدل حکمرانی
3	شاه‌آبادی و تشکری، ۱۳۹۱	تعیین‌کنندهٔ عرضه و تقاضای برنج در ایران	عوامل اقتصادی و سیاست‌های تنظیمی	فقدان بررسی سازوکار منطقه‌ای و حکمرانی چندسطحی

[1] Ivanov

ردیف	نویسنده/سال نتشار	عنوان مقاله	یافته‌های کلیدی	شکاف دانشی
		تعیین‌کنندهٔ عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران	کوتاه‌مدت بر قیمت گوشت مؤثرند.	
4	قلی‌پور و محمدزاده، ۱۳۹۲	بررسی بازار گوجه‌فرنگی در ایران و جهان	تهدیدهای قیمتی و نوسانات فصلی نیازمند مداخلات تنظیمی است.	تمرکز بر کالای خاص بدون مدل منطقه‌بندی یا پاسخ به بحران
5	چراغی، ۱۳۹۲	اثر سیاست‌های اقتصادی بر تنظیم بازار سیب درختی	سیاست‌های قیمتی و حمایتی نتایج کوتاه‌مدت داشتند.	جایگاه استان‌ها و ظرفیت منطقه‌ای لحاظ نشده.
6	زارعی، ۱۴۰۲	راهبردهای تنظیم بازار و ذخیره کالاهای اساسی	ذخیره‌سازی دولتی همچنان ابزار غالب است.	توجه ناکافی به نقش مناطق و ظرفیت بخش خصوصی
7	داداشی و همکاران، ۱۴۰۳	سطح‌بندی عوامل دخیل در تنظیم بازار کالاهای اولویت‌دار	عوامل حکمرانی شبکه‌ای و هماهنگی نهادی را شناسایی کرد.	بعد منطقه‌ای و شاخص‌های استانی غایب است.
8	نورانی‌آزاد و میرزابابازاده، ۱۴۰۳	تنظیم بازار و پویایی قدرت بازاری متأثر از عوامل درون‌زا و برون‌زای اقتصادی در صنعت خودروسازی ایران	شدت تمرکز و رفتار غیررقابتی نیازمند تنظیم‌گری است.	کالاهای اساسی و بعد منطقه‌ای مغفول مانده
9	رحمانی و همکاران، ۱۴۰۳	تحلیل اقتصادی تفاوت‌های استانی در قیمت‌ها، حاشیه بازاریابی و تولید تخم مرغ در ایران و کاربرد آن برای سیاست‌های منطقه‌ای	تفاوت‌های قیمت در استانی می‌تواند مبنای سیاست‌های تنظیمی در سطح مناطق باشد.	اشاره به بعد منطقه‌ای دارد، ولی فاقد مدل مفهومی جامع است و به شرایط بحرانی هم توجهی ندارد.
10	سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، ۲۰۲۱؛	Food Supply Chain Resilience after COVID-19	حکمرانی چندسطحی برای تاب‌آوری زنجیره غذایی ضروری است.	فاقد بومی‌سازی برای ایران
11	ایوانوف، ۲۰۲۴	Supply Chain Resilience in Crises	شبکه‌سازی منطقه‌ای کلید واکنش سریع است	نیازمند ترجمه به سیاست‌های تنظیم بازار ایران
12	رودریگز–پوز، ۲۰۱۸	The Revenge of the Places that Don’t Matter	سیاست‌های ملی بدون توجه به مناطق شکاف فضایی را تشدید می‌کنند.	پیوند مستقیم با تنظیم بازار ایران ندارد.
13	انسل و بوین، ۲۰۱۰	Crisis Management and Multi-level Governance	بحران‌ها تنها با حکمرانی چندسطحی مدیریت‌پذیرند.	بعد کالایی و تنظیم بازار غایب است.
۱۴	کارپنتر و ماس، ۲۰۱۴	Preventing Regulatory Capture	خطر تسخیر تنظیم‌گری در سیاست‌های اقتصادی.	توجهی به منطقه‌بندی بازار نشده است.

مرور مقالات داخلی نشان می‌دهد که بدنهٔ اصلی پژوهش‌ها عمدتاً بر تنظیم بازار کالاهای اساسی کشاورزی متمرکز بوده است. این مطالعات با رویکردهای اقتصادسنجی یا تحلیل سیاستی، توانسته‌اند تا حدی عوامل مؤثر بر عرضه، تقاضا و نوسانات قیمتی را شناسایی کنند. با این‌حال، نقطه‌ضعف مشترک این پژوهش‌ها غفلت از بُعد منطقه‌ای و حکمرانی چندسطحی است؛ یعنی به‌جای آن‌که ظرفیت‌ها و تفاوت‌های استانی و منطقه‌ای در سیاست‌های تنظیم بازار لحاظ شوند، تمرکز عمدتاً بر سطح ملی یا تحلیل بخشی باقی مانده است. حتی در معدود پژوهش‌هایی که به تفاوت‌های استانی پرداخته‌اند، چارچوب نظری منسجمی برای پیوند تنظیم بازار و برنامه‌ریزی منطقه‌ای ارائه نشده است. در مقابل، مقالات خارجی بیش از آن‌که بر کالای خاص تمرکز داشته باشند، به ابعاد نهادی و ساختاری تنظیم بازار و زنجیرهٔ تأمین پرداخته‌اند. محورهایی چون: تاب‌آوری زنجیره‌های تأمین در

بحران‌ها، حکمرانی چندسطحی در مدیریت بحران‌ها، پیامدهای نادیده گرفتن مناطق در سیاست‌گذاری ملی و مخاطرات تسخیر تنظیم‌گری در ادبیات جهانی پررنگ است. این مطالعات توانسته‌اند تصویری راهبردی از نحوهٔ ترکیب سیاست‌های تنظیم بازار با تاب‌آوری، شفافیت نهادی و مشارکت بازیگران ارائه دهند. ضعف اصلی این بدنه پژوهشی در بومی‌سازی برای شرایط ایران و پرداختن به کالاهای اساسی و ملاحظات اجتماعی اقتصادی بومی است.

برآیند این دو دستهٔ مطالعات، یک شکاف دانشی روشن را برجسته می‌کند؛ در ایران، تنظیم بازار هنوز بیش از حد به مداخلات ملی و مقطعی متکی است و کمتر بر الگوهای منطقه‌ای و چندسطحی تمرکز دارد. در سطح جهانی، گرچه چارچوب‌های نظری و نهادی پیش‌رفته‌ای برای تاب‌آوری و تنظیم‌گری وجود دارد، اما کمتر به تطبیق آن‌ها در بافت‌های خاص مانند ایران پرداخته شده است؛ از این‌رو، ضرورت اصلی پژوهش حاضر طراحی و ارائه الگوی مفهومی بومی برای تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحران است.

بررسی‌ها نشان می‌دهد که موضوع منطقه‌بندی کشور مسبوق به تجربه‌های متعدد بوده است؛ برای نمونه، وزارت کشور در سال ۱۳۹۲هش. کشور را به پنج منطقه تقسیم کرد که معیارهایی مانند: مجاورت جغرافیایی، نزدیکی فرهنگی–اجتماعی و تسهیل هماهنگی اداری در آن لحاظ شد (وزارت کشور، ۱۳۹۲). وزارت بهداشت نیز در سال ۱۳۹۴هش. با هدف ارتقای عدالت در دسترسی به خدمات درمانی، نظام سلامت کشور را در قالب ۱۰ منطقهٔ بهداشت و درمان ساماندهی کرد (وزارت بهداشت، ۱۳۹۴). تجربه‌ای قدیمی‌تر نیز در دههٔ ۱۳۸۰هش. توسط وزارت صمت و سازمان غله اجرا شد که طی آن کشور بر اساس ظرفیت تولیدی و تجاری به ۱۴ منطقه تقسیم گردید (وزارت صمت، ۱۳۸۵). اشتراک این تجارب در تأکید بر معیارهایی چون: مجاورت جغرافیایی، اشتراکات فرهنگی–اجتماعی، ظرفیت‌ها و زیرساخت‌های مشترک بوده است. در کنار این تجارب اجرایی، اسناد بالادستی نیز جهت‌گیری‌هایی روشن برای پیوند تنظیم بازار با حکمرانی چندسطحی و منطقه‌ای ارائه داده‌اند. «سند نقشه راه تنظیم بازار کشور–۱۳۹۸» بر ضرورت هماهنگی میان دستگاه‌ها و تقویت نقش مناطق در مدیریت توزیع تأکید دارد. «سند ملی مدیریت بحران–۱۳۹۹» نیز صراحتاً حکمرانی چندسطحی و تمرکز بر ظرفیت‌های محلی و منطقه‌ای را برای مقابله با بحران‌ها توصیه می‌کند. هم‌چنین، «سند ملی دانش بنیان امنیت غذایی–۱۴۰۱» بر اهمیت تأمین پایدار کالاهای اساسی در سطح استانی و منطقه‌ای تأکید کرده است. مجموعهٔ این اسناد نشان می‌دهد که بستر حقوقی و سیاستی لازم برای حرکت به سمت تنظیم بازار منطقه‌ای در کشور وجود دارد.

٤. الگوی مفهومی پژوهش

الگوی مفهومی این پژوهش برمبنای سه حوزهٔ اصلی ادبیات نظری، یعنی مدیریت بحران، برنامه‌ریزی منطقه‌ای و تنظیم بازار طراحی شده است. مرور ادبیات نشان می‌دهد که هر یک از این حوزه‌ها مجموعه‌ای از نظریه‌های کلیدی و تحولات تطوری دارند که می‌توانند بنیان نظری لازم برای طراحی یک چارچوب بومی در شرایط بحران را فراهم آورند؛ از سوی دیگر، پیوند این حوزه‌ها با موضوع تنظیم بازار منطقه‌ای مستلزم آن است که دلالت سیاستی هر حوزه روشن شود و مؤلفه‌های کلیدی آن به ابزارهای سنجش و شاخص‌سازی تبدیل گردد. جدول (۲)، الگوی مفهومی پژوهش را به‌صورت خلاصه ارائه می‌کند.

جدول ۲: الگوی مفهومی تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحران (یافته‌های تحقیق).

Tab. 2: Summary of Previous Studies

محور اصلی	نظریه‌های اصلی	دلالت سیاستی در بحران	مولفه‌های کلیدی
مدیریت بحران	– تاب‌آوری – چرخه مدیریت بحران چهارمرحله‌ای – حکمرانی چندسطحی در بحران – تاب‌آوری زنجیره تأمین	طراحی سازوکارهای چابک، چندسطحی و پیش‌نگر	– سرعت واکنش و تصمیم‌گیری – پوشش و ظرفیت زیرساخت‌های حیاتی – هماهنگی سطوح ملی، منطقه‌ای و محلی – قابلیت بازسازی پایدار
برنامه‌ریزی منطقه‌ای	– رشد نامتوازن – نظریه وابستگی متقابل و برنامه‌ریزی مشارکتی – آمایش سرزمین –تاب‌آوری منطقه‌ای و حکمرانی چندسطحی	استفاده از ظرفیت‌های منطقه‌ای و تقسیم کار فضایی برای توزیع متوازن منابع و کالاها	– جمعیت و تراکم – ظرفیت تولیدی و اقتصادی مناطق – پراکندگی و کیفیت زیرساخت‌ها – سطح مشارکت ذی‌نفعان محلی
تنظیم بازار	– شکست بازار – شکست نابازار – دولت تنظیم‌گر – اقتصاد سیاسی تنظیم‌گری – تسخیر تنظیم‌گری	طراحی الگوی تنظیم بازار منطقه‌ای با تأکید بر رفع شکست‌های بازار و نابازار و مشارکت بازیگران محلی	– ظرفیت تأمین و تولید منطقه‌ای – توان لجستیکی و شبکه توزیع – سطح شفافیت و نظارت – میزان مشارکت تشکل‌ها و بخش خصوصی

جدول (۱) نشان می‌دهد که سه محور اصلی ادبیات نظری با یک‌دیگر پیوند خورده و بستر مشترکی برای طراحی الگوی تنظیم بازار منطقه‌ای ایجاد می‌کنند. ترکیب این سه محور، بیانگر آن است که طراحی الگوی تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحران، تنها زمانی موفق خواهد بود که اصول تاب‌آوری و مدیریت بحران، ظرفیت‌های منطقه‌ای و حکمرانی چندسطحی و سازوکارهای تنظیم‌گری شفاف و مشارکتی به‌طور هم‌زمان مدنظر قرار گیرند. این پیوند سه‌گانه مبنای چارچوب تحلیلی پژوهش و گام بعدی در مسیر شاخص‌سازی و مدل‌سازی خواهد بود. با توجه به تلفیق سه حوزهٔ نظری مدیریت بحران، برنامه‌ریزی منطقه‌ای و تنظیم بازار، پرسش‌های این پژوهش به گونه‌ای طراحی شده‌اند که بتوانند ضمن حفظ انسجام نظری، مبنایی برای استخراج مؤلفه‌های اجرایی الگو فراهم آورند. همان‌طورکه در مقدمه ذکر شد، براساس چارچوب طراحی شده دو پرسش اساسی مورد تأکید در این پژوهش قرار دارد؛ «الگوی مفهومی تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحران بر اساس پیوند میان مدیریت بحران، برنامه‌ریزی منطقه‌ای و تنظیم بازار چگونه قابل طراحی است؟» و «چارچوب الگوی پیشنهادی، چه مؤلفه‌ها و سازوکارهایی می‌توانند به کارآمدی حکمرانی منطقه‌ای بازار و افزایش تاب‌آوری زنجیرهٔ تأمین در شرایط بحران کمک کنند؟».

۱-٤. منطقه‌بندی اولیه برای تنظیم بازار

یکی از گام‌های کلیدی در طراحی الگوی تنظیم بازار منطقه‌ای، تعیین نحوهٔ تقسیم کشور به واحدهای منطقه‌ای است. این مرحله نه صرفاً یک تقسیم‌بندی جغرافیایی، بلکه تلاشی برای تعریف چارچوبی کارآمد بر پایهٔ شاخص‌های جمعیتی، تولیدی، زیرساختی و مدیریتی به‌شمار می‌آید. مبنای نظری این بخش بر اصل «حداقل همگنی درونی و حداکثر ناهمگنی بیرونی» استوار است؛ به این معنا که هر منطقه باید درونی همگن و قابل مدیریت داشته باشد،

در حالیکه از سایر مناطق نیز تمایز معناداری پیدا کند. افزون بر این، اصل «کارآمدی مدیریتی» نیز اقتضا می‌کند که تعداد مناطق به‌گونه‌ای انتخاب شود که اداره و هماهنگی آن‌ها در شرایط بحرانی و تنظیم بازار عملیاتی باشد.

طراحی گزینه‌های مختلف منطقه‌بندی در این پژوهش بر اساس مؤلفه‌هایی انجام گرفته است که در مطالعات مرتبط داخلی مورد توجه قرار گرفته‌اند (تقسیم‌بندی پنج منطقه‌ای وزارت کشور سال ۱۳۹۲؛ الگوی ده‌منطقه‌ای وزارت بهداشت سال ۱۳۹۴ و تقسیم‌بندی چهارده‌منطقه‌ای سازمان غله و خدمات بازرگانی وزارت صنعت، معدن و تجارت دهه ۱۳۸۰). در این ارتباط، همجواری جغرافیایی (برای تسهیل پیوندهای سرزمینی و کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل)، اشتراکات فرهنگی (برای تقویت همبستگی اجتماعی و پذیرش الگوهای مشترک حکمرانی)، و اشتراکات اجتماعی (برای بهبود هماهنگی نهادی و ظرفیت‌های مدیریتی در سطح منطقه‌ای) از مهم‌ترین مؤلفه‌ها در تقسیم‌بندی به‌شمار می‌روند.

نکتهٔ مهم دیگر، تعداد استان‌های درون هر منطقه است که اگر بیش از حد زیاد یا بیش از حد کم شود، بر اصل «حداقل همگنی درونی و حداکثر ناهمگنی بیرونی» اثر منفی خواهد گذاشت؛ به بیان دیگر، منطقه‌ای که تعداد استان‌های بسیار زیادی داشته باشد، ناهمگون‌تر شده و از انسجام مدیریتی بازمی‌ماند. منطقه‌ای هم که بسیار کوچک یا تک‌استانی باشد، از منطق تفاوت‌های منطقه‌ای تهی خواهد شد؛ از این‌رو، پژوهش حاضر تلاش کرده است تا حدی از توازن در تعداد استان‌های مناطق نیز رعایت گردد.

با توجه به این ملاحظات و براساس نظرات خبرگان، دامنه‌ای میان چهار تا هشت منطقه برای طراحی گزینه‌های مختلف درنظر گرفته شد. دلیل این انتخاب آن است که از یک‌سو گزینه‌های کمتر (چهار یا پنج منطقه) امکان مدیریت متمرکزتر و ساده‌تر را فراهم می‌آورند و از سوی دیگر، گزینه‌های بیشتر (شش تا هشت منطقه) توانایی بالاتری در بازتاب تفاوت‌های جمعیتی، اقتصادی و زیرساختی میان استان‌ها دارند؛ درواقع، محدودهٔ ۴ تا ۸ منطقه به‌عنوان «طیف منطقی» بین حداقل تجربهٔ داخلی (۵ منطقه) و حداکثر آن (۱۴ منطقه) انتخاب شده‌اند؛ به‌گونه‌ای‌که هم با اصول نظری هم‌خوان باشد و هم به اقتضائات اجرایی نزدیک‌تر گردد؛ بنابراین، منطقه‌بندی اولیهٔ کشور در این پژوهش براساس طراحی طیفی از گزینه‌های ۴، ۵، ۶، ۷ و ۸ منطقه‌ای انجام شد تا زمینهٔ لازم برای ارزیابی مقایسه‌ای و انتخاب گزینهٔ بهینه فراهم شود. این مرحله عملاً مبنای ورود به فرآیند شاخص‌سازی و وزن‌دهی قرار گرفت و این امکان را ایجاد می‌کند تا تحلیل‌های بعدی در بستری علمی و متکی بر تجارب داخلی استوار شوند.

۵. روش‌شناسی پژوهش

برای تبیین مسیر تحقیق و روشن‌ساختن ابزارها و منابع داده‌ای مورداستفاده، تنظیم‌گری منطقه‌ای در ایران در قالب یک چارچوب ترکیبی و مرحله‌ای در سه گام اصلی بازنمایی شده است: ۱) منطقه‌بندی؛ ۲) شاخص‌سازی و وزن‌دهی و نهایتاً ۳) تحلیل و طراحی الگو. در هر یک از این مراحل، روش تحقیق متناسب با ماهیت موضوع و اهداف انتخاب شده است؛ به‌گونه‌ای‌که ترکیبی از تحلیل اسنادی و تطبیقی، مطالعات کتابخانه‌ای و مصاحبه‌ها و درنهایت مدل‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره به‌کار گرفته شدند. جدول (۳) خلاصه‌ای از این مراحل، روش‌های تحقیق متناظر و اطلاعات مورداستفاده را نشان می‌دهد.

جدول ۳: کدهای محوری و کدهای فرعی چرخهٔ تنظیم‌گری صنعتی در ایران (یافته‌های تحقیق).

Tab. 3: Main and Sub-Categories of the Industrial Regulation Cycle in Iran

بخش بندی	روش تحقیق	توضیحات
منطقه‌بندی	مطالعات کتابخانه‌ای و تطبیقی	تحلیل اسناد بالادستی، بررسی تجارب مطالعاتی و بررسی سوابق منطقه‌بندی کشور
شاخص‌سازی و وزن‌دهی	مطالعات کتابخانه‌ای و روش دلفی	مصاحبهٔ نیمه‌ساختاریافته با ۹ خبره و اجماع نظر با تحلیل محتوا
تحلیل و طراحی الگو	مدل‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره	روش تصمیم‌گیری چندمعیاره (AHP)[1]

در مرحلهٔ سوم، برای تحلیل و طراحی الگو از مدل تحلیل چندمعیاره استفاده شده است. این روش به‌دلیل قابلیت ساختاردهی مسائل پیچیده و امکان ترکیب قضاوت‌های کارشناسی با داده‌های کمّی، برای رتبه‌بندی شاخص‌ها و اولویت‌بندی مناطق در زمینهٔ تنظیم بازار منطقه‌ای به‌کار گرفته می‌شود. در این چارچوب، سلسله‌مراتب تصمیم متشکل از هدف، معیارها و گزینه‌ها طراحی گردید و شاخص‌های اصلی و فرعی از طریق مقایسه‌های زوجی توسط خبرگان ارزیابی شدند. پس از استخراج داده‌ها، وزن نسبی هر شاخص و میزان اهمیت نسبی مناطق محاسبه می‌شود. در پایان، با تجمیع وزن‌ها و تحلیل نتایج، الگوی نهایی تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحران تبیین می‌شود.

۱-۵. جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات

پس از انجام مرحلهٔ منطقه‌بندی اولیه، ضرورت دارد ابزارهایی کمّی و نظام‌مند برای سنجش و ارزیابی ظرفیت‌های هر منطقه طراحی گردد تا بتوان توان نسبی استان‌ها و مناطق پیشنهادی را در ایفای نقش در تنظیم بازار مورد بررسی قرار داد. انتخاب شاخص‌ها نه صرفاً برپایهٔ قابل دسترس بودن داده‌های آماری، بلکه براساس تلفیقی از ادبیات نظری موجود، اسناد بالادستی و نیز تجارب عملی سیاست‌گذاری در حوزهٔ تنظیم بازار صورت گرفته است. به‌ویژه تلاش شد شاخص‌هایی گزینش شوند که با مبانی نظری حکمرانی چندسطحی تنظیم‌گری و الزامات منطقه‌بندی در شرایط بحران هم‌خوانی داشته باشند.

برای ارزیابی ظرفیت مناطق در فرآیند تنظیم بازار، مجموعه‌ای از شاخص‌ها در سه حوزهٔ اصلی جمعیتی (جمعیت کل استان و تراکم جمعیتی)، توان تولیدی (ارزش‌افزودهٔ کشاورزی، صنعت، معدن، تأمین برق، تأمین گاز و تأمین آب) و زیرساختی (طول شبکهٔ جاده‌ای، ظرفیت ناوگان حمل‌ونقل کالا، تعداد و ظرفیت انبارها و سردخانه‌ها، ظرفیت سیلوهای ذخیره غلات) تعریف شده است. انتخاب این شاخص‌ها براساس ادبیات نظری مرتبط (در الگوی مفهومی)، اسناد بالادستی و نیز نظر خبرگان (۹ نفر از خبرگان حوزهٔ اقتصاد (۴ نفر)، کشاورزی (۴) و مدیریت بحران (۱) در قالب مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته و روش دلفی مشارکت داشتند) انجام گرفته است. هدف آن است که ابعاد مختلفی که بر توانایی مناطق در زنجیرهٔ تأمین و توزیع کالاهای اساسی اثرگذارند، به‌طور

[1]. Saaty, 1980; Saaty, 2008

نظام‌مند پوشش داده شوند. اطلاعات در اختیار مربوط به شاخص‌های مورد اشاره براساس آخرین اطلاعات مرکز آمار ایران منتهی به سال ۱۴۰۳ در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ٤: داده و اطلاعات برای منطقه‌بندی تنظیم بازار (مرکز آمار ایران).

Tab. 4: Data and information used for regionalization of market regulation

ردیف	نام استان/واحد	حوزهٔ توان تولید (ارزش افزوده)					حوزهٔ جمعیت	حوزهٔ زیرساختی				
		کشاورزی	صنعت	معدن	تأمین برق و گاز	آب‌رسانی	جمعیت	راه بین شهری	خودرو تجاری	انبارها	سردخانه	سیلو
		همت	همت	همت	همت	همت	هزار نفر	کیلومتر	تعداد	هزار مترمکعب	هزار تن	هزار تن
1	آذربایجان شرقی	24.9	133.8	15.4	3.7	1.1	4,092	3,300	5,416	900	243	70
2	آذربایجان غربی	26.6	31.1	1.5	1.2	0.3	3,529	2,720	3,578	353	1,518	154
3	اردبیل	12.8	19.1	0.1	0.5	0.2	1,299	1,806	2,003	2	25	70
4	اصفهان	30.8	207.9	2.1	10.9	2.5	5,429	6,245	4,776	748	73	144
5	البرز	11.1	82.4	0.4	1.2	0.3	3,028	536	2,532	0	176	80
6	ایلام	5.6	5.9	0.1	0.5	0.1	597	2,198	839	35	4	0
7	بوشهر	10.6	134.5	0.3	62.4	0.2	1,277	1,373	926	5	4	48
8	تهران	28.4	358.0	0.9	205.4	3.2	14,425	1,287	12,091	16,397	239	190
9	چهارمحال‌وبختیاری	9.0	9.3	0.1	2.5	0.1	997	2,578	1,761	43	53	28
10	خراسان جنوبی	8.4	10.3	3.5	0.3	0.1	845	6,585	729	0	2	35
11	خراسان رضوی	39.7	66.1	17.7	5.4	0.7	7,109	3,165	5,008	306	330	306
12	خراسان شمالی	10.8	17.3	0.3	2.5	0.1	875	2,051	1,023	8	23	55
13	خوزستان	40.2	164.1	0.3	29.9	1.3	5,115	4,960	2,278	14	83	292
14	زنجان	10.8	39.6	9.4	1.0	0.2	1,119	1,525	1,900	16	68	8
15	سمنان	13.2	46.6	1.6	0.8	0.2	787	4,331	799	71	31	48
16	سیستان و بلوچستان	27.8	18.6	0.6	0.8	0.3	3,280	2,963	2,294	74	65	13
17	فارس	53.0	56.5	2.3	9.8	0.9	5,136	8,591	12,847	24	1	430
18	قزوین	13.7	59.5	0.2	2.2	0.3	1,346	1,388	1,372	223	70	80
19	قم	6.0	28.8	0.4	0.5	0.2	1,454	778	1,835	17	72	110
20	کردستان	13.7	12.5	2.2	0.5	0.1	1,689	17,001	1,246	18	21	78
21	کرمان	38.9	71.1	105.6	5.2	0.7	3,413	6,795	4,369	0	268	216
22	کرمانشاه	14.2	24.0	0.8	3.1	0.2	1,999	2,378	3,065	93	26	238
23	کهکیلویه‌وبویراحمد	5.9	9.4	0.3	0.2	0.1	759	1,899	596	0	6	28
24	گلستان	21.3	14.6	0.6	0.5	0.2	2,016	1,313	1,610	182	22	272
25	گیلان	27.1	29.2	0.2	1.3	0.4	2,569	19,008	906	365	67	103
26	لرستان	18.7	8.9	1.1	0.4	0.3	1,792	2,583	1,899	41	26	185
27	مازندران	59.0	40.1	0.8	2.3	0.5	3,415	2,463	1,741	63	2,002	103
28	مرکزی	11.3	94.4	4.4	4.0	0.3	1,472	2,025	1,566	0	71	83
29	هرمزگان	25.1	96.7	0.8	6.3	0.7	2,018	3,160	1,830	2,764	6	0
30	همدان	23.1	17.5	0.7	1.3	0.3	1,769	1,733	2,161	107	73	156
31	یزد	16.6	85.6	39.1	4.0	0.7	1,314	2,383	1,592	113	18	18

پس از استخراج اطلاعات، داده‌های خام بازبینی شدند و موارد ناقص یا ناسازگار حذف یا اصلاح گردید؛ بدین‌ترتیب، مجموعه‌ای از داده‌های قابل‌اعتماد و هم‌گرا فراهم شد و در مراحل بعدی پژوهش، مبنای محاسبهٔ شاخص ترکیبی قرار خواهد گرفت.

۲-۵. طراحی شاخص ترکیبی

برای سنجش گزینه‌های مختلف منطقه‌بندی، نتایج شاخص‌های پایه (جمعیتی، تولیدی و زیرساختی) باید به یک مقیاس واحد و قابل‌مقایسه تبدیل شود؛ از این‌رو، در این بخش با اتکا به داده‌های استخراج‌شده و پالایش‌شده، و برمبنای اجماع خبرگان، یک «شاخص ترکیبی-CI» طراحی شده است[1] که چهار بُعد کلیدی کارآمدی تنظیم بازار منطقه‌ای را هم‌زمان بازنمایی می‌کند (توازن بین مناطق در ظرفیت تولید و زیرساخت، همگنی جمعیت درون مناطق، پراکندگی منطقی استان‌های قوی میان مناطق و سطح تمرکز/سهولت مدیریت منطقه‌ای). این شاخص ترکیبی، تصویری یکپارچه از آمادگی هرگزینه برای اجرای تنظیم بازار در شرایط بحران ارائه می‌دهد و مبنای رتبه‌بندی علمی گزینه‌های ۴ تا ۸ منطقه‌ای قرار می‌گیرد. برای ترکیب شاخص‌های منفرد و دستیابی به یک معیار جامع، از مدل وزنی استفاده شده است. شاخص ترکیبی CI به‌صورت معادله (۱) تعریف می‌شود:

$$CI = w1(TB) + w2(HJ) + w3(PS) + w4(TM) \quad (۱)$$

که در آن:

- TB توان مناطق در تولید و زیرساخت (وزن ۴۰ ٪)؛[2]
- HJ همگنی جمعیت استان‌ها درون مناطق (وزن ۳۰ ٪)؛[3]
- PS پراکندگی استان‌های قوی درمیان مناطق (وزن ۱۵ ٪)؛[4]
- TM تمرکز مدیریتی و سهولت ادارهٔ مناطق (وزن ۱۵ ٪)؛[5]

برای تعیین وزن‌های نهایی، ابتدا ماتریس مقایسات زوجی براساس نظر نُه خبره تدوین گردید؛ سپس وزن نسبی هر شاخص از طریق بردار ویژه محاسبه شد. در ادامه، ضریب سازگاری[6] برابر با ۰.۰۰۸ به‌دست آمد که کمتر از حد آستانه ۰.۱ است؛ بنابراین قضاوت‌ها از اعتبار منطقی برخوردار بوده و وزن‌های نهایی تثبیت شدند. این فرآیند موجب تثبیت وزن بالاتر برای بعد «توان مناطق در تولید و زیرساخت» (۴۰ ٪) شد؛ چراکه ظرفیت تولیدی و زیرساختی بیشترین نقش را در تضمین دسترسی منصفانه به کالاهای اساسی ایفا می‌کند. ابعاد «همگنی جمعیت» و «پراکندگی استان‌های قوی» به‌دلیل اهمیت عدالت توزیعی و کاهش تمرکز، وزن‌های متوسط و پایین‌تر (۳۰ و ۱۵٪) به خود اختصاص دادند. درنهایت، بعد «تمرکز مدیریتی» نیز با تأکید بر امکان مدیریت مؤثر و کاهش هزینه‌های اداری، وزنی معادل با پراکندگی استان‌های قوی (۱۵٪) دریافت کرده است.

---

[1] .Nardo et al., 2005; Munda, 2005
[2]. Total Balance of Regions in Production & Infrastructure
[3]. Homogeneity of Provinces within Regions
[4] .Powerful Provinces Spread
[5]. Territorial Management Concentration
[6]. Consistency Ratio

منابع داده‌ای توان مناطق در تولید و زیرساخت مستقیماً از داده‌های خام اقتصادی شامل ارزش‌افزودهٔ بخش‌های کشاورزی، صنعت، معدن، انرژی و هم‌چنین زیرساخت‌های حمل‌ونقل و ذخیره‌سازی به‌دست آمده است. همگنی استان‌ها نیز براساس داده‌های جمعیتی و تراکم جمعیتی استان‌ها محاسبه شده تا حداقل همگنی درونی و حداکثر ناهمگنی بیرونی لحاظ شود. تمرکز مدیریتی نیز از طریق قضاوت خبرگان و اختصاص نمرهٔ کیفی بین ۰ تا ۱ برای هر گزینه ارزیابی شد. علاوه‌بر این، برای پرهیز از خطای محاسباتی تمامی داده‌ها نرمال‌سازی شدند. پس از نرمال‌سازی داده‌ها، امتیاز هر گزینهٔ منطقه‌بندی با استفاده از مدل خطی وزنی محاسبه شده است.

۳-۵. نتایج شاخص ترکیبی (CI)

برای مقایسهٔ منسجم گزینه‌های ۴ تا ۸ منطقه‌ای، شاخص ترکیبی بر مبنای چهار بُعد «توان مناطق در تولید و زیرساخت»، «همگنی استان‌ها درون مناطق»، «پراکندگی استان‌های قوی میان مناطق» و «تمرکز مدیریتی/سهولت اداره مناطق» محاسبه شده است. داده‌های هر بُعد ابتدا براساس رویهٔ ازپیش توضیح داده شده استخراج و آماده‌سازی شدند و سپس با وزن‌های نهایی به‌دست آمده از روش AHP در مدل خطی وزنی تجمیع گردیدند. خروجی نهایی در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج شاخص ترکیبی منطقه‌بندی (یافته‌های تحقیق).

Tab. 5: Results of the composite index /AHP ranking of regionalization alternatives

گزینه	توان مناطق	همگنی جمعیت	پراکندگی استان قوی	تمرکز مدیریتی	امتیاز نهایی	رتبه
	٪ ۴۰	٪ ۳۰	٪ ۱۵	٪ ۱۵	٪ ۱۰۰	
۴ منطقه‌ای	0.96	0.23	1	0.2	0.65	2
۵ منطقه‌ای	0.95	0.27	1	0.4	0.67	1
۶ منطقه‌ای	0.89	0.26	0.83	0.6	0.63	3
۷ منطقه‌ای	0.92	0.38	0.80	0.8	0.61	4
۸ منطقه‌ای	0.88	0.43	0.75	1	0.59	5

نتایج نشان می‌دهد گزینهٔ ۵منطقه‌ای بالاترین امتیاز ترکیبی را کسب کرده و ازنظر هم‌زمان‌سازیِ چهار بُعد کلیدی الگوی تنظیم بازار منطقه‌ای، مناسب‌ترین گزینه است. این گزینه ضمن حفظ توازن قابل‌قبول تولید و زیرساخت، از همگنی درون‌منطقه‌ای بهتر نسبت به گزینهٔ ۴منطقه‌ای برخوردار است و در عین‌حال پراکندگی منطقی استان‌های قوی و سطح تمرکز مدیریتی قابل اداره را نیز فراهم می‌کند. با افزایش تعداد مناطق (۶ تا ۸)، هرچند پراکندگی و برخی شاخص‌های درون‌منطقه‌ای بهبود نسبی می‌یابند، اما پیچیدگی مدیریتی افزایش‌یافته و توازن تولید/زیرساخت کاهش می‌یابد؛ به‌همین دلیل امتیاز ترکیبی آن‌ها پایین‌تر از گزینهٔ ۵منطقه‌ای است.

برای تکمیل یافته‌های به‌دست‌آمده از شاخص ترکیبی و رتبه‌بندی گزینه‌های منطقه‌بندی، در ادامه استان‌های کشور در قالب الگوی پنج‌منطقه‌ای مشخص شده‌اند. جدول (۶) نشان می‌دهد هر یک از استان‌ها در کدام منطقه قرار گرفته‌اند و استان‌های معین مسئول هماهنگی در سطح منطقه کدام‌اند. این مرحله به‌نوعی پیوند میان تحلیل

کمّی و طراحی عملیاتی ایجاد می‌کند و زمینه را برای ارائه مدل اجرایی تنظیم بازار در شرایط بحرانی فراهم می‌آورد.

جدول ٦: تقسیم‌بندی استان‌ها و استان‌های معین در منطقه‌ای کردن تنظیم بازار (یافته‌های تحقیق).

Tab.6: Provincial grouping and lead provinces (Moin) for regional market regulation

مدل پنج منطقه‌ای	تعداد استان‌ها	استان‌ها	معین اول	معین دوم
منطقهٔ ۱	۷	تهران، البرز، قزوین، مازندران، گلستان، سمنان، قم	تهران	البرز
منطقهٔ ۲	۶	اصفهان، فارس، چهارمحال‌وبختیاری، کهگیلویه و بویراحمد، بوشهر، هرمزگان	اصفهان	فارس
منطقهٔ ۳	۶	آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان، گیلان، کردستان	آذربایجان شرقی	گیلان
منطقهٔ ۴	۶	خوزستان، لرستان، کرمانشاه، ایلام، همدان، مرکزی	خوزستان	مرکزی
منطقهٔ ۵	۶	خراسان رضوی، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، یزد، کرمان، سیستان‌وبلوچستان	خراسان رضوی	کرمان

٦. نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف طراحی الگویی بومی برای تنظیم بازار منطقه‌ای در ایران شکل‌گرفت؛ الگویی که بتواند میان سیاست‌گذاری ملی، ظرفیت‌های منطقه‌ای و محلی پیوند برقرار کند و به‌ویژه در شرایط بحرانی، دسترسی عادلانه و پایدار به کالاهای اساسی را تضمین نماید. ضرورت این مطالعه نه‌تنها به آسیب‌پذیری زنجیره‌های تأمین در سال‌های اخیر بازمی‌گردد، بلکه در بستر حوادثی چون جنگ ۱۲روزهٔ اخیر (ایران و رژیم غاصب صهیونیستی) و نیز استمرار تحریم‌های اقتصادی، بیش‌ازپیش اهمیت یافته است. تجربهٔ چنین بحران‌هایی نشان‌داد که وابستگی صرف به سازوکارهای ملی، پاسخ‌گوی نیازهای فوری و توزیع عادلانهٔ کالاها نیست و بدون اتکا به ظرفیت‌های متنوع و بومی مناطق کشور، سیاست‌های تنظیم بازار نمی‌توانند به‌طور کارآمد تحقق یابند؛ از این‌رو، تلاش شد تا با ترکیب مبانی نظری، مطالعات مرتبط، اسناد بالادستی و روش‌های کمّی، تصویری جامع و عملیاتی از امکان‌پذیری و کارآمدی تنظیم بازار منطقه‌ای ترسیم شود.

از منظر روش‌شناسی، تحقیق برمبنای یک چارچوب سه‌مرحله‌ای پیش‌رفت؛ در مرحلهٔ نخست، گزینه‌های مختلف منطقه‌بندی کشور طراحی شدند. این طراحی با اتکاء به تجارب پیشین تقسیمات منطقه‌ای و براساس مؤلفه‌هایی هم‌چون همجواری جغرافیایی، اشتراکات فرهنگی و اجتماعی و معیارهای همگنی درونی و ناهمگنی بیرونی صورت‌گرفت. هدف از این مرحله، دستیابی به گزینه‌هایی از چهار تا هشت منطقه بود که بتوانند مبنای تحلیل‌های بعدی قرار گیرند. در مرحلهٔ دوم، شاخص‌های پایه در سه حوزهٔ جمعیتی، توان تولیدی و زیرساختی استخراج شدند. این شاخص‌ها با بهره‌گیری از داده‌های رسمی و معتبر و پس از پالایش و پردازش انتخاب شدند تا ابعادی از زنجیرهٔ تأمین و توزیع کالاها را پوشش دهند. در مرحلهٔ سوم، با ترکیب نتایج این شاخص‌ها و نظر خبرگان، یک شاخص ترکیبی طراحی شد که چهار بُعد اساسی تنظیم بازار منطقه‌ای، یعنی توان تولید و زیرساخت، همگنی جمعیت درون مناطق، پراکندگی منطقی استان‌های قوی و تمرکز مدیریتی را در خود جای‌داد. یافته‌های تحقیق نشان‌داد که درمیان گزینه‌های مختلف منطقه‌بندی، الگوی پنج‌منطقه‌ای بیشترین هم‌پوشانی را با اهداف

عدالت، کارآمدی و قابلیت اجرا دارد. این گزینه از یک‌سو توانست ظرفیت‌های تولیدی و زیرساختی کشور را به‌گونه‌ای متوازن میان مناطق توزیع کند و از سوی دیگر، سطح مناسبی از همگنی جمعیت و پراکندگی منطقی استان‌های قوی را تأمین نماید.

این نتایج را می‌توان در پرتو الگوی مفهومی سه‌سطحی تحقیق نیز تحلیل کرد. در سطح ملی، تنظیم بازار منطقه‌ای می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا ضمن افزایش تاب‌آوری کشور در برابر بحران‌ها، دسترسی عادلانه به کالاها را نیز تضمین نمایند. در سطح منطقه‌ای، یافته‌ها بر اهمیت مناطق به‌عنوان پل ارتباطی میان دولت مرکزی و استان‌ها تأکید کردند و نشان‌دادند که چگونه تقسیم‌بندی مناسب می‌تواند به توزیع متوازن ظرفیت‌ها کمک کند. در سطح محلی (استانی) نیز، نتایج حاکی از آن بود که همگنی جمعیت و تقویت نهادهای محلی می‌تواند اجرای سیاست‌ها را کارآمدتر سازد و اعتماد ذی‌نفعان را افزایش دهد.

درنهایت، این پژوهش نشان‌داد که تنظیم بازار منطقه‌ای صرفاً یک تقسیم‌بندی جغرافیایی نیست، بلکه الگویی علمی و داده‌محور است که می‌تواند هم‌زمان پاسخ‌گوی الزامات عدالت اجتماعی، کارآمدی اقتصادی و تاب‌آوری نهادی باشد. استفاده از مدل وزنی، نظر خبرگان و روش AHP برای تعیین وزن‌ها، به این الگو استحکام بخشیده و آن‌را از یک طرح نظری به ابزاری کاربردی برای سیاست‌گذاران تبدیل کرده است. بر این‌اساس، می‌توان بیان کرد، تنظیم بازار منطقه‌ای با تکیه‌بر شاخص‌های جامع و شاخص ترکیبی طراحی‌شده، افق تازه‌ای برای مدیریت پایدار زنجیرهٔ تأمین کالاهای اساسی در ایران می‌گشاید.

پیشنهادهای این پژوهش برپایهٔ یافته‌های تحلیلی و اجماع خبرگان استخراج گردیده و در قالب مدلی سه‌سطحی برای اجرای تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحرانی صورت‌بندی شده است. این مدل با هدف افزایش تاب‌آوری زنجیره‌های تأمین و تضمین دسترسی پایدار و عادلانه به کالاهای اساسی طراحی شده و تلاش می‌کند تا ضمن حفظ انسجام ملی، ظرفیت‌های منطقه‌ای و استانی را نیز فعال سازد.

در سطح ملی، نقش سیاست‌گذاری و راهبری برجسته است. تشکیل «قرارگاه تنظیم بازار» با اختیارات ویژه، تدوین دستورالعمل‌های خاص بحران، تفویض اختیار به مناطق، تقسیم کار نهادی و رفع تعارض میان دستگاه‌ها و نیز پایش مستمر وضعیت کشور از مهم‌ترین وظایف این سطح به‌شمار می‌رود. این سطح تضمین‌کنندهٔ انسجام ملی و هماهنگی کلان میان دستگاه‌های اجرایی است.

در **سطح منطقه‌ای**، وظیفهٔ اصلی هماهنگی و تصمیم‌سازی است. اجرای مستقیم دستورات تفویض‌شده، تشکیل قرارگاه‌های تنظیم بازار کالایی، رفع کمبودها و حل تعارضات میان دستگاه‌های منطقه‌ای و گزارش‌دهی منظم به سطح ملی از مهم‌ترین اقدامات این سطح محسوب می‌شود. سطح منطقه‌ای نقش حلقهٔ واسط میان تصمیمات ملی و اجرای استانی را ایفا کرده و موجب افزایش سرعت عمل و اثربخشی سیاست‌ها در شرایط بحران می‌گردد.

در **سطح استانی**، بُعد عملیاتی و اجرایی برجسته می‌شود. اقدام سریع براساس مصوبات قرارگاه‌های ملی و منطقه‌ای، بهره‌گیری از ظرفیت دستگاه‌های محلی، مشارکت سازمان‌های مردمی، اصناف، اتحادیه‌ها، NGOها، مساجد و خیریه‌ها، استقرار تیم‌های بازرسی ویژه، تقویت ارتباطات مردمی و استفاده از مسئولیت اجتماعی

شرکت‌های بزرگ از مهم‌ترین وظایف این سطح است. این سطح درواقع خط مقدم اجرای سیاست‌هاست و پیوند مستقیم با جامعه و بازار دارد.

به این‌ترتیب، الگوی سه‌سطحی پیشنهادی ارائه‌شده در نمودار (۱)، با اتکا بر مبانی نظری، داده‌های تحلیلی و قضاوت‌های خبرگان، به‌عنوان مدلی بومی و کارآمد برای حکمرانی و مدیریت تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحرانی قابل بهره‌برداری است. این مدل ضمن تبیین ارتباط میان سطوح ملی، منطقه‌ای و کالایی، وظایف و نقش‌های کلیدی هر سطح را به‌طور مشخص تشریح می‌کند و می‌تواند مبنای تصمیم‌سازی و اقدام هماهنگ در شرایط ناپایداری بازار قرار گیرد.

نمودار ۱: مدل پیشنهادی اجرای تنظیم بازار منطقه‌ای در شرایط بحران (براساس اجماع خبرگان).

Graph. 1: Proposed operational model for implementing regional market regulation in crisis conditions (based on expert consensus)

مدل سه‌سطحی ارائه‌شده نشان می‌دهد که تنظیم بازار منطقه‌ای تنها در صورتی می‌تواند به‌طور مؤثر در شرایط بحرانی عمل کند که سطوح ملی، منطقه‌ای و استانی به‌شکلی هم‌افزا و هماهنگ درگیر شوند. سطح ملی باید سیاست‌گذاری کلان و تأمین اختیارات ویژه را برعهده گیرد، سطح منطقه‌ای نقش هماهنگی و تصمیم‌سازی میان استان‌ها را ایفا کند و سطح استانی نیز به‌عنوان خط مقدم اجرا، مسئولیت رفع سریع اختلالات بازار و بسیج ظرفیت‌های محلی را داشته باشد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

ادبیات نظری، روش شناسی و جمع‌بندی این مقاله (۷۰ درصد) توسط نویسنده اول، بررسی مطالعات پیشین (۱۵ درصد) توسط نویسنده دوم و جمع‌آوری داده‌ها و محاسبات آماری (۱۵ درصد) توسط نویسنده سوم انجام شده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– احمدوند، م.ر.؛ قاسمی، ا.؛ و نجف‌پور، ذ.، (۱۳۸۶). «امکان‌سنجی تنظیم بازار روغن نباتی و گوشت قرمز»، *مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی)*، ۷ (۶۹ و ۷۰): ۴۴-۲۳. https://ejip.ir/article-1-311-fa.html

– احمدوند، م.ر.؛ قاسمی، ا.؛ و نجف‌پور، ذ.، (۱۳۸۶). «امکان‌سنجی تنظیم بازار تخم‌مرغ و گوشت مرغ». *مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی)*، (۷): ۶۷-۶۸. https://ejip.ir/article-1-306-fa.html

– اساسنامهٔ سازمان غلات، مناطق ۱ تا ۱۴.

– رحمانی، ر.؛ و کشاورز، ع.، (۱۴۰۳). «تحلیل اقتصادی تفاوت‌های استانی در قیمت‌ها، حاشیه بازاریابی و تولید تخم مرغ در ایران و کاربرد آن برای سیاست‌های منطقه‌ای»، *مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۲ (۳): ۲۲۱-۲۵۹. https://aead.agri-peri.ac.ir/article_132153.html

– چراغی، ع.، (۱۳۹۲). «اثر سیاست‌های اقتصادی بر تنظیم بازار سیب درختی». *مجله* بررسی‌های بازرگانی، (۶۳): ۹۹-۱۱۷. https://barresybazargani.itsr.ir/article_13966.html

– داداشی، م.؛ حیدری، ر.؛ و نصیری، ک.، (۱۴۰۳). «شناسایی و سطح‌بندی عوامل دخیل در تنظیم بازار کالاهای اولویت‌دار مبتنی بر حکمرانی شبکه‌ای با رویکرد مدل‌سازی ساختاری تفسیری». *مجله مدیریت دولتی*، ۱۶ (۴): ۸۹۹-۹۲۳. https://jipa.ut.ac.ir/article_100271.html

– زارعی، ن.، (۱۴۰۲). «راهبردهای تنظیم بازار و ذخیره کالاهای اساسی». *مجله امنیت* اقتصادی، ۱۱(۲): ۳۱-۴۴. https://es.tesrc.ac.ir/article_706094.html

– سازمان مدیریت بحران کشور، (۱۳۹۹)، سند ملی مدیریت بحران.

– شاه‌آبادی، ح.؛ و بیگی، ا.، (۱۳۹۱). «تعیین‌کنندهٔ عرضه و تقاضای برنج در ایران». مجله *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، (۱۳): ۳۹-۶۲. https://sanad.iau.ir/fa/Article/1189568?FullText=FullText

– شاه‌آبادی، ا.؛ و تشکری، ا.، (۱۳۹۱). «تعیین‌کنندهٔ عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران». *مجله* تحقیقات اقتصاد کشاورزی، (۱۶): ۳۹-۶۲. www.ensani.ir/fa/article/343788

– قلی‌پور، س.؛ و محمدزاده، ر.، (۱۳۹۲). «بررسی بازار گوجه‌فرنگی در جهان و ایران». مجله *بررسی‌های*

بازرگانی، (۶۳): ۱۳۹-۱۶۰. https://barresybazargani.itsr.ir/article_13963.html

- راسخی، س.؛ شاکری، ص.؛ زروکی، ش.؛ و سلمان‌پور، آ.، (۱۴۰۳). «قیمت سایه‌ای آب و رقابت‌پذیری بخش کشاورزی، مطالعه موردی برای کالاهای کشاورزی منتخب ایران با رویکرد پویایی‌شناسی سیستم». *مجله مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۳ (۵۲): ۱۳۵-۱۷۴. https://aes.basu.ac.ir/article_5811.html

- مرکز آمار ایران (۱۴۰۲)، سالنامهٔ آماری کشور، تهران: مرکز آمار ایران.

- علیخانی، آ.؛ طیبی، ک؛ و کریم‌زاده، س.، (۱۳۹۶)، «ارزیابی اثر یکسان‌سازی نرخ ارز بر شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌ای وارداتی (پدیده عبور نرخ ارز) در ایران». *مجله مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶ (۲۲): ۱۹۷-۲۰۹. https://aes.basu.ac.ir/article_6183.html

- ملکوتی‌خواه، م.؛ و سوخته‌سرایی، ع.، (۱۳۸۶). «بررسی فرآیند تنظیم بازار گوشت مرغ». *مجله برنامه – ۹ دی*، ۲۴۷: ۲۲-۲۰. http://noo.rs/UIS80

- نعمت‌اللهی، س، و همکاران، (۱۳۹۹). *تدوین پیش‌نویس سند نقشه راه تنظیم بازار کشور*. تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

- نورانی‌آزاد، س.؛ و میرزابابازاده، م.؛ (۱۴۰۳). «تنظیم بازار و پویایی قدرت بازاری متأثر از عوامل درون‌زا و برون‌زای اقتصادی در صنعت خودروسازی ایران». *مجله سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۳ (۴): ۱۲۶-۱۵۲. https://jepr.uok.ac.ir/article_63479.html

- هیئت وزیران، (۱۴۰۱). سند ملی دانش بنیان امنیت غذایی.

- وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، (۱۳۹۴). منطقه‌بندی خدمات بهداشتی و درمانی.

- وزارت صنعت، معدن و تجارت، (۱۳۸۵). طرح منطقه‌بندی بازرگانی کشور، تهران: سازمان غله.

- وزارت صنعت، معدن و تجارت، (۱۳۹۸). «نقشه راه تنظیم بازار کشور».

- وزارت کشور، (۱۳۹۲). تقسیمات کشوری به پنج منطقه، تهران: وزارت کشور.

References

- Ahmadvand, M. R., Ghasemi, A. & Najafpour, Z., (2007). Feasibility study of market regulation for vegetable oil and red meat in Iran. *Economic Journal (Bimonthly Review of Economic Issues and Policies)*, 7(69–70): 23–44. https://ejip.ir/article-1-311-fa.html *(in Persian)*

- Ahmadvand, M. R., Ghasemi, A. & Najafpour, Z., (2007). "Feasibility study of market regulation for eggs and poultry meat in Iran". *Economic Journal (Bimonthly Review of Economic Issues and Policies)*, 7: 67–68. https://ejip.ir/article-1-306-fa.html *(in Persian)*

- Alikhani, A., Tayebi, K. & Karimizadeh, S., (2017). "Evaluating the impact of exchange rate unification on the price index of imported capital goods (exchange rate pass-through) in Iran". *Applied Economics Studies in Iran*, 6(22): 197–209. https://aes.basu.ac.ir/article_6183.html *(in Persian)*

- Ansell, C. & Boin, A., (2010). "The politics of crisis management". *Public Administration*, 88(4): 1025–1042. https://doi.org/10.1111/j.1467-9299.2010.01864.x

- Baldwin, R., Cave, M. & Lodge, M., (2012). *Understanding Regulation: Theory, Strategy, and Practice*. (2nd ed.). Oxford University Press.

- Boin, A., 't Hart, P., Stern, E. & Sundelius, B., (2016). *The Politics of Crisis Management: Public Leadership Under Pressure.* (2nd ed.). Cambridge University Press.

- Callon, M., (1986). "Some elements of a sociology of translation: Domestication of the scallops and the fishermen of St Brieuc Bay". In: J. Law (Ed.), *Power, Action and Belief*, (pp. 196–233). Routledge & Kegan Paul.

- Carpenter, D. & Moss, D. A., (Eds.)., (2014). *Preventing Regulatory Capture: Special Interest Influence and How to Limit It*. Cambridge University Press.

- Cheraghi, A., (2013). "The effects of economic policies on apple market regulation in Iran". *Journal of Commercial Studies*, (63): 99–117. https://barresybazargani.itsr.ir/article_13966.html (in Persian)

- Comfort, L. K., (2007). "Crisis management in hindsight: Cognition, communication, coordination, and control". *Public Administration Review, 67*(S1): 189–197.

- Council of Ministers of Iran., (2022). National food security document. (in Persian)

- Ministry of Health and Medical Education of Iran., (2015). Regionalization of health and medical services. (in Persian)

- Dadashi, M., Heydari, R. & Nasiri, K., (2024). "Identification and prioritization of factors influencing the regulation of priority goods markets based on network governance using an interpretive structural modeling approach". *Journal of Public Administration*, 16(4): 899–923. https://jipa.ut.ac.ir/article_100271.html (in Persian)

- Dal Bo, E., (2006). "Regulatory capture: A review". *Oxford Review of Economic Policy,* 22(2): 203–225.

- Dubash, N. K. & Morgan, B., (2012). "Understanding the rise of the regulatory state of the South". *Regulation & Governance,* 6(3): 261–281. https://doi.org/10.1111/j.1748-5991.2012.01146.x

- Faludi, A., (2000). "The European Spatial Development Perspective—What next?" *European Planning Studies, 8*(6): 675–692. https://doi.org/10.1080/096543100110866

- Friedmann, J., (1986). "The World City Hypothesis. Development and Change", 17(1): 69–83. https://doi.org/10.1111/j.1467-7660.1986.tb00231.x

- Friedmann, J. & Weaver, C., (1979). *Territory and Function: The Evolution of Regional Planning*. Edward Arnold.

- Gholipour, S. & Mohammadzadeh, R., (2013). "An analysis of the tomato market in Iran and worldwide". *Journal of Commercial Studies*, (63): 139–160. https://barresybazargani.itsr.ir/article_13963.html (in Persian)

- Glasson, J. & Marshall, T., (2007). *Regional Planning.* (3rd ed.). Routledge.

- Haddow, G. D., Bullock, J. A. & Coppola, D. P., (2021). *Introduction to Emergency Management.* (7th ed.). Butterworth-Heinemann.

- Hirschman, A. O., (1958). *The Strategy of Economic Development*. Yale University Press.

- Holling, C. S., (1973). "Resilience and stability of ecological systems". *Annual Review of Ecology and Systematics, 4*(1): 1–23. https://doi.org/10.1177/016001701761013420

- Ivanov, D., (2024). "Supply chain resilience: Conceptual and formal models, research directions, and practical lessons learned-A review". *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review,* 190: 103312. https://doi.org/10.1016/j.omega.2024.103081

- Kapucu, N. & Van Wart, M., (2006). "The evolving role of the public sector in managing catastrophic disasters". *Administration & Society,* 38(3): 279–308. https://doi.org/10.1177/0095399706289718?urlappend=%3Futm_source%3Dresearchgate.net%26utm_medium%3Darticle

- Latour, B., (2005). *Reassembling the Social: An Introduction to Actor-Network-Theory*. Oxford University Press.

- Law, J., (1992). "Notes on the theory of the actor-network: Ordering, strategy, and heterogeneity". *Systems Practice,* 5(4): 379–393. https://link.springer.com/article/10.1007/BF01059830

- Levi-Faur, D., (Ed.)., (2011). "*Handbook on the Politics of Regulation"*.Edward Elgar.

- Malekooti-Khah, M. & Sookhteh-Saraei, A. A., (2007). "Review of the poultry meat market regulation process in Iran". *Barnameh–9 Dey Journal*, 247: 20–22. http://noo.rs/UIS80 (in Persian)

- Martin, R. & Sunley, P., (2015). "On the notion of regional economic resilience". *Journal of Economic Geography,* 15(1): 1–42. https://doi.org/10.1093/jeg/lbu015

- McConnell, A., (2011). "Success? Failure? Something in-between? A framework for evaluating crisis management". *Policy and Society,* 30(2): 63–76. https://doi.org/10.1016/j.polsoc.2011.03.002

- Ministry of Industry, Mine and Trade of Iran., (2006). National commercial regionalization plan. Tehran: Government Trading Organization of Iran. (in Persian)

- Ministry of Industry, Mine and Trade of Iran., (2019). National roadmap for market regulation., (in Persian)

- Ministry of Interior of Iran., (2013). Five-region territorial division of the country. Tehran: Ministry of Interior. (in Persian)

- Mitroff, I. I., (1988). "Crisis management: Cutting through the confusion". *Sloan Management Review,* 29(2): 15–20. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2236143

- Munda, G., (2005). "Multiple criteria decision analysis and sustainable development". In J. Figueira, S. Greco, & M. Ehrgott (Eds.), *Multiple Criteria Decision Analysis: State of the Art Surveys* (pp. 953–986). Springer.

- Myrdal, G., (1957). *Economic Theory and Under-Developed Regions*. Duckworth.

- Nardo, M., Saisana, M., Saltelli, A., Tarantola, S., Hoffman, A. & Giovannini, E., (2005). "*Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide"*. OECD Statistics Working Papers. https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2008/08/handbook-on-constructing-composite-indicators-methodology-and-user-guide_g1gh9301/9789264043466-en.pdf

- National Disaster Management Organization of Iran, (2020). National disaster management plan. (in Persian)

- Nematollahi, S. *et al.,* (2020). *Drafting the national roadmap document for market regulation in Iran.* Tehran: Institute for Trade Studies and Research. (in Persian)

- Noorani-Azad, S. & Mirzababazadeh, M., (2024). "Market regulation and the dynamics of market power influenced by endogenous and exogenous economic factors in Iran's automotive industry". *Journal of Economic Policies and Research*, 3(4): 126–152. https://jepr.uok.ac.ir/article_63479.html (in Persian)

- OECD., (2019). "*Making Decentralisation Work: A Handbook for Policy-Makers*". OECD Publishing. https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2019/03/making-decentralisation-work_g1g9faa7/g2g9faa7-en.pdf

- OECD., (2021). *Global value chains: Efficiency and risks in the context of COVID-19*. OECD Publishing. https://www.oecd.org/en/publications/global-value-chains-efficiency-and-risks-in-the-context-of-covid-19_67c75fdc-en.html

- OECD., (2024). *Agricultural Policy Monitoring and Evaluation 2024*. OECD Publishing. https://www.oecd.org/en/publications/2024/11/agricultural-policy-monitoring-and-evaluation-2024_b4c72370.html

- Pauchant, T. C. & Mitroff, I. I., (1992). *Transforming the Crisis-Prone Organization: Preventing Individual, Organizational, and Environmental Tragedies*. Jossey-Bass.

- Pike, A., Rodriguez-Pose, A. & Tomaney, J., (2017). *Local and Regional Development.* (2nd ed.). Routledge.

- Rahmani, R. & Keshavarz, A., (2024). "Economic analysis of provincial differences in prices, marketing margins, and egg production in Iran and its implications for regional policies". *Journal of Agricultural Economics and Development*, 32(3): 221–259. https://aead.agri-peri.ac.ir/article_132153.html *(in Persian)*

- Rasekhi, S., Shakeri, S., Zarouki, S. & Salmanpour, A., (2024). "Shadow pricing of water and competitiveness of the agricultural sector: A case study of selected agricultural commodities in Iran using a system dynamics approach". *Applied Economics Studies in Iran,* 13(52): 135–174. https://aes.basu.ac.ir/article_5811.html (in Persian)

- Rodriguez-Pose, A., (2018). "The revenge of the places that don't matter (and what to do about it)". *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society,* 11(1): 189–209. https://doi.org/10.1093/cjres/rsx024

- Rowe, G. & Wright, G., (1999). "The Delphi technique as a forecasting tool: Issues and analysis". *International Journal of Forecasting,* 15(4): 353–375. https://doi.org/10.1016/S0169-2070(99)00018-7

- Saaty, T. L., (1980). *The Analytic Hierarchy Process*. McGraw-Hill.

- Saaty, T. L., (2008). "Decision making with the analytic hierarchy process". *International Journal of Services Sciences,* 1(1): 83–98. https://doi.org/10.1504/IJSSCI.2008.017590

- Shahabadi, A. & Tashkari, A., (2012). "Determinants of red meat supply and demand in Iran". *Journal of Agricultural Economics Research*, (16): 39–62. https://sanad.iau.ir/fa/Article/1189568?FullText=FullText (in Persian)

- Shahabadi, H. & Beygi, A., (2012). "Determinants of rice supply and demand in Iran". *Journal of Agricultural Economics Research*, (13): 39–62. www.ensani.ir/fa/article/343788 (in Persian)

- Statistical Center of Iran., (2023). Statistical Yearbook of Iran. Tehran: Statistical Center of Iran. (in Persian)

- Statute of the Government Trading Organization of Iran (GTO), Regions 1–14. Government Trading Organization of Iran. (*in Persian)*

- Stiglitz, J. E., (1989). "Markets, market failures, and development". *American Economic Review,* 79(2): 197–203. https://doi.org/10.3386/w2961

- Tierney, K., (2014). *The social roots of risk: Producing disasters, promoting resilience*. Stanford University Press.

- Trein, P., Meyer, I. & Maggetti, M., (2019). "The politics of policy integration". *Policy Sciences,* 52(3): 289–308. https://doi.org/10.1093/polsoc/puae027

- Vogel, S. K., (1996). *Freer Markets, More Rules: Regulatory Reform in Advanced Industrial Countries*. Cornell University Press.

- Wolf, C., (1979). "A theory of nonmarket failure: Framework for implementation analysis". *Journal of Law and Economics,* 22(1): 107–139. https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/466935

- World Bank, (2025). Actor-network analysis of crisis response systems. "*Complex governance and supply chain resilience"*. Policy Research Working Paper Series. Washington, DC. https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2025

- WTO, (2025), Systemic Risk Mitigation in Supply Chains. "*Policy report on strengthening resilience in essential goods supply"*. Geneva.

- Zarei, N., (2023). "Market regulation and strategic reserves of essential goods". *Journal of Economic Security*, 11(2): 31–44. https://es.tesrc.ac.ir/article_706094.html (in Persian)

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

Examining the Impact of the Closure of the Strait of Hormuz on the Volatility of Major Global Stock Market Indices

Seyyed Abdollah Razavi[1], Samira Basirizadeh[2]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2026.32474.3898
Received: 2026/04/20; Revised: 2026/05/09; Accepted: 2026/05/22
Pp: 241-270

Abstract

The Strait of Hormuz, as one of the world's most important geoeconomic corridors, plays a key role in energy transportation and in shaping expectations in international financial markets. This study examines the impact of a blockage of the Strait of Hormuz on the volatility of major global stock market indices as a severe geopolitical shock, since disruption in this vital energy trade chokepoint can lead to volatility spillovers in international financial markets. The main objective is to assess the resilience of the Dow Jones, S & P 500, and Nasdaq indices against a complete 40 day closure of the Strait of Hormuz. The research was conducted with a forward-looking, scenario-based approach, and daily data from financial and energy markets were collected for the period from January 12, 2025 to June 5, 2026. For the analysis, after applying the Augmented Dickey–Fuller, Zivot–Andrews, and Lagrange tests, a multivariate BEKK-GARCH model was employed, and a Hormuz dummy variable was introduced into the variance equation. The results indicate that the Hormuz blockage has the greatest effect on the S&P 500 index and has increased the short-term volatility of some indices by about 30 percent. Moreover, the correlation between the oil market and global stock markets intensified during the period of tension. In the scenario analysis, three possible situations were examined: in the de-escalation scenario, stabilization of oil prices in the range of 80 to 90 dollars could lead to improvement in risk assets; in the scenario of continued restrictions with oil around 100 to 110 dollars, market volatility increases; and in the scenario of the effective closure of the strait, a surge in oil prices to 150 to 180 dollars strengthens recessionary pressure and the tendency toward safe-haven assets. The results emphasize the necessity of risk-hedging strategies.

Keywords: Strait of Hormuz, Global Indices, Stock Market, Multivariate GARCH Model.
JEL Classification: G15, G14, C58, Q41.

1. Associate Professor, Department of Petroleum Economics and Energy Diplomacy, Faculty of Petroleum, University of Petroleum Industry, Tehran, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** Srazavi@put.ac.ir
2. M.Sc., Department of Economics and Islamic Banking, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.

Citations: Razavi, A. A. & Basirizadeh, S., (2026). "Examining the Impact of the Closure of the Strait of Hormuz on the Volatility of Major Global Stock Market Indices". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 15(57): 241-270. https://doi.org/10.22084/aes.2026.32474.3898
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6623.html?lang=en

1. Introduction

The Strait of Hormuz stands as one of the most critical geopolitical chokepoints within the global energy trade system, consistently occupying a central position in economic, energy policy, and international relations research. This narrow passage, connecting the Persian Gulf to the Gulf of Oman, facilitates a substantial portion of the world's maritime crude oil and Liquefied Natural Gas (LNG) shipments. Official reports from the International Energy Agency (IEA, 2023) and the U.S. Energy Information Administration (EIA, 2022) identify the Strait as the world's primary oil transit route over the past two decades, with daily flows ranging between 18 and 20 million barrels. Such a concentration of energy flows within a limited geographical area renders it a strategic "nerve center," where any disruption can trigger systemic consequences for global markets. Beyond crude oil, the Strait is a linchpin for the global LNG trade, serving as the primary conduit for regional exporters to reach Asian and European markets. Consequently, stability in this corridor is synonymous with global energy security; scholarly literature emphasizes that energy markets are acutely sensitive to geopolitical risks, with strategic disruptions often catalyzing immediate, substantial price volatility (Humphries, 2021; Friedman et al., 2020). From a financial economics standpoint, the spillover effects of such geopolitical shocks extend far beyond energy sectors. Fluctuations in energy expectations and Geopolitical Uncertainty (GPR) indices significantly influence major stock indices and bond yields (Kilian & Murphy, 2014; Caldara & Iancu, 2016). Despite extensive research on oil-stock relationships, a systematic, data-driven analysis of a "total blockage scenario" remains a significant research gap. This study aims to fill this void by evaluating the resilience of the Dow Jones, S&P 500, and Nasdaq indices against a simulated 40-day blockage of the Strait. By identifying transmission channels through energy markets and heightened uncertainty, this research provides a comprehensive framework for understanding how localized geopolitical shocks resonate through the global financial architecture.

2. Materials and Methods

This study adopts a forward-looking, scenario-based approach to examine the impact of a hypothetical geopolitical shock the closure of the Strait of Hormuz on global financial markets. The dependent variables are the Dow Jones, S&P 500, and NASDAQ indices, while Brent crude oil prices and gold prices are included as control variables. A dummy variable HORMUZ is defined to represent whether the Strait is open or closed. Data are collected from reliable sources such as EIA, Oil Price, NASDAQ, and FRED. A simulated period from January 12, 2025 to June 5, 2026 is considered, within which a 40-day closure

of the Strait of Hormuz is assumed from February 28 to April 8, 2026. Econometrically, after testing for stationarity and structural breaks and conducting diagnostic tests, a multivariate BEKK-GARCH model is estimated to analyze market responses, conditional volatility, and volatility spillovers across markets.

3. Discussion

The results show that all three global stock market indices reacted negatively to the shock, though with different intensities. The S&P 500 experienced an initial drop followed by short-term high volatility and then stabilized at a lower level. The Dow Jones showed a milder response, with limited fluctuations and a gradual downward trend. In contrast, the Nasdaq displayed the highest sensitivity, experiencing a sharp and deep decline, reflecting the technology sector's greater exposure to systematic risks. Overall, the geopolitical shock not only reduced the index levels but also significantly altered the volatility structure of the markets.

Results of the Zivot-Andrews Structural Break Test

The Zivot-Andrews structural break test was conducted by considering breaks in both the intercept and trend for the return time series. The results presented in Table 5 emphasize that structural breaks have occurred in the mentioned time series.

Considering the optimal lag selected based on the Schwarz, Akaike, and Hannan-Quinn criteria, the model was estimated accordingly. Based on Table 3, the optimal lag according to the Schwarz and Akaike criteria is lag.

Results of the Lagrange Multiplier Test for Examining Heteroskeda

Three scenarios are considered to assess the potential impact of disruptions in the Strait of Hormuz on global financial markets.

1. De-escalation: Tensions decline quickly, oil prices stabilize around $80–$90, stock markets improve, and demand for safe-haven assets falls.
2. Moderate disruption: Partial constraints on energy transport push oil prices to about $100–$110, increasing inflation and financial market volatility.
3. Severe crisis: A prolonged blockade drives oil prices above $150, weakens global stock markets, and increases demand for safe-haven assets.

Overall, the severity and duration of disruptions in the Strait of Hormuz strongly influence global financial market performance and volatility.

4. Conclusion

This study shows that a possible closure of the Strait of Hormuz could significantly affect the returns and volatility of global stock markets through rising uncertainty and energy prices. However, the size and direction of these effects are not uniform across markets and depend on factors such as reliance on imported energy and economic structure. The scenario analysis also suggests that if tensions ease quickly, the effects remain limited, but if restrictions persist or the closure becomes prolonged, sharp oil price increases, declines in global stock indices, and a shift of investors toward safe-haven assets are likely. Therefore, it is essential for policymakers, investors, and firms to pay close attention to geopolitical risk management, portfolio diversification, and scenario planning.

Acknowledgments

The authors extend their sincere gratitude to the anonymous peer reviewers for their insightful critiques and constructive suggestions, which significantly enhanced the clarity and scholarly rigor of this manuscript.

Author Contribution

The first author was responsible for the conceptualization, development of the conceptual model, and design of the research framework. The second author conducted data collection, database development, and the organization of research documentation.

Conflict of Interest

In adherence to ethical publication standards, the authors affirm that there are no conflicts of interest, either personal or financial, that could have influenced the content or conclusions presented in this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲-۲۳۲۲ - وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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 تأثیر انسداد تنگهٔ هرمز بر نوسانات شاخص‌های مهم بورس جهانی

سیدعبداله رضوی[۱]، سمیرا بصیری‌زاده[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2026.32474.3898
تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۲/۰۱، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۲/۲۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۳/۰۲
صص: ۲۷۰-۲۴۱

چکیده

تنگهٔ هرمز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین گذرگاه‌های ژئواقتصادی جهان، نقشی کلیدی در انتقال انرژی و شکل‌گیری انتظارات بازارهای مالی بین‌المللی دارد. این پژوهش اثر انسداد تنگهٔ هرمز بر نوسانات شاخص‌های مهم بورس جهانی را در قالب یک شوک ژئوپلیتیکی شدید بررسی می‌کند؛ زیرا اختلال در این گلوگاه حیاتی تجارت انرژی می‌تواند به سرایت نوسان در بازارهای مالی بین‌المللی بینجامد. هدف اصلی، سنجش تاب‌آوری شاخص‌های داوجونز، اس‌اندپی۵۰۰ و نزدک در برابر انسداد کامل ۴۰روزهٔ تنگهٔ هرمز است. پژوهش با رویکرد آینده‌نگر و مبتنی‌بر سناریو انجام شد و داده‌های روزانهٔ بازارهای مالی و انرژی در بازه ۱۲ ژانویه ۲۰۲۵ تا ۵ ژوئن ۲۰۲۶م. گردآوری شد. برای تحلیل، پس از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته، زیووت-اندروز و لاگرانژ، مدل بک-گارچ چندمتغیره به‌کار رفت و متغیر مجازی هرمز در معادلهٔ واریانس وارد شد. نتایج نشان می‌دهد انسداد هرمز بیشترین اثر را بر شاخص اس‌اندپی۵۰۰ داشته و نوسانات کوتاه‌مدت برخی شاخص‌ها را تا حدود ۳۰درصد افزایش داده است. هم‌چنین هم‌بستگی میان بازار نفت و بورس‌های جهانی در دورهٔ تنش تشدید شده است. در تحلیل سناریویی سه وضعیت محتمل بررسی شد؛ در سناریوی کاهش تنش، تثبیت نفت در محدودهٔ ۸۰ تا ۹۰ دلار می‌تواند به بهبود دارایی‌های پرریسک منجر شود؛ در سناریوی تداوم محدودیت‌ها و نفت حدود ۱۰۰ تا ۱۱۰ دلار، نوسان بازارها افزایش می‌یابد و در سناریوی بسته شدن عملی تنگه، جهش نفت به ۱۵۰ تا ۱۸۰ دلار فشار رکودی و گرایش به دارایی‌های امن را تقویت می‌کند. نتایج بر ضرورت راهبردهای پوشش ریسک تأکید دارد.

کلیدواژگان: تنگهٔ هرمز، شاخص‌های جهانی، بورس، مدل گارچ چندمتغیره.
طبقه‌بندی JEL: G15, G14, C58, Q41.

۱. دانشیار گروه اقتصاد نفت و دیپلماسی انرژی، دانشکدهٔ نفت تهران، دانشگاه صنعت نفت، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: Srazavi@put.ac.ir
۲. کارشناسی‌ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.
Email: samirabasirizadeh@gmail.com

ارجاع به مقاله: رضوی، سید عبداله؛ و بصیری‌زاده، سمیرا، (۱۴۰۵). «بررسی تأثیر انسداد تنگهٔ هرمز بر نوسانات شاخص‌های مهم بورس جهانی». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷): ۲۴۱-۲۷۰. https://doi.org/10.22084/aes.2026.32474.3898
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6623.html?lang=fa

۱. مقدمه

تنگهٔ هرمز به‌عنوان یکی از حیاتی‌ترین گلوگاه‌های ژئوپلیتیکی در نظام تجارت جهانی انرژی، همواره در مرکز توجه پژوهشگران علوم اقتصادی، سیاست‌گذاری انرژی و روابط بین‌الملل بوده است. اهمیت این گذرگاه باریک، که خلیج‌فارس را به دریای عمان و آب‌های آزاد متصل می‌کند، از آن‌روست که بخش قابل‌توجهی از انتقال دریایی نفت خام و گاز طبیعی مایع‌شده جهان از آن عبور می‌کند. براساس گزارش‌های رسمی آژانس بین‌المللی انرژی و ادارهٔ اطلاعات انرژی آمریکا، تنگهٔ هرمز طی دو دههٔ گذشته بزرگ‌ترین مسیر ترانزیت نفت در جهان بوده و روزانه بین ۱۸ تا ۲۰ میلیون بشکه نفت از آن عبور کرده است (آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۲۳؛ اداره اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۲۲). تمرکز چنین حجم عظیمی از جریان انرژی در یک جغرافیای محدود، این گذرگاه را به نقطه‌ای استراتژیک تبدیل کرده که هرگونه اختلال در آن می‌تواند پیامدهای گسترده و فراگیر بر بازارهای انرژی و اقتصاد جهانی داشته باشد.

نقش تنگهٔ هرمز تنها به انتقال حجم بالای نفت خام محدود نمی‌شود؛ بلکه این تنگه در تجارت گاز طبیعی مایع‌شده نیز جایگاهی کلیدی دارد. کشورهای صادرکنندهٔ منطقهٔ خلیج‌فارس بخش عمده‌ای از محموله‌های ال‌ان‌جی خود را از این مسیر راهبردی به بازارهای آسیایی و اروپایی ارسال می‌کنند؛ از این‌رو، ثبات و امنیت این گذرگاه نقش تعیین‌کننده‌ای در امنیت انرژی جهانی دارد و تلاطم‌های پیرامونی آن می‌تواند شوک‌های عرضه‌ای قابل‌توجهی ایجاد کند. ادبیات مربوط به امنیت انرژی بر این نکته تأکید دارد که بازارهای انرژی نسبت به ریسک‌های ژئوپلیتیکی حساس‌اند و اختلال در نقاط راهبردی هم‌چون تنگهٔ هرمز می‌تواند واکنش‌های فوری و چشمگیری در قیمت نفت و گاز رقم بزند (هامفریز، ۲۰۲۱؛ فریدمن و همکاران، ۲۰۲۰).

از منظر اقتصاد مالی، شوک‌های ژئوپلیتیکی ناشی از تنش‌ها یا اختلال در عرضهٔ انرژی، تنها محدود به بازار نفت و گاز نمی‌مانند؛ بلکه آثار سرایتی آن‌ها معمولاً به بازارهای مالی جهانی نیز گسترش می‌یابد. مطالعات متعددی نشان داده‌اند که تغییرات ناگهانی در انتظارات بازار انرژی، نوسانات قیمت نفت و افزایش عدم‌قطعیت ژئوپلیتیکی می‌توانند شاخص‌های اصلی بازار سهام، نرخ بازده اوراق بدهی و حجم معاملات سرمایه را تحت‌تأثیر قرار دهند (کیلیان و مورفی، ۲۰۱۴؛ بکر و اولیویرا، ۲۰۲۲). هم‌چنین شاخص‌های عدم‌قطعیت ژئوپلیتیکی که در سال‌های اخیر به‌طور گسترده در ادبیات اقتصاد کلان و مالی استفاده شده‌اند، نشان می‌دهند که ریسک‌های ژئوپلیتیکی، به‌ویژه در منطقهٔ خاورمیانه، رابطه‌ای معنادار با نرخ نوسان‌پذیری بازارهای مالی دارند (کالدرا و ایانکو، ۲۰۱۶).

مرور ادبیات نشان می‌دهد که بخش عمده‌ای از پژوهش‌ها بر بررسی پیامدهای تنش‌های ژئوپلیتیکی بر بازار نفت یا اثر شوک‌های قیمتی نفت بر بازارهای سهام جهانی متمرکز بوده‌اند. مطالعات مرتبط با بحران‌های خلیج‌فارس، جنگ عراق، تنش‌های یمن و اختلافات ایران و آمریکا نیز الگوهای واکنش بازارهای انرژی و مالی را تحلیل کرده‌اند (بلاز و همکاران، ۲۰۲۱؛ ورنون، ۲۰۱۹). با این‌حال، سناریوی «انسداد یا اختلال جدی در تنگهٔ هرمز» به‌رغم اهمیت راهبردی آن، به‌صورت مستقیم و داده‌محور در پژوهش‌های دانشگاهی بررسی نشده است؛ بر این‌اساس، شکاف پژوهشی اصلی به نبود تحلیل نظام‌مند دربارهٔ نحوهٔ اثرگذاری اختلال در این گذرگاه حیاتی بر شاخص‌های بورس جهانی بازمی‌گردد. بیشتر مطالعات موجود بر رابطهٔ میان قیمت نفت و بازارهای مالی تمرکز داشته‌اند، اما به‌ندرت مسیر انتقال ریسک از «یک اختلال ژئوپلیتیکی در نقطه‌ای راهبردی» به «نوسان‌پذیری و

هم‌بستگی شاخص‌های مالی جهانی» مورد مدل‌سازی قرار گرفته است. بر همین‌اساس، پژوهش حاضر با هدف پرکردن این خلأ، به بررسی اثر انسداد تنگهٔ هرمز بر شاخص‌های مهم بورس جهانی می‌پردازد. هدف اصلی پژوهش، سنجش تاب‌آوری شاخص‌های داوجونز، اس‌اندپی ۵۰۰ و نزدک در برابر انسداد کامل ۴۰روزهٔ تنگهٔ هرمز است. به‌طور مشخص، این پژوهش می‌کوشد روشن سازد که آیا چنین شوک ژئوپلیتیکی می‌تواند موجب افزایش نوسانات، افت بازدهی و تشدید هم‌بستگی منفی در بازارهای سهام جهانی شود یا خیر. هم‌چنین، پژوهش حاضر درپی آن است که کانال‌های انتقال این اثر را از مسیر بازار انرژی و افزایش عدم‌قطعیت ژئوپلیتیکی شناسایی کند.

پرسش پژوهش: پرسش اصلی پژوهش این است که انسداد تنگهٔ هرمز چه اثری بر شاخص‌های کلیدی بازار سهام جهان دارد و این اثر از چه کانال‌هایی منتقل می‌شود؟

به‌طورکلی، این پژوهش با ترکیب ادبیات ژئوپلیتیک انرژی و اقتصاد مالی، درصدد است تصویری روشن‌تر از پیامدهای بالقوهٔ یک اختلال بزرگ در تنگهٔ هرمز ارائه دهد و نشان‌دهد که چگونه یک شوک ژئوپلیتیکی در یک گلوگاه حیاتی می‌تواند به بازارهای مالی جهانی سرایت کند. از این‌منظر، نتایج پژوهش می‌تواند برای سیاست‌گذاران انرژی، فعالان بازار سرمایه و تحلیلگران ریسک بین‌المللی حائز اهمیت باشد.

۲. مبانی نظری پژوهش

۲-۱. ریسک‌های ژئوپلیتیک و سازوکار تأثیر آن‌ها بر اقتصاد جهانی

ریسک ژئوپلیتیک به نااطمینانی‌های ناشی از تنش‌های سیاسی، درگیری‌های نظامی و اختلال در روابط اقتصادی بین‌المللی گفته می‌شود (کالدرا و یو، ۲۰۱۶). این ریسک‌ها ازطریق کانال‌هایی مانند: تغییر انتظارات اقتصادی، افزایش هزینه‌های بیمه و تجارت، اختلال در عرضه و کاهش سرمایه‌گذاری بین‌المللی بر فعالیت اقتصادی جهانی اثر می‌گذارند (بارو و بلومن، ۲۰۱۹). براساس مدل‌های نااطمینانی، افزایش ریسک سیاسی موجب کاهش تمایل سرمایه‌گذاران به پذیرش ریسک و انتقال سرمایه به دارایی‌های امن می‌شود (بکارت و همکاران، ۲۰۱۴). هم‌چنین در چارچوب شوک عرضه، اختلال در مسیرهای انتقال انرژی می‌تواند با افزایش قیمت انرژی، فشار تورمی و کاهش رشد اقتصادی همراه باشد (همیلتون، ۲۰۰۹). نظریه‌های رفتاری نیز نشان می‌دهند در دوره‌های تنش ژئوپلیتیک، تقاضا برای دارایی‌های امن مانند طلا و اوراق بدهی دولتی افزایش می‌یابد (کوپر، ۲۰۱۵).

شواهد تجربی حاکی از آن است که افزایش ریسک ژئوپلیتیک معمولا باعث واکنش منفی شاخص‌های سهام و کاهش انتظارات سودآوری شرکت‌ها می‌شود (روگوف و همکاران، ۲۰۲۰) و بحران‌های خاورمیانه نیز توان اثرگذاری بر بازارهای مالی بزرگ جهان را دارند (چن و سی، ۲۰۱۷). هم‌چنین این ریسک‌ها با کاهش نقدشوندگی، افزایش فاصلهٔ قیمت خرید و فروش و رشد تقاضا برای دارایی‌های امن همراه‌اند (گور، ۲۰۱۹؛ بالدوین، ۲۰۱۸)؛ بنابراین، انسداد احتمالی تنگهٔ هرمز می‌تواند با تشدید شوک ژئوپلیتیک، نوسانات اقتصادی و مالی جهانی را افزایش دهد. جدول ۱، فهرستی از رویدادهای مشابه پیشین در تنگهٔ هرمز را ارائه می‌دهد.

جدول ۱. رویدادهای تاریخی تنگهٔ هرمز (گردآوری نویسندگان بر پایهٔ منابع تاریخی و گزارش‌های عمومی).

Tab. 1: Historical events of the Strait of Hormuz (compiled by the authors based on historical sources and public reports).

تاریخ (میلادی)	رویداد تاریخی	اثر کلی بر اقتصاد و بازارها
۱۵۰۵	تسلط کشور پرتغال بر تنگهٔ هرمز	کنترل مسیر تجاری باعث تمرکز ثروت شد، اما نااطمینانی سیاسی و ریسک حمل‌ونقل بالا رفت و هزینه مبادلات افزایش یافت.
۱۹۸۴	جنگ ایران و عراق و جنگ نفتکش‌ها	اختلال شدید در صادرات نفت موجب افزایش هزینه حمل‌ونقل و بیمه شد؛ قیمت نفت جهش کرد و بازار سهام و صنعت کشتیرانی و بیمه تحت فشار قرار گرفتند.
۱۹۸۷–۱۹۸۸	عملیات اسکورت نفتکش‌ها و درگیری‌های دریایی در خلیج‌فارس	وابستگی بازار انرژی به امنیت تنگه تثبیت شد؛ ریسک ژئوپلیتیک و قیمت نفت بالا رفت و تقاضا برای دارایی‌های امن مقداری افزایش یافت.
۱۹۹۰–۱۹۹۱	حملهٔ عراق به کویت و جنگ خلیج‌فارس	شوک عرضه نفت، هزینه انرژی جهانی را بالا برد؛ قیمت نفت رشد کرد، بازار سهام افت کرد و طلا و دلار جذاب‌تر شدند.
۲۰۱۸–۲۰۱۹	اوج‌گیری تنش‌های آمریکا – ایران و حملات به نفتکش‌ها در مسیر هرمز	این حوادث ریسک ژئوپلیتیکی بازار نفت را افزایش داد، هزینه بیمه دریایی بالا رفت و قیمت نفت نوسان صعودی کوتاه‌مدت داشت. اثر آن بر بازار سهام ناهمگون بود: برخی شرکت‌های نفتکش سود بردند، در حالی که صنایع وابسته به سوخت ممکن است تحت فشار قرار گرفته باشند.
۲۰۲۵–۲۰۲۶	جنگ ایران با آمریکا و اسرائیل	نگرانی از امنیت عرضه نفت و ال‌ان‌جی، به‌ویژه برای آسیا و اروپا، افزایش یافت؛ پریمیوم ریسک و هزینه بیمه بالا رفت، بازارهای نفت و ال‌ان‌جی نوسانی شدند و سهام صنایع انرژی‌بر تحت فشار قرار گرفتند.

۲-۲. اهمیت ژئواقتصادی تنگهٔ هرمز در نظام انرژی جهانی

تنگهٔ هرمز یکی از مهم‌ترین گلوگاه‌های انرژی جهان و اصلی‌ترین مسیر انتقال نفت خام از خلیج‌فارس به بازارهای بین‌المللی است. براساس گزارش آژانس اطلاعات انرژی آمریکا، این تنگه بزرگ‌ترین گلوگاه راهبردی انرژی محسوب می‌شود و به‌طور میانگین بین یک–پنجم تا یک–سوم تجارت دریایی نفت جهان از آن عبور می‌کند (آژانس اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۱۹). اهمیت ژئوپلیتیک هرمز به موقعیت جغرافیایی استراتژیک، تمرکز عرضه‌کنندگان بزرگ انرژی در منطقه و محدود بودن مسیرهای جایگزین بازمی‌گردد.

مطالعات ژئوپلیتیک انرژی نشان می‌دهد اختلال در گلوگاه‌هایی مانند مالاکا، باب‌المندب و به‌ویژه هرمز می‌تواند پیامدهای گسترده‌ای برای بازار جهانی نفت داشته باشد؛ زیرا عرضهٔ نفت در کوتاه‌مدت کشش پایینی دارد و بازار به سرعت به شوک‌های عرضه واکنش نشان می‌دهد (کلین، ۲۰۱۶). در چارچوب نظری عرضه و تقاضای جهانی انرژی، تهدید مسیرهای انتقال موجب افزایش نااطمینانی، رشد حق بیمه ریسک و نوسان در ذخایر استراتژیک می‌شود (هامفریز، ۲۰۱۸).

ادبیات ژئوپلیتیک انرژی هم‌چنین تأکید می‌کند که گلوگاه‌های راهبردی به‌دلیل وابستگی متقابل اقتصادها، بر قیمت انرژی، هزینهٔ حمل‌ونقل، بیمهٔ دریایی و جریان سرمایهٔ اثرات سیستمی دارند (کوردن، ۲۰۲۰)؛ بنابراین، انسداد یا تهدید به انسداد تنگهٔ هرمز یک مسئله صرفاً منطقه‌ای نیست، بلکه شوکی ژئوپلیتیک با پیامدهای جهانی است که می‌تواند ریسک سیستماتیک بازارهای مالی را افزایش دهد (لی و لیام، ۲۰۲۱).

به‌منظور نشان‌دادن اهمیت کمّی این گذرگاه در تجارت جهانی انرژی، سهم تنگهٔ هرمز در صادرات نفت و گاز، ظرفیت عبور روزانه و میزان وابستگی اقتصادهای بزرگ به این مسیر در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: اهمیت کمی و اقتصادی تنگه هرمز در تجارت جهانی انرژی و بازارهای مالی (اداره اطلاعات انرژی ایالات متحده آمریکا، ۲۰۲۵).

Tab. 2: Quantitative global economics and the smallest Strait of Hormuz in energy trade and financial markets (United States Energy Information Administration, 2025).

موضوع	مقدار/شرح	ابعاد تأثیر اقتصادی بر بازارهای مالی جهانی
جریان نفت عبوری از تنگهٔ هرمز	حدود ۲۰ میلیون بشکه در روز در سال ۲۰۲۴، معادل نزدیک به ۲۰٪ مصرف جهانی مایعات نفتی.	اثر مستقیم بر قیمت نفت، حاشیه سود شرکت‌های پالایشی، پتروشیمی و حمل‌ونقل
سهم ال ان جی[1] عبوری	بخشی قابل‌توجه و حدود یک‌پنجم تجارت جهانی ال ان جی از این مسیر عبور می‌کند.	اثر بر قیمت گاز، هزینه انرژی صنایع انرژی‌بر و انتظارات تورمی
سهم منطقه خاورمیانه از عرضه جهانی	تمرکز بالای صادرات نفت و گاز در خلیج‌فارس، آسیب‌پذیری عرضه را افزایش می‌دهد.	افزایش ریسک عرضه، نااطمینانی ژئوپلیتیک و نوسان در شاخص‌های سهام
مسیرهای جایگزین صادرات نفت	مسیرهای جایگزین محدودند؛ خطوط لوله عربستان و امارات وجود دارند اما برای جایگزینی کامل کافی نیستند.	تداوم شوک عرضه، افزایش پرمیوم ریسک و انتقال فشار به بازارهای سرمایه

همان‌گونه که در جدول فوق مشاهده می‌شود، وابستگی بازار جهانی انرژی به این گذرگاه به اندازه‌ای است که حتی تهدید به انسداد آن نیز می‌تواند موجب تغییر انتظارات فعالان بازار شود.

۲-۳. کانال‌های انتقال اثر انسداد تنگهٔ هرمز بر بازارهای سهام جهانی

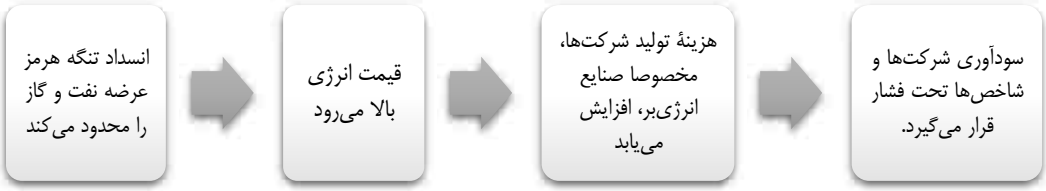
الف) کانال قیمت انرژی (شوک عرضه)

انسداد تنگهٔ هرمز موجب کاهش عرضهٔ مؤثر نفت و گاز در بازار جهانی شده و به افزایش قیمت انرژی منجر می‌شود (کیلین و همیلتون، ۲۰۱۳). افزایش قیمت انرژی ازطریق افزایش هزینهٔ تولید، کاهش حاشیهٔ سود بنگاه‌ها و کاهش سود مورد انتظار سهامداران، به افت ارزش سهام می‌انجامد (بای و انجی، ۲۰۱۶). این اثر به‌ویژه در صنایع انرژی‌بر نظیر حمل‌ونقل، پتروشیمی، فلزات اساسی و صنایع تولیدی مشهودتر است. به‌صورت نظری، اگر سود مورد انتظار شرکت‌ها به شکل زیر تعریف شود:

$$\Pi = R - C(E) \qquad (۱)$$

که در آن R درآمد و $C(E)$ تابعی افزایشی از هزینهٔ انرژی E است، افزایش E منجر به کاهش سود Π و درنتیجه کاهش ارزش فعلی سهام خواهد شد. شکل ۱، تأثیر انتقال بسته شدن تنگهٔ هرمز ازطریق این کانال را نشان می‌دهد.

[1] LNG



شکل ۱: اثر انسداد تنگهٔ هرمز بر بازارهای سهام جهانی از طریق کانال شوک عرضه

Fig. 1: The effect of the Strait of Hormuz blockage on global stock markets through the supply shock channel

ب) کانال نااطمینانی ژئوپلیتیک

انسداد یک گذرگاه راهبردی بین‌المللی، سطح ریسک ژئوپلیتیک را افزایش می‌دهد. افزایش نااطمینانی معمولاً با افزایش صرف ریسک و کاهش تمایل سرمایه‌گذاران به دارایی‌های پرریسک همراه است. در این‌شرایط، جریان سرمایه به‌سمت دارایی‌های امن حرکت کرده و بازارهای سهام با فشار فروش مواجه می‌شوند (هونت و دیویس، ۲۰۱۹).

افزایش نااطمینانی، هم‌چنین می‌تواند موجب تعویق سرمایه‌گذاری‌های جدید، کاهش فعالیت اقتصادی و افزایش نوسانات بازار شود؛ بنابراین، حتی پیش از تحقق کامل اختلال در عرضهٔ انرژی، انتظارات منفی می‌تواند بر شاخص‌های سهام اثرگذار باشد (رضوی و ترنیان، ۱۴۰۵)؛ شکل ۲ بیان‌گر این مسئله است.

شکل ۲: اثر انسداد تنگهٔ هرمز بر بازارهای سهام جهانی ازطریق کانال نااطمینانی ژئوپلیتیک.

Fig. 2: The effect of the closure of the Strait of Hormuz on global stock markets through the geopolitical uncertainty channel.

ج) کانال انتظارات و رفتار سرمایه‌گذاران

بازارهای مالی نسبت به اخبار ژئوپلیتیک بسیار حساس‌اند. تهدید به انسداد تنگهٔ هرمز می‌تواند انتظارات سرمایه‌گذاران را نسبت به‌وقوع درگیری‌های گسترده‌تر یا تشدید تحریم‌ها تغییر دهد. در چنین شرایطی، رفتارهای هیجانی و فروش‌های گسترده می‌تواند موجب افزایش نوسانات بازار گردد (ساندرز، ۲۰۱۹؛ کیم و ژانگ، ۲۰۲۲). از منظر مالی رفتاری، افزایش ابهام می‌تواند منجر به بیش‌واکنشی بازار شده و دامنهٔ نوسانات را فراتر از سطح تعادلی افزایش دهد؛ شکل ۴ نیز بیانگر این مسئله است.

شکل ۳. اثر انسداد تنگهٔ هرمز بر بازارهای سهام جهانی از طریق کانال انتظارات و رفتار سرمایه گذاران.

Fig. 2: The effect of the closure of the Strait of Hormuz on global stock markets through the channel of investor expectations and behavior.

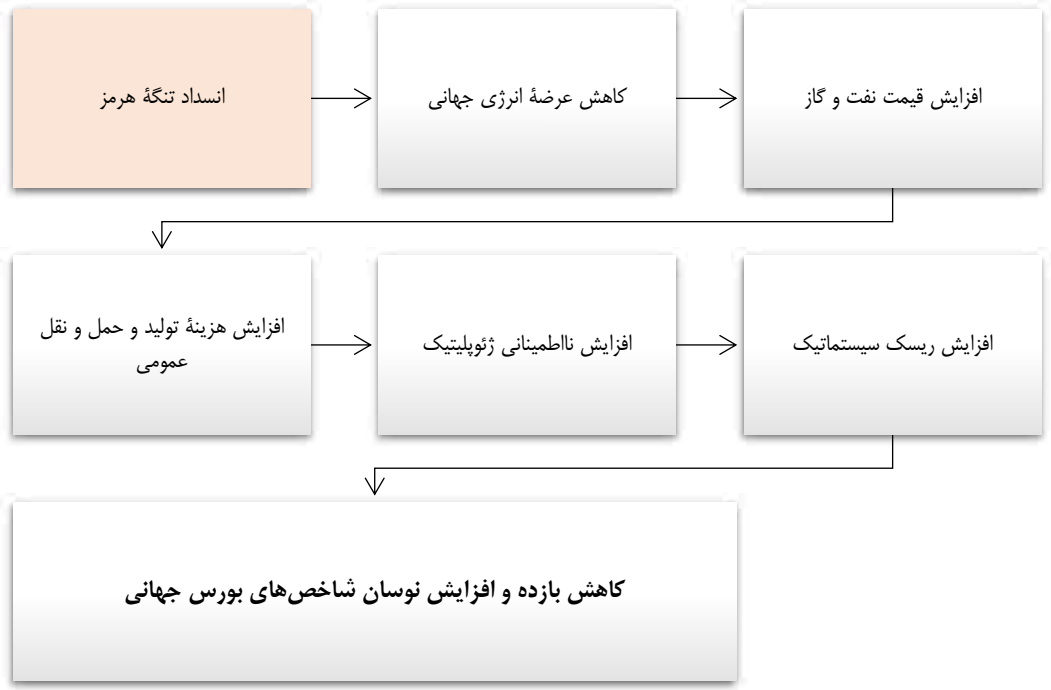
نااطمینانی ژئوپلیتیک به‌شرایطی اشاره دارد که در آن تنش‌ها و تحولات سیاسی و امنیتی موجب افزایش ریسک سیستماتیک و ایجاد شوک اطلاعاتی در اقتصاد جهانی می‌شود. در مقابل، رفتار سرمایه‌گذاران بیانگر نحوهٔ واکنش بازار و معامله‌گران به این ریسک‌ها و شوک‌های اطلاعاتی ازطریق تصمیمات معاملاتی، جابه‌جایی پرتفوی و گرایش به دارایی‌های امن است.

د) کانال بخش‌بندی صنعتی

اثر انسداد تنگهٔ هرمز بر تمامی صنایع یکسان نیست. صنایع انرژی‌بر، حمل‌ونقل و تولیدی احتمالاً بیشترین آسیب را متحمل می‌شوند، درحالی‌که برخی شرکت‌های فعال در حوزهٔ انرژی ممکن است از افزایش قیمت نفت منتفع شوند؛ بنابراین، واکنش شاخص‌های کلان بازار حاصل برآیند اثرات ناهمگون بر صنایع مختلف است (کاتسیاپاراس و همکاران، ۲۰۲۱).

۲-٤. چارچوب مفهومی اثرگذاری انسداد تنگهٔ هرمز

با توجه به مطالب ذکر شده، انسداد یا تهدید به انسداد تنگهٔ هرمز می‌تواند از مسیرهای متعددی بر بازارهای مالی بین‌المللی اثرگذار باشد. این اثرگذاری هم از کانال‌های واقعی اقتصاد (عرضهٔ انرژی و هزینهٔ تولید) و هم از کانال‌های مالی (ریسک و نااطمینانی) منتقل می‌شود؛ برای تبیین سازوکار انتقال اثر، چارچوب مفهومی زیر طبق شکل ۴ ارائه می‌شود.



شکل ٤: چارچوب مفهومی اثرگذاری انسداد تنگهٔ هرمز بر شاخص‌های بورس جهانی.

Fig. 4: Conceptual framework of the impact of the closure of the Strait of Hormuz on global stock market indices.

چارچوب مفهومی ارائه‌شده نشان می‌دهد که انسداد یا اخلال در تنگهٔ هرمز ازطریق سه مسیر اصلی بر بازارهای مالی اثر می‌گذارد: افزایش قیمت جهانی انرژی، تشدید نااطمینانی ژئوپلیتیک و افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل و بیمه. این متغیرها ابتدا باعث افزایش نوسان‌پذیری بازار انرژی شده و سپس ازطریق کانال‌های رفتاری و ریسکی، به تغییرات در شاخص‌های بورس جهانی منتقل می‌شوند. درنهایت این تعاملات، یک سازوکار پویای چندمرحله‌ای را ایجاد می‌کند که توجیه‌کنندهٔ استفاده از مدل‌های نوسان‌پذیری شرطی[1] برای تحلیل تجربی است.

۳. مبانی تجربی پژوهش

۳-۱. پیشینهٔ داخلی

اسمعیلی و حیدری (۱۴۰۴) در مقالهٔ خود به واکاوی الزام‌های حقوقی- سیاسی کاربست انسداد تنگهٔ هرمز ازسوی ایران در جنگ خاکستری با اسرائیل پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که انسداد تنگهٔ هرمز به‌عنوان ابزاری پرریسک در جنگ خاکستری، در صورت تحقق شرایط حقوقی، سیاسی و اقتصادی می‌تواند به‌عنوان تهدیدی بازدارنده عمل کند، اما در غیر این‌صورت با ایجاد فشار اقتصادی و شکل‌گیری واکنش‌های بین‌المللی، موجب تشدید نوسانات و بی‌ثباتی در شاخص‌های مهم بورس جهانی خواهد شد.

«فرجی» و همکاران (۱۴۰۳) در پژوهش خود به اثر شوک‌های عرضهٔ نفت ناشی از تحریم‌ها و تنش‌های منطقه‌ای بر نوسانات شاخص‌های بورس جهانی پرداختند. هدف پژوهش تعیین میزان آسیب‌پذیری بازارهای سهام

[1] GARCH

جهانی در برابر شوک‌های نفتی بود. روش پژوهش، تحلیل عوامل ساختاری بود. نتایج نشان‌داد که شوک‌های عرضهٔ نفت، به‌ویژه شوک‌های ژئوپلیتیکی، باعث افزایش نوسانات کوتاه‌مدت و تغییر ساختار هم‌بستگی بین بازارهای آمریکا، اروپا و آسیا می‌شود. این نتیجه به‌طور مستقیم بیان می‌کند که انسداد تنگهٔ هرمز می‌تواند به یک شوک ساختاری بزرگ در بازارهای مالی جهانی تبدیل شود.

«کاظمی» و «نوربخش» (۱۴۰۲) در پژوهش خود به تأثیر نااطمینانی ژئوپلیتیکی خاورمیانه بر نوسانات بازارهای آسیای شرقی پرداختند. هدف آن‌ها پیش‌بینی نوسان بازارهای ژاپن و چین در مواجهه با اخبار ژئوپلیتیک منطقه‌ای بود. روش پژوهش، تحلیل داده‌کاوی[1] با استفاده از مدل ال اس تی ام[2] بود. یافته‌ها نشان‌داد که نااطمینانی ناشی از تنش‌های خاورمیانه مستقیم می‌تواند نوسان بازارهای آسیایی را افزایش دهد. این نتیجه بیانگر آن است که انسداد هرمز می‌تواند اثرات فراملی گسترده‌ای داشته باشد.

«سلطانی» و «سمیعی» (۱۴۰۱) در پژوهش خود به بررسی تأثیر تهدیدهای امنیتی علیه خطوط کشتیرانی خلیج‌فارس بر بازار انرژی و بورس تهران پرداختند. هدف پژوهش تحلیل واکنش بازارها به رویدادهای اختلال در عبور نفتکش‌ها بود. روش پژوهش تحلیل رویداد[3] همراه با داده‌های روزانه شاخص کل بورس[4] و قیمت نفت بود. نتایج نشان‌داد که رویدادهای مرتبط با اختلال در کشتیرانی منجر به شوک‌های کوتاه‌مدت، اما شدید در بازده بورس تهران و قیمت نفت می‌شود. این پژوهش تأیید می‌کند که انسداد تنگهٔ هرمز به‌عنوان سطح بالاتر یک اختلال دریایی می‌تواند اثراتی مشابه، اما گسترده‌تر داشته باشد.

«رضایی» و «احمدی» (۱۴۰۰) در پژوهش خود به بررسی نقش تنش‌های ژئوپلیتیکی در خلیج‌فارس بر نوسانات قیمت نفت و شاخص بورس‌های منطقه پرداختند. این مطالعه با هدف اندازه‌گیری اثر نااطمینانی ژئوپلیتیک بر نوسان شرطی بازارهای مالی انجام شد. پژوهشگران با استفاده از مدل‌های چندمتغیرهٔ گارچ[5] و شاخص نااطمینانی ژئوپلیتیک[6] داده‌های روزانهٔ ۱۰ سال را تحلیل کردند. نتایج نشان‌داد که افزایش تنش‌های ژئوپلیتیکی در خلیج‌فارس موجب افزایش واریانس شرطی قیمت نفت و انتقال نوسان به بورس‌های آسیایی می‌شود. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که انسداد تنگهٔ هرمز نیز به‌عنوان یک شوک شدیدتر می‌تواند نوسانات بازارهای جهانی را تشدید کند.

«شاملو» و «فرجی‌راد» (۱۳۹۸) در پژوهش خود با استفاده از روش کتابخانه‌ای و رویکرد توصیفی-کیفی به بررسی اهمیت ژئوپلیتیکی و ژئواستراتژیکی تنگهٔ هرمز پرداختند. نتایج آنان نشان‌داد که این تنگه یکی از حساس‌ترین نقاط جهان در انتقال انرژی و موازنه قدرت است؛ هم‌چنین یافته‌ها بیان می‌کند که هرگونه تنش در تنگهٔ هرمز پیامدهای گستردهٔ سیاسی، اقتصادی و امنیتی در سطح منطقه و جهان به‌همراه دارد.

---

[1] Machine Learning
[2] LSTM
[3] Event Study
[4] TEDPIX
[5] GARCH
[6] GPR

۳-۲. پیشینهٔ خارجی

«هندرسون» و «پاپاپترو» (۲۰۲۴) در پژوهش خود به بررسی سناریوهای فرضی اختلال در سه گذرگاه حیاتی انرژی شامل: هرمز، سوئز و باب‌المندب پرداختند. هدف مطالعهٔ تحلیل اثر اختلالات شدید انرژی بر نوسان شاخص‌های سهام بود. روش پژوهش شبیه‌سازی سناریو و مدل‌های VAR ساختاری بود. نتایج نشان‌داد که انسداد تنگهٔ هرمز بیشترین اثر را بر شاخص اس اندپی، داشته و نوسانات کوتاه‌مدت را تا ۳۰٪ افزایش می‌دهد. این پژوهش مستقیم‌ترین شواهد را دربارهٔ اثر انسداد هرمز ارائه می‌دهد؛ در ادامه جدول جامع جمع‌بندی پیشینهٔ پژوهش مقالهٔ ارائه شده است.

«شهزاد» و «نگوین» (۲۰۲۲) در پژوهش خود تأثیر شوک‌های ژئوپلیتیکی بر تغییرات هم‌بستگی بین بازار انرژی و بورس‌های جهانی را بررسی کردند. هدف پژوهش تحلیل پویا و زمان‌مند اثرات شوک‌های ژئوپلیتیکی بود. روش پژوهش مدل دی سی سی گارچ[1] بود. نتایج نشان‌داد که در دوره‌های تنش سیاسی، هم‌بستگی بین بازار نفت و بورس‌های جهان تقویت می‌شود و انتقال نوسان افزایش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که در صورت انسداد هرمز، بازارهای مالی جهان احتمالاً هم‌زمان دچار نوسانات شدید خواهند شد.

«القحطانی» و «بوری» (۲۰۲۱) در پژوهش خود به اثر اختلالات عرضهٔ نفت در خلیج‌فارس بر رفتار سرمایه‌گذاران جهانی و بازارهای نفت پرداختند. هدف آن‌ها تحلیل واکنش بازار به اختلالات واقعی در عرضه انرژی بود. روش مورد استفاده تحلیل رویداد در کنار شاخص VIX و قیمت آتی نفت بود. نتایج نشان‌داد که اختلالات عرضه موجب افزایش ریسک‌گریزی و حرکت سرمایه‌گذاران به‌سمت دارایی‌های امن می‌شود. این یافته نشان می‌دهد که انسداد تنگهٔ هرمز می‌تواند موجی از فرار سرمایه و افزایش نااطمینانی مالی ایجاد کند.

«خان» و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی اثر تنش‌های ژئوپلیتیکی خاورمیانه بر نوسانات بازار انرژی و سهام جهانی پرداختند. هدف آن‌ها اندازه‌گیری نقش نااطمینانی ژئوپلیتیک در پیوند بین بازار نفت و بورس آمریکا بود. روش کار مدل گارچ–میداس[2] همراه با شاخص ریسک ژئوپولیتیک[3] بود. نتایج نشان‌داد که افزایش تنش‌ها منجر به تقویت هم‌بستگی بین قیمت نفت و شاخص‌های سهام و افزایش نوسانات غیرمنتظره می‌شود؛ بنابراین در سناریوی انسداد تنگهٔ هرمز این هم‌بستگی و نوسان احتمالاً تشدید خواهد شد.

جدول ۳: جمع‌بندی پیشینهٔ پژوهش.

Tab. 3: Summary of research background.

۱۰	سال	هدف پژوهش	مهم‌ترین یافته‌ها
فرجی، حسن‌پور و یکتاپرست	۱۴۰۳	سنجش اثر شوک‌های عرضه نفت ناشی از تحریم و تنش‌ها بر نوسانات بازارهای سهام جهانی	شوک‌های ژئوپلیتیکی نفت، نوسانات کوتاه‌مدت را افزایش و ساختار همبستگی بین بازارها را تغییر می‌دهد.
کاظمی و نوربخش	۱۴۰۲	پیش‌بینی نوسان بازارهای ژاپن و چین تحت نااطمینانی ژئوپلیتیکی خاورمیانه	تنش‌های خاورمیانهٔ نوسان بازارهای آسیایی را افزایش می‌دهد.

[1] DCC-GARCH
[2] GARCH-MIDAS
[3] Geopolitical Risk

سلطانی و سمیعی	۱۴۰۱	بررسی اثر تهدیدهای امنیتی کشتیرانی خلیج‌فارس بر بازار انرژی و بورس تهران	اختلال در عبور نفتکش‌ها شوک‌های شدید و کوتاه‌مدت در بورس تهران و قیمت نفت ایجاد می‌کند.
رضایی و احمدی	۱۴۰۰	سنجش اثر نااطمینانی ژئوپلیتیک خلیج‌فارس بر نوسانات قیمت نفت و بورس‌های منطقه	تنش‌ها واریانس شرطی نفت و انتقال نوسان به بورس‌های آسیایی را افزایش می‌دهد.
شاملو و فرجی‌راد	۱۳۹۸	بررسی اهمیت ژئوپلیتیکی و ژئواستراتژیکی تنگهٔ هرمز	هرمز حساس‌ترین گذرگاه انرژی جهان؛ هر تنش پیامدهای سیاسی–اقتصادی گسترده دارد.
هندرسون و پاپاپترو	2024	تحلیل سناریوهای اختلال در هرمز، سوئز و باب‌المندب بر نوسان سهام	انسداد هرمز شدیدترین اثر را بر S&P داشته و نوسان را تا ۳۰٪ افزایش می‌دهد.
شهزاد و نگوین	2022	اثر شوک‌های ژئوپلیتیکی بر همبستگی نفت و بورس جهانی	در تنش‌ها همبستگی تقویت و انتقال نوسان افزایش می‌یابد
القحطانی و بوری	2021	بررسی اثر اختلالات عرضه نفت خلیج‌فارس بر رفتار سرمایه‌گذاران	اختلالات عرضه موجب ریسک‌گریزی و حرکت به دارایی‌های امن می‌شود.
خان و همکاران	2020	اثر تنش‌های ژئوپلیتیکی خاورمیانه بر نوسانات بازار انرژی و سهام جهانی	تنش‌ها همبستگی و نوسانات غیرمنتظره نفت و سهام را تقویت می‌کند.

باوجود مطالعاتی که به اهمیت ژئوپلیتیکی تنگهٔ هرمز، اثر شوک‌های ژئوپلیتیکی بر بازارهای مالی، و پیامدهای اختلال عرضهٔ نفت پرداخته‌اند، هنوز بررسی مستقیم و جامع اثر انسداد تنگهٔ هرمز بر شاخص‌های مهم بورس جهانی محدود است. بیشتر پژوهش‌های پیشین یا به‌صورت کلی به روابط میان تنش‌های سیاسی و بازارهای انرژی پرداخته‌اند، یا اثر اختلالات منطقه‌ای را بر رفتار سرمایه‌گذاران و نوسانات بازار بررسی کرده‌اند؛ اما شبیه‌سازی یا تحلیل اختصاصیِ سناریوی انسداد تنگهٔ هرمز و اثر آن بر شاخص‌های اصلی بورس جهان کمتر موردتوجه قرار گرفته است؛ بنابراین، این پژوهش درصدد است این خلأ را با تمرکز بر پیامدهای مستقیم انسداد تنگهٔ هرمز بر شاخص‌های مهم بورس جهانی پر کند.

٤. روش‌شناسی و داده‌های پژوهش

٤-١. روش پژوهش و معرفی متغیرها

پژوهش حاضر با استفاده از یک رویکرد آینده‌نگر و مبتنی‌بر سناریو، به‌منظور ارزیابی تاب‌آوری بازارهای مالی جهانی در برابر یک شوک ژئوپلیتیک شدید، طراحی شده است. هدف اصلی، تحلیل کمّی واکنش شاخص‌های بورس داوجونز، اس‌اندپی ۵۰۰ و نزدک (متغیرهای وابسته) به یک انسداد فرضی در تنگهٔ هرمز است. برای این‌منظور، یک بازهٔ زمانی شبیه‌سازی‌شده از ۱۲ ژانویه ۲۰۲۵ تا ۵ ژوئن ۲۰۲۶م. تعریف گردید تا به‌عنوان بستری برای اجرای یک «آزمون استرس» عمل کند. در این چارچوب، اثر متغیرقیمت جهانی طلا به‌عنوان متغیر کنترلی و قیمت نفت خام برنت در کنار متغیر اصلی تحقیق، یعنی متغیر مجازی انسداد تنگهٔ هرمز ($D_{Hormuzt}$)، برآورد می‌شود. متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق شامل شاخص‌های کلان بورس‌های جهانی داوجونز[1]، اس‌اندپی ۵۰۰ و مزدک به عنوان متغیرهای وابسته، و متغیرهای قیمت جهانی طلا و قیمت نفت خام برنت به‌عنوان متغیرهای کنترلی هستند.

[1] Dow Jones

داده‌های موردنیاز برای متغیرهای بازار از منابع معتبری نظیر اداره اطلاعات انرژی آمریکا وب‌سایت‌های OilPrice، NASDAQ و بانک فدرال رزرو سنت لوئیس[1] استخراج شده‌اند. متغیرهای لگاریتمی شاخص‌ها به صورت S & P LN و LNNASDAQ و LNDOWJONES در مدل وارد شده‌اند.

LNDOWJONES: لگاریتم شاخص قیمتی داوجونز

LNS & P: لگاریتم شاخص قیمتی اس اند پی

LNNASDAQ: لگاریتم شاخص قیمتی نزدک

BRENT: قیمت نفت برنت

GOLD: شاخص قیمتی طلا

HORMUZ: متغیرمجازی باز و بسته شدن تنگهٔ هرمز- باز=۱ بسته=۰

٤-۱-۱. طراحی سناریوی ریسک ژئوپلیتیک و تعریف متغیر مجازی

سناریوی «جنگ آمریکا با ایران» براساس چارچوب‌های متداول تحلیل ریسک و سناریونویسی ژئوپولیتیکی انتخاب شد. در فرآیند طراحی، مجموعه‌ای از رویدادهای بالقوه‌ای که توان ایجاد اختلال گسترده در بازارهای انرژی و تجارت جهانی را دارند مورد بررسی قرار گرفت و درمیان آن‌ها، سناریویی انتخاب شد که باوجود احتمال وقوع محدود، از ظرفیت ایجاد بیشترین شدت اثر بر بازارها برخوردار باشد. با توجه به جایگاه راهبردی تنگهٔ هرمز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین گلوگاه‌های انتقال انرژی جهان، فرض وقوع یک درگیری نظامی منطقه‌ای و انسداد این گذرگاه، به‌عنوان مبنای مدل‌سازی شوک انتخاب شد. در این چارچوب، سناریوی فرضی «جنگ رمضان ۲۰۲۶م.» به‌منظور شبیه‌سازی یک اختلال ساختاری و بلندمدت در جریان عرضهٔ جهانی انرژی طراحی شد و بازهٔ ۴۰روزهٔ انسداد نیز با هدف تفکیک آثار این شوک از نوسانات کوتاه‌مدت بازار درنظر گرفته شد. بر این‌اساس، متغیر مجازی HORMUZ برای هر روز در بازهٔ زمانی مطالعه (۱۲ ژانویه ۲۰۲۵ تا ۵ ژوئن ۲۰۲۶م.) به‌صورت زیر کدگذاری می‌شود:

- $D_{Hormuz,t}$=۰: برای دوره ۴۰ روزه از ۲۸ فوریه ۲۰۲۶ تا ۸ آوریل ۲۰۲۶، نمایانگر انسداد کامل تنگه.
- $D_{Hormuz,t}$=۱: برای سایر روزهای دورهٔ مورد بررسی.

مزیت اصلی این روش‌شناسی، فراهم‌آوردن امکانی برای اندازه‌گیری کمّی تاب‌آوری و الگوی واکنش بازار در مواجهه با یک رویداد ژئوپلیتیک است.

٤-۱-۲. برآورد مدل اقتصادسنجی

در مسیر مدل‌سازی، ابتدا ویژگی‌های آماری متغیرها در نرم‌افزار ایویوز ۱۳ تحلیل می‌شود؛ سپس، با توجه به‌وجود یک شوک شبیه‌سازی‌شده بزرگ در داده‌ها، برای بررسی مانایی متغیرها علاوه‌بر آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، از آزمون ریشهٔ واحد زیووت-اندروز[2] با قابلیت تشخیص شکست ساختاری استفاده می‌گردد تا تاریخ‌های شکست

[1] FRED
[2] Zivot-Andrews

به‌درستی شناسایی شوند. پس از تعیین وقفهٔ بهینه با معیارهای اطلاعاتی، وجود ناهمسانی واریانس با آزمون ضریب لاگرانژ[1] بررسی می‌شود. درنهایت، با تأیید این اثرات، مدل اصلی پژوهش یعنی گارچ چندمتغیره با رویکرد BEKK–GARCH برآورد می‌شود. استفاده از مدل‌های خانوادهٔ گارچ برای حل مسئله این پژوهش کاملاً کفایت می‌کند؛ زیرا سری‌های زمانی مالی (نظیر بازدهی شاخص‌های بورس و نفت) ذاتاً دارای ویژگی‌هایی چون «نوسانات خوشه‌ای و واریانس ناهمسانی شرطی» در طول زمان هستند. در این‌میان، رویکرد چندمتغیره BEKK–GARCH نه‌تنها این رفتارهای نوسانی را به‌دقت مدل‌سازی می‌کند، بلکه ابزار کاملی برای ارزیابی «سرریز تلاطم میان بازارها ارائه می‌دهد و امکان گنجاندن شوک‌های برون‌زا (متغیر مجازی بحران) در معادلهٔ واریانس را به‌منظور سنجش دقیق اثرات ریسک فراهم می‌سازد. برای بررسی سرریز تلاطم میان متغیرها، ماتریس واریانس–کوواریانس شرطی (Ht) در مدل BEKK–GARCH به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B \quad (۲)$$

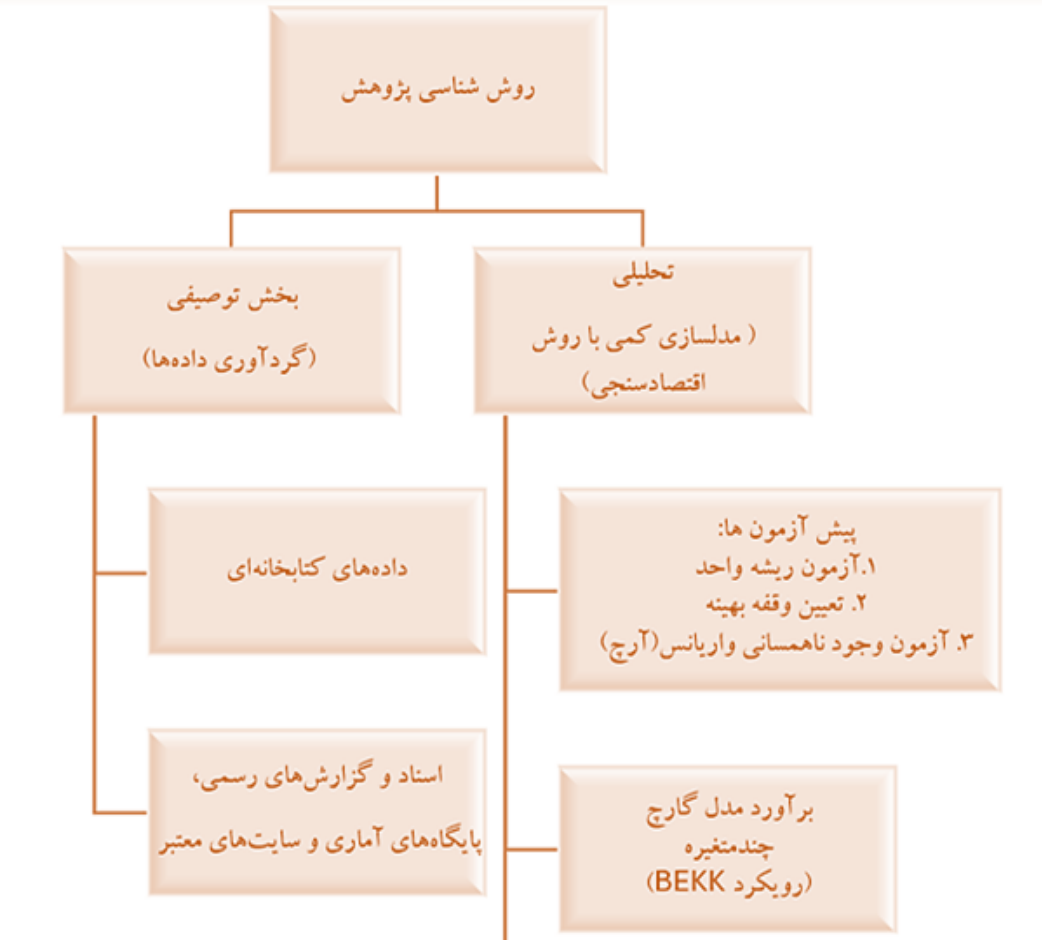
در اینجا Ht ماتریس واریانس کوواریانس شرطی ۳×۳ در زمان t و C ماتریس پایین مثلثی با ۶ پارامتر است. A توان دوم ماتریس ضرایب است و میزان وابستگی واریانس شرطی به مجذور خطاهای گذشته را محاسبه می‌کند. B توان دوم ماتریس ضرایب است و میزانی که سطح جاری واریانس شرطی به مقادیر گذشته واریانس وابسته است را اندازه‌گیری می‌کند؛ شکل ماتریسی معادلهٔ فوق به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & & \\ c_{21} & c_{22} & \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & & \\ c_{21} & c_{22} & \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon^2_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon^2_{3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

(۳)

در ماتریس ضرایب، عناصر قطری نشان‌دهندهٔ اثر خودی و عناصر غیرقطری نشان‌دهندهٔ اثر سایر بازارها و معنی‌داری ضرایب a و b معرف اثر سرریز است؛ به‌عنوان مثال، معنی‌داری aii نشان می‌دهد که شوک‌های وارده به بازار در دورهٔ قبل بر تلاطم در زمان حال اثر دارد و معنی‌داری aji نشان می‌دهد که شوک‌های وارده بر بازار j در دورهٔ قبل (نشان‌داده شده توسط اندیس j) بر تلاطم جاری بازار i (نشان‌داده شده توسط اندیس i) اثرگذار است؛ به بیان دیگر، اثر سرریز شوک از بازار j به بازار i وجود دارد و تلاطم زمان حال در بازار i از شوک گذشتهٔ بازار j تأثیر می‌گیرد. درنهایت، جهت اطمینان از کفایت مدل و اعتبار آماری نتایج به‌دست‌آمده، آزمون‌های تشخیصی متداول در پسماندهای استانداردشده مدل نهایی انجام می‌پذیرد. در نمودار ۱، اجزای روش پژوهش مشخص گردیده است.

[1] ARCH-LM

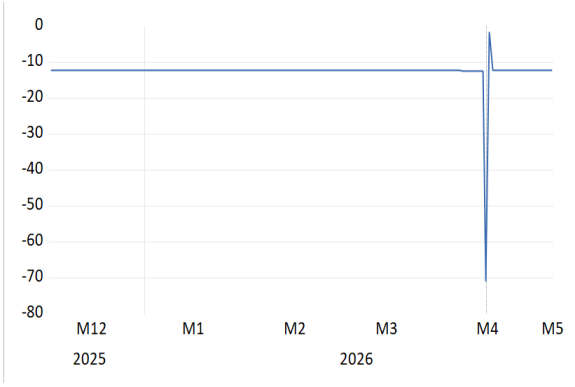


نمودار ۱: نمودار اجزای پژوهش.

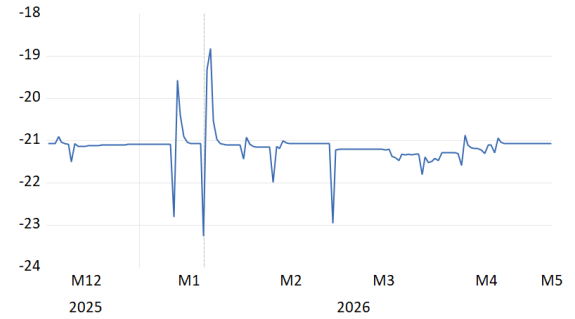
Graph. 1: Research components diagram.

٤ -۲. یافته‌های پژوهش

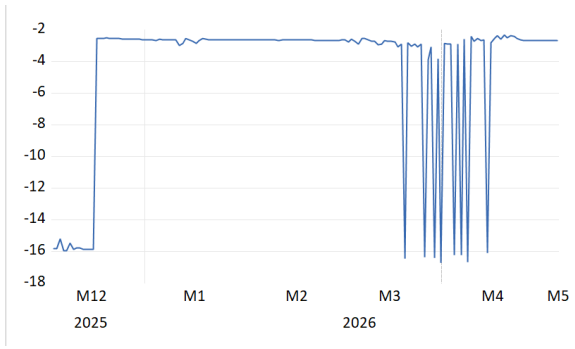
در نمودار ۲، شاخص‌های بورس جهانی نشان می‌دهد که هر سه بازار در مواجهه با شوک موردنظر واکنش منفی داشته‌اند، اما شدت و الگوی نوسان آن‌ها متفاوت است. شاخص اس‌اندپی ۵۰۰ پس از یک افت اولیه وارد دوره‌ای از نوسانات شدید و کوتاه‌مدت می‌شود و سپس در سطحی پایین‌تر تثبیت می‌گردد که بیانگر افزایش عدم‌قطعیت در بازار است. شاخص داوجونز واکنش ملایم‌تری از خود نشان می‌دهد؛ پس از کاهش اولیه، نوسان‌های محدود و نسبتا پایدار را تجربه کرده و روندی تدریجی، اما کاهشی را حفظ می‌کند. در مقابل، شاخص نزدک بیشترین حساسیت را نشان‌داده و یک سقوط ناگهانی و عمیق ثبت کرده است که به‌وضوح وابستگی بیشتر بخش فناوری به ریسک‌های سیستماتیک را منعکس می‌کند؛ به‌طورکلی، نتایج حاکی از آن است که شوک ژئوپولیتیکی، علاوه‌بر کاهش سطح شاخص‌ها، ساختار نوسانات بازار را نیز به‌طور معناداری دستخوش تغییر کرده است.



Lnnasdaq



Lndowjones



Lns & P

نمودار ۲: نمودار شاخص‌های بورس جهانی (یافته‌های تحقیق).

Graph. 2: Chart of global stock market indices (research findings).

٤-۲-۲. آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

در ادامه، جهت بررسی ایستایی سری‌های زمانی، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] برروی داده‌ها انجام شد. همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، داده‌های مربوط به همه متغیرها به استثنای شاخص قیمتی مزدک در سطح دارای ارزش احتمال بزرگ‌تر از ۰.۰۵ می‌باشد و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری همهٔ آن‌ها مانا می‌شوند.

[1] ADF

جدول ٤: نتایج آزمون ایستایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبهٔ اول (یافته‌های تحقیق).

Tab. 4: Results of the stationarity test of variables at the level and first-order difference (Research findings).

ایستایی در سطح		ایستایی تفاضل مرتبه اول	
متغیر		متغیر	
شاخص قیمتی داوجونز	۰.۵۷۷۴	شاخص قیمتی داوجونز	۰.۰۰۰۰
شاخص قیمتی اس اند پی	۰.۱۸۵۳	شاخص قیمتی اس اند پی	۰.۰۷۶۲
شاخص قیمتی نزدک	۰.۰۰۰۰	شاخص قیمتی نزدک	۰.۰۰۰۰
شاخص قیمتی طلا	۰.۶۶۷۷	شاخص قیمتی طلا	۰.۰۰۰۰
قیمت نفت برنت	۰.۸۱۸۵	قیمت نفت برنت	۰.۰۰۰۰

٤-۲-۳. نتایج آزمون شکست ساختاری زیوت آندرز

آزمون شکست ساختاری زیوت اندرز[1] با درنظر گرفتن شکست در سطح و روند برای سری زمانی بازده اجرا شد. نتایج جدول ۲، تأکید بر این دارد که در سری‌های زمانی مذکور شکست ساختاری رخداده است.

جدول ۵. نتایج آزمون شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی (یافته‌های تحقیق).

Tab. 5: Results of structural failure testing in time series (Research findings).

نام متغیر	تاریخ شکست ساختاری	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۱%	مقدار بحرانی ۵%	مقدار بحرانی ۱۰%	نتیجهٔ آزمون
LNS&P	3/31/2026	-۱۶.۷۳۷۹۹	-۴.۹۴۹۱۳۳	-۴.۴۴۳۶۴۹	-۴.۱۹۳۶۲۷	شکست ساختاری تأیید می‌شود.
LNDOWJONES	1/20/2026	-۲۳.۲۶۲۵۹				شکست ساختاری تأیید می‌شود.
LNNASDAQ	4/15/2026	-۷۱.۰۱۰۸۴				شکست ساختاری تأیید می‌شود.
LNGOLD	3/19/2026	-17.33384				شکست ساختاری تأیید می‌شود.
LNBRENT	2/27/2026	-۵.۲۷۲۳۲۲				شکست ساختاری تأیید می‌شود.

با درنظر گرفتن وقفهٔ بهینه شوارتز[2]، آکائیک و حنان کویین[3] مدل تخمین زده شد. براساس جدول ۳، وقفهٔ بهینه براساس معیارهای شوارتز و آکائیک، وقفهٔ ۲ است.

[1] Zivot-Andrews
[2] Schwarz Information Criterion (SIC)
[3] HQ

جدول ٦: تعیین وقفه بهینه براساس معیار آکائیک ،شوارتز وحنان کویین (یافته‌های تحقیق).

Tab. 6: Determining the optimal interval based on the Akaike, Schwartz, and Hannan Quinn criteria (research findings).

وقفه	آکائیک	شوارتز	حنان کویین
0	-15.20321	-15.14441	-15.24344
1	-23.82775	-23.47492*	-24.06912
2	-24.03545*	-23.38860	-24.47797*
3	-23.70816	-22.76728	-24.35183

باتوجه به سطح احتمال متغیرها و رد شدن فرضیهٔ صفر، نتایج نشان می‌دهد که اثر آرچ در داده‌ها وجود دارد. این نتیجه حاکی از آن است که واریانس باقی‌مانده‌های مدل ثابت نبوده و در طول زمان تغییر می‌کند. به‌عبارت دیگر، دوره‌هایی با نوسان بالا و دوره‌هایی با نوسان پایین در داده‌ها مشاهده می‌شود؛ بنابراین ضروری است که برای رفع این مشکل و مدل‌سازی صحیح پویایی واریانس، از مدل‌های خانوادهٔ گارچ استفاده شود.

٤-٢-٤. نتایج آزمون ضریب لاگرانژ جهت بررسی ناهمسانی واریانس

جدول ۷: آزمون اثر آرچ (یافته‌های تحقیق).

Tab. 7: Arch effect test.

آماره‌ها	ارزش آماره	سطح احتمال
آمارهٔ F	129.2676	۰.۰۰۰
آمارهٔ x^2	99.35502	۰.۰۰۰

جدول ۸: نتایج مدل گارچ چندمتغیره با رویکرد BEKK در حضور شکست ساختاری (یافته‌های تحقیق).

Tab. 8: Results of the multivariate GARCH model with the BEKK approach in the presence of structural failure (research findings).

Mean equation			
	Variable	Coefficient	Prob.
C(1)	intercept	12.03626	0.0000
C(2)	Dow & dummy	-0.012513	0.0003
C(3)	Dow& brent	-0.139508	0.0000
C(4)	Dow & gold	-0.075011	0.0000
C(5)	Intercept	1.833831	0.0000
C(6)	Nasdaq & dummy	-0.019113	0.1453
C(7)	Nasdaq & brent	0.206302	0.0000
C(8)	Nasdaq & gold	-0.858754	0.0000
C(9)	Intercept	10.85407	0.0000
C(10)	Sp&dummy	-0.044249	0.0000
C(11)	Sp& brent	-0.245077	0.0000

C(12)	Sp&gold	-0.108188	0.0000
Variance equation			
	Variable	Coefficient	Prob.
C(13)	intercept	4.00E-05	0.0000
C(14)	Dow & dummy	-5.34E-06	0.4960
C(15)	Dow& brent	3.09E-05	0.0000
C(16)	Dow & gold	4.62E-07	0.9650
C(17)	Intercept	-8.43E-05	0.0306
C(18)	Nasdaq & dummy	2.63E-05	0.0002
C(19)	Nasdaq & brent	0.865134	0.0000
C(20)	Nasdaq & gold	0.026080	0.5575
C(21)	Intercept	0.905538	0.0000
C(22)	Sp&dummy	0.590591	0.0000
C(23)	Sp& brent	1.021945	0.0000
C(24)	Sp&gold	0.588506	0.0000

ضرایب واریانس تبدیل‌شده

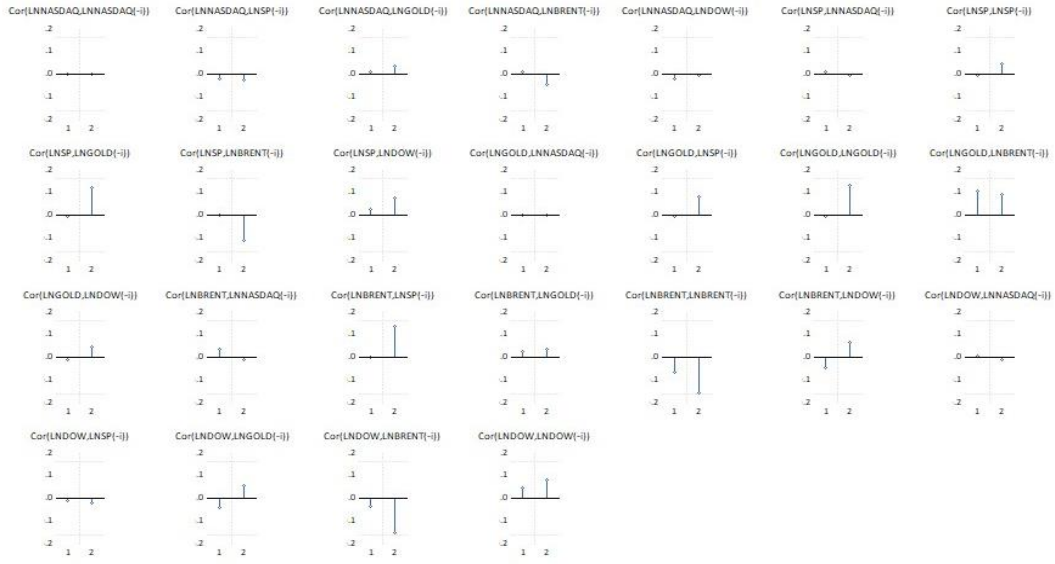
	Coefficient	Prob.
M(1,1)	4.00E-05	0.0000
M(1,2)	-5.34E-06	0.4960
M(1,3)	3.09E-05	0.0000
M(2,2)	4.62E-07	0.9650
M(2,3)	-8.43E-05	0.0306
M(3,3)	2.63E-05	0.0002
A1(1,1)	0.865134	0.0000
A1(2,2)	0.026080	0.5575
A1(3,3)	0.905538	0.0000
B1(1,1)	0.590591	0.0000
B1(2,2)	1.021945	0.0000
B1(3,3)	0.588506	0.0000

نتایج برآورد مدل گارچ چندمتغیره در بخش معادلهٔ میانگین نشان می‌دهد که متغیرهای مورد بررسی نقش معناداری در تبیین رفتار بازده شاخص‌های جهانی دارند. برای شاخص داوجونز، ضریب ثابت برابر با ۱۲.۰۳۶۲۶ و در سطح احتمال ۰.۰۰۰۰ معنادار است که بیان‌گر وجود یک میانگین پایهٔ مثبت و قابل‌توجه در بازده این شاخص است. ضریب متغیر دامی تنگهٔ هرمز برابر با ۰.۰۱۲۵۱۳- و با احتمال ۰.۰۰۰۳ منفی و معنادار است که نشان می‌دهد در دورهٔ وقوع رویداد موردنظر، بازده این شاخص با کاهش مواجه شده است. هم‌چنین ضریب متغیر قیمت نفت برنت برابر با ۰.۱۳۹۵۰۸- و در سطح احتمال ۰.۰۰۰۰ منفی و بسیار معنادار است که بیانگر آن است که افزایش قیمت نفت اثر کاهنده‌ای بر بازده شاخص داوجونز دارد؛ این موضوع می‌تواند ناشی از افزایش هزینه‌های تولید و فشار بر سودآوری شرکت‌های صنعتی موجود در این شاخص باشد. ضریب قیمت طلا نیز برابر با ۰.۰۷۵۰۱۱- و با احتمال ۰.۰۰۰۰ منفی و معنادار است که نشان می‌دهد افزایش قیمت طلا به‌عنوان یک دارایی امن موجب کاهش بازده بازار سهام و انتقال سرمایه به‌سمت دارایی‌های کم‌ریسک می‌شود. درمورد شاخص نزدک، ضریب ثابت برابر با ۱.۸۳۳۸۳۱ و در سطح احتمال ۰.۰۰۰۰ مثبت و معنادار است که نشان‌دهندهٔ وجود بازده پایهٔ مثبت در این شاخص است. ضریب متغیر دامی تنگهٔ هرمز برابر با ۰.۰۱۹۱۱۳- با احتمال ۰.۱۴۵۳ منفی، اما از نظر آماری غیرمعنادار

است؛ بنابراین نمی‌توان نتیجه گرفت که رویداد موردنظر تأثیر قابل‌توجهی بر بازده این شاخص داشته است. در مقابل، ضریب قیمت نفت برنت برابر با ۰.۲۰۶۳۰۲ و با احتمال ۰.۰۰۰۰ مثبت و بسیار معنادار است که نشان می‌دهد افزایش قیمت نفت با افزایش بازده شاخص نزدک همراه بوده است؛ این نتیجه می‌تواند بیانگر ساختار متفاوت شرکت‌های فناوری و انرژی در این بازار باشد. ازسوی دیگر، ضریب قیمت طلا برابر با ۰.۸۵۸۷۵۴- و در سطح احتمال ۰.۰۰۰۰ منفی و بسیار بزرگ است که نشان‌دهندهٔ تأثیر کاهندهٔ قابل‌توجه طلا بر بازده نزدیک و افزایش رفتار ریسک‌گریز سرمایه‌گذاران در زمان رشد قیمت این فلز گرانبهاست. برای شاخص S & P ۵۰۰ نیز ضریب ثابت برابر با ۱۰.۸۵۴۰۷ و با احتمال ۰.۰۰۰۰ مثبت و معنادار است که وجود یک میانگین بازده مثبت در این بازار را نشان می‌دهد. ضریب متغیر دامی تنگهٔ هرمز برابر با ۰.۰۴۴۲۴۹- و در سطح احتمال ۰.۰۰۰۰ منفی و معنادار است و بیانگر آن است که وقوع شوک یا رویداد موردنظر موجب کاهش بازده این شاخص شده است. هم‌چنین ضریب قیمت نفت برنت برابر با ۰.۲۴۵۰۷۷- و با احتمال ۰.۰۰۰۰ منفی و بسیار معنادار است که نشان می‌دهد افزایش قیمت نفت فشار کاهنده‌ای بر عملکرد شرکت‌های حاضر در این شاخص وارد کرده است. ضریب قیمت طلا نیز برابر با ۰.۱۰۸۱۸۸- و در سطح احتمال ۰.۰۰۰۰ منفی و معنادار است و حاکی از آن است که با افزایش قیمت طلا بخشی از سرمایه‌ها از بازار سهام به‌سمت بازار طلا منتقل شده و بازده شاخص کاهش‌یافته است. در بخش معادلهٔ واریانس، ضرایب نشان‌دهندهٔ ساختار پویای نوسانات شرطی در بازارهای موردمطالعه هستند. ضریب ثابت مربوط به واریانس برابر با ۰۵E-۴.۰۰ و با احتمال ۰.۰۰۰۰ مثبت و معنادار است که وجود یک سطح پایه از نوسانات در بازار را تأیید می‌کند. ضریب ۰۶E-۵.۳۴- با احتمال ۰.۴۹۶۰ که بیانگر رابطهٔ بین داوجونز و متغیر دامی در معادله واریانس است، ازنظر آماری معنادار نیست و نشان می‌دهد که این متغیر نقش مشخصی در تغییر نوسانات ندارد. در مقابل، ضریب ۰۵E-۳.۰۹ با احتمال ۰.۰۰۰۰ مثبت و معنادار است که بیانگر وجود ارتباط مثبت میان نوسانات داوجونز و متغیر نفت برنت است. هم‌چنین ضریب ۰۷E-۴.۶۲ با احتمال ۰.۹۶۵۰ بسیار کوچک و غیرمعنادار است که نشان می‌دهد اثر طلا بر واریانس داوجونز ناچیز است. ضریب ۰۵E-۸.۴۳- با احتمال ۰.۰۳۰۶ منفی و معنادار است که بیانگر وجود رابطهٔ معکوس میان بخشی از نوسانات بازارهاست. در ادامه، ضریب E-۲.۶۳ ۰۵ با احتمال ۰.۰۰۰۲ مثبت و معنادار بوده و وجود نوسانات پایه در شاخص نزدک را تأیید می‌کند. ضریب ۰.۸۶۵۱۳۴ با احتمال ۰.۰۰۰۰ که مربوط به اثر شوک‌های گذشته بر واریانس فعلی است، نشان می‌دهد که نوسانات داوجونز به‌شدت به شوک‌های کوتاه‌مدت واکنش نشان می‌دهد. در مقابل، ضریب ۰.۰۲۶۰۸۰ با احتمال ۰.۵۵۷۵ برای نزدک غیرمعنادار است و نشان می‌دهد که شوک‌های کوتاه‌مدت تأثیر قابل‌توجهی بر نوسانات این شاخص ندارند. ضریب ۰.۹۰۵۵۳۸ با احتمال ۰.۰۰۰۰ برای شاخص S & P ۵۰۰ بیانگر واکنش بسیار قوی این بازار به شوک‌های گذشته است و وجود خوشه‌بندی نوسانات را تأیید می‌کند. در بخش ضرایب GARCH نیز نتایج بیانگر پایداری قابل‌توجه نوسانات در بلندمدت است. ضریب ۰.۵۹۰۵۹۱ با احتمال ۰.۰۰۰۰ برای شاخص داوجونز مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد بخش قابل‌توجهی از نوسانات این بازار در طول زمان تداوم دارد. ضریب ۱.۰۲۱۹۴۵ با احتمال ۰.۰۰۰۰ برای شاخص نزدک اندکی بزرگ‌تر از یک است که بیانگر پایداری بسیار بالای نوسانات و وجود حافظهٔ بلندمدت در این بازار است. هم‌چنین ضریب ۰.۵۸۸۵۰۶ با احتمال ۰.۰۰۰۰ برای شاخص S & P ۵۰۰ نیز نشان می‌دهد که نوسانات این شاخص در بلندمدت از تداوم قابل‌توجهی برخوردار هستند.

٤-۲-۵. آزمون‌های اعتبار سنجی مدل

پس از برآورد مدل، به‌منظور ارزیابی صحت فروض کلاسیک و اطمینان از کفایت مشخصات مدل، آزمون‌های اعتباری انجام شد. در این‌راستا، بررسی نمودارهای اتوکورولاسیون و هم‌بستگی متقابل نشان‌داد که ضرایب خودهم‌بستگی و هم‌بستگی متقابل به‌طور کلی در محدودهٔ عدم معنی‌داری آماری قرار دارند. این یافته بیانگر عدم وجود الگوهای سریالی قوی در داده‌ها و باقی‌مانده‌های مدل است. درنتیجه، می‌توان استنباط کرد که مدل ازنظر پویایی‌های درون‌زا به‌درستی مشخص شده و فروض اساسی مدل‌های ساختاری و اقتصادسنجی چندمتغیره تا حد قابل‌قبولی برقرار است.



نمودار ۳: نتایج آزمون خودهمبستگی درپسماندها (یافته‌های تحقیق).

Graph. 3: Results of the autocorrelation test on the residuals (Research findings).

آزمون LM نشان می‌دهد که پسماندهای مدل، به‌طور کلی فاقد خودهم‌بستگی سریالی معنادار هستند. این نتیجه حاکی از کافی بودن تعیین تعداد وقفه‌ها و مناسب بودن ساختار مدل برای حذف خودهم‌بستگی رشته‌ای خطاها است.

در ادامه، آزمون‌های اعتباری پس از برآورد مدل، برای بررسی وجود خودهم‌بستگی سریالی در جملات خطا از آزمون LM استفاده شد. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که پسماندهای مدل، به‌طورکلی فاقد خودهم‌بستگی سریالی معناداروادارای ارزش احتمال بالاتر از ۰.۰۵ هستند. این نتیجه بیانگر آن است که تعداد وقفه‌های انتخاب‌شده در مدل به‌طور مناسب تعیین شده و ساختار مدل از توانایی لازم برای حذف خودهم‌بستگی رشته‌ای در جملات خطا برخوردار است.

جدول ۹: نتایج آزمون LM خودهم‌بستگی سریالی (یافته‌های تحقیق).

Tab. 9: Results of the LM test of serial autocorrelation (Research findings).

Lag	LRE* stat	Prob.	Rao F-stat	Prob
1	30.65514	0.2007	1.235362	0.2009

2	58.32042	0.1961	1.175814	0.1969
3	78.99407	0.3539	1.057123	0.3567
4	118.6839	0.0980	1.204434	0.1009

٤-٢-٦. آزمون ناهمسانی واریانس در پسماندها

در آزمون هتروسکداستیسیته که به‌منظور ارزیابی پایایی و ثبات واریانس پسماندهای مدل انجام شد، مقدار احتمال در آزمون ترکیبی برابر با ۰.۱۹۸۶ بود که به‌طور معناداری بالاتر از سطح ۰.۰۵ قرار داشت. این امر به‌وضوح نشان می‌دهد که فرض پایه مبنی‌بر یکنواختی واریانس خطاها در بازهٔ زمانی نمونه داده‌ها قابل حفظ است و هیچ نشانهٔ معناداری از ناهمسانی واریانس مشاهده نشد.

جدول ۱۰: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس (یافته‌های محقق).

Tab. 10: Results of the heterogeneity of variance test (Researcher's findings).

Chi-sq	Prob.
1546.164	0.1986

۵. تحلیل سناریویی و ارزیابی تاب‌آوری شاخص‌ها

به‌منظور تفسیر بهتر نتایج مدل اقتصادسنجی و ارزیابی پیامدهای بالقوهٔ اختلال در تنگهٔ هرمز بر بازارهای مالی بین‌المللی، در این بخش سه سناریوی محتمل براساس شدت و تداوم تنش‌های ژئوپلیتیکی در منطقهٔ خلیج‌فارس ترسیم می‌شود. طراحی این سناریوها با تکیه‌بر نتایج تجربی پژوهش حاضر و هم‌چنین شواهد موجود در ادبیات اقتصاد انرژی و ریسک ژئوپلیتیک صورت گرفته است.

سناریوی اول: کاهش تنش و بازگشت سریع به تعادل

در این سناریو فرض می‌شود تنش‌های ژئوپلیتیکی در مدت کوتاهی کاهش‌یافته و عبور نفتکش‌ها از تنگهٔ هرمز به‌سرعت به حالت عادی بازمی‌گردد. در این وضعیت، اختلال در عرضهٔ انرژی محدود بوده و قیمت نفت پس از نوسانات کوتاه‌مدت در محدودهٔ حدود ۸۰ تا ۹۰ دلار تثبیت می‌شود. کاهش سطح نااطمینانی می‌تواند به بهبود انتظارات سرمایه‌گذاران و تقویت بازارهای سهام جهانی منجر شود، درحالی‌که تقاضا برای دارایی‌های امن کاهش می‌یابد.

سناریوی دوم: تداوم محدودیت‌ها و افزایش ریسک بازار انرژی

در این حالت، اختلال در تنگهٔ هرمز به‌طور کامل برطرف نشده و بازگشت کامل جریان حمل‌ونقل انرژی با تأخیر مواجه می‌شود. درنتیجه، بازار جهانی نفت با ریسک عرضه مواجه شده و قیمت نفت ممکن است در محدودهٔ ۱۰۰ تا ۱۱۰ دلار قرار گیرد. در چنین شرایطی، افزایش هزینهٔ انرژی می‌تواند فشارهای تورمی را تشدید کرده و نوسانات بیشتری در بازارهای مالی ایجاد کند.

سناریوی سوم: بحران شدید و انسداد طولانی‌مدت تنگهٔ هرمز

در شدیدترین حالت، انسداد طولانی‌مدت تنگهٔ هرمز موجب اختلال گسترده در عرضهٔ انرژی جهانی شده و قیمت نفت ممکن است به بیش از ۱۵۰ دلار در هر بشکه افزایش یابد. در این وضعیت، افزایش نااطمینانی و تشدید ریسک‌های اقتصادی می‌تواند به کاهش ارزش شاخص‌های سهام جهانی و افزایش تمایل سرمایه‌گذاران به دارایی‌های امن مانند طلا و اوراق بدهی دولتی منجر شود.

به‌طورکلی، نتایج این تحلیل سناریویی نشان می‌دهد که شدت و تداوم اختلال در تنگهٔ هرمز نقش تعیین‌کننده‌ای در جهت‌گیری بازارهای مالی جهانی و میزان نوسانات شاخص‌های سهام خواهد داشت.

٦. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، اثر انسداد احتمالی تنگهٔ هرمز بر بازده و نوسانات شاخص‌های مهم بورس جهانی بررسی شد. نتایج برآورد مدل‌های اقتصادسنجی نشان‌داد که تحولات ژئوپلیتیکی مرتبط با این گذرگاه راهبردی می‌تواند اثراتی معنادار، گسترده و در عین‌حال ناهمگون بر بازارهای مالی بین‌المللی برجای گذارد. این یافته با این واقعیت سازگار است که تنگهٔ هرمز یکی از حیاتی‌ترین مسیرهای انتقال نفت و فرآورده‌های انرژی در جهان به‌شمار می‌رود و هرگونه اختلال در آن، از مسیر افزایش نااطمینانی، جهش قیمت انرژی، تشدید نگرانی‌های تورمی و تضعیف انتظارات سودآوری بنگاه‌ها، به بازارهای سهام منتقل می‌شود؛ بنابراین، واکنش بازارها صرفا به خود رخداد محدود نیست، بلکه ازطریق زنجیره‌ای از کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم شکل می‌گیرد که درنهایت بر بازده و نوسانات شرطی شاخص‌ها اثر می‌گذارد. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که شاخص‌های بورس در برابر چنین شوک‌هایی واکنش یکسانی ندارند. برخی بازارها با افت بازده و افزایش نوسانات مواجه می‌شوند، درحالی‌که برخی دیگر به‌دلیل تفاوت در ساختار بخشی، میزان وابستگی به واردات انرژی، ترکیب صنایع بورسی، سطح تاب‌آوری شرکت‌ها و ویژگی‌های رفتاری سرمایه‌گذاران، واکنش متفاوتی نشان می‌دهند. این ناهمگنی در واکنش بازارها نشان می‌دهد که شدت و جهت اثر انسداد تنگهٔ هرمز تابع ویژگی‌های خاص هر اقتصاد و هر بازار مالی است؛ به‌بیان دیگر، هرچه وابستگی یک کشور یا بازار به انرژی وارداتی بیشتر و ظرفیت آن برای جذب شوک‌های ژئوپلیتیکی محدودتر باشد، احتمال بروز افت بازده و تشدید نوسان در آن بیشتر خواهد بود. در مقابل، بازارهایی که از تنوع صنعتی بیشتر، ساختار مالی مقاوم‌تر یا انتظارات باثبات‌تری برخوردارند، ممکن است آثار محدودتر یا حتی موقتی‌تری را تجربه کنند. از منظر تحلیلی، نتایج این پژوهش تأیید می‌کند که ریسک‌های ژئوپلیتیکی می‌توانند به‌عنوان یکی از عوامل مهم بی‌ثباتی بازارهای مالی عمل کنند. انسداد تنگهٔ هرمز نه‌تنها می‌تواند بازده سهام را در کوتاه‌مدت کاهش دهد، بلکه با افزایش نوسانات شرطی، ثبات و قابلیت پیش‌بینی بازارها را نیز تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. این مسئله نشان می‌دهد که پیامدهای چنین شوک‌هایی صرفا منطقه‌ای نیست، بلکه در بستر اقتصاد جهانی و شبکهٔ درهم‌تنیدهٔ بازارهای مالی، قابلیت سرایت به سایر بازارها را نیز دارد. درنتیجه، نوسانات ناشی از بحران‌های ژئوپلیتیکی می‌تواند از کانال انتظارات سرمایه‌گذاران، قیمت‌گذاری دارایی‌ها و رفتارهای احتیاطی فعالان بازار، به‌صورت فراملی گسترش یابد.

تحلیل سناریویی این پژوهش نیز نشان می‌دهد که شدت و تداوم اختلال در تنگهٔ هرمز نقش تعیین‌کننده‌ای در جهت‌گیری بازارهای مالی جهانی دارد. در سناریوی خوش‌بینانه، با کاهش سریع تنش‌ها و بازگشت عبور نفتکش‌ها به وضعیت عادی، آثار شوک محدود شده و بازارها پس از نوسانات کوتاه‌مدت به تعادل نسبی بازمی‌گردند. در سناریوی میانه، تداوم محدودیت‌ها موجب افزایش قیمت انرژی، تشدید فشارهای تورمی و افزایش نوسانات بازارهای مالی می‌شود. در سناریوی بدبینانه نیز انسداد طولانی‌مدت تنگهٔ هرمز می‌تواند با جهش شدید قیمت نفت، کاهش ارزش شاخص‌های سهام جهانی و افزایش گرایش سرمایه‌گذاران به دارایی‌های امن همراه باشد.

مقایسهٔ نتایج این پژوهش با مطالعات پیشین نیز نشان می‌دهد که یافته‌های حاضر با بخش مهمی از ادبیات موجود هم‌سو است. پژوهش‌هایی که اثر شوک‌های سیاسی، تنش‌های منطقه‌ای و اختلال در عرضهٔ انرژی را بر بازارهای مالی بررسی کرده‌اند، عموما بر این نکته تأکید داشته‌اند که نااطمینانی ژئوپلیتیکی با افزایش ریسک ادراک‌شده و کاهش تمایل سرمایه‌گذاران به پذیرش ریسک همراه است. هم‌چنین، مطالعات پیشین نشان‌داده‌اند که بازارهای سهام معمولا به اخبار مرتبط با نفت و امنیت انرژی حساس هستند و این حساسیت در اقتصادها و صنایع مختلف، شدت یکسانی ندارد. در همین‌راستا، یافته‌های این پژوهش نیز بر آن دلالت دارد که اثر انسداد تنگهٔ هرمز یک اثر یکنواخت و ساده نیست، بلکه بسته به ویژگی‌های ساختاری بازارها و درجه وابستگی آن‌ها به انرژی و تجارت جهانی، می‌تواند شکل‌های متفاوتی به‌خود بگیرد. از این‌منظر، نتایج تحقیق حاضر نه‌تنها مؤید ادبیات مربوط به شوک‌های ژئوپلیتیکی است، بلکه بر ضرورت توجه به ناهمگنی بین‌بازاری نیز تأکید می‌ورزد.

برپایهٔ این یافته‌ها، چند پیشنهاد قابل طرح است؛ نخست آن‌که سیاست‌گذاران اقتصادی و مالی باید ریسک‌های ژئوپلیتیکی را در طراحی سیاست‌های ثبات‌بخشی بازار و مدیریت بحران به‌طور جدی لحاظ کنند. تقویت سازوکارهای پایش ریسک، توسعهٔ ابزارهای پوشش ریسک، و افزایش شفافیت در اطلاع‌رسانی می‌تواند از شدت واکنش‌های هیجانی بازار بکاهد. دوم، نهادهای مالی و سرمایه‌گذاران باید بر تنوع‌بخشی پرتفوی و کاهش تمرکز بر دارایی‌ها یا صنایع حساس به شوک‌های انرژی تأکید کنند، زیرا وابستگی بیش از حد به بخش‌های آسیب‌پذیر می‌تواند زیان‌پذیری سبد سرمایه‌گذاری را افزایش دهد. سوم، شرکت‌ها به‌ویژه در صنایع انرژی‌بر یا صادرات‌محور، باید برای مواجهه با افزایش هزینه‌ها و نوسانات ناشی از بحران‌های ژئوپلیتیکی، برنامه‌های مدیریت ریسک و سناریونویسی دقیق‌تری تدوین کنند.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

مسئولیت ایده‌پردازی، توسعهٔ مدل مفهومی و طراحی چارچوب پژوهش بر عهدهٔ نویسندهٔ اول بوده است؛ هم‌چنین، فرآیند جمع‌آوری داده‌ها، تدوین پایگاه داده و سازمان‌دهی مستندات تحقیق توسط نویسندهٔ دوم انجام شده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– اسمعیلی، مرتضی.، و حیدری، کیارش. (۱۴۰۴). واکاوی الزام‌های حقوقی–سیاسی کاربست انسداد تنگهٔ هرمز از سوی ایران در جنگ خاکستری با اسرائیل. مطالعات حقوقی. https://doi.org/10.22099/jls.2026.55482.5467

– رضایی، محمد؛ و احمدی، سجاد، (۱۴۰۰). «تأثیر تنش‌های ژئوپلیتیکی خلیج‌فارس بر بازار نفت و بورس‌های منطقه .»*فصلنامه اقتصاد انرژی*، ۱۷ (۶۸): ۸۹–۱۱۴. https://iies.ir

–سلطانی، مهران؛ و سمیعی، آرش، (۱۴۰۱). «تحلیل اثر اختلالات دریایی خلیج‌فارس بر بازار انرژی و بورس تهران .»*پژوهشنامه اقتصاد مالی*، ۱۶ (۵۸): ۲۱۰–۲۳۵. https://jfe.srbiau.ac.ir

– شاملو، رضا؛ و فرجی‌راد، عبدالرضا، (۱۳۹۸). «بررسی پیامدهای سیاسی– اقتصادی تنش در تنگه استراتژیک هرمز». *مطالعات راهبردی سیاست بین‌الملل*، ۷ (۲۶): ۴۵–۷۲. https://cisp.iscs.ac.ir

– فرجی، شهروز؛ حسن‌پور، یوسف؛ و یکتاپرست، مریم، (۱۴۰۳). «اثر شوک‌های عرضه نفت بر نوسانات بازارهای سهام جهانی». *مطالعات اقتصاد بین‌الملل*، ۹ (۳۴). ۱۱۲–۱۳۸. https://jier.ir

– کاظمی، حسین؛ و نوربخش، رضا، (۱۴۰۲). «پیش‌بینی نوسانات بازارهای مالی آسیایی تحت تأثیر نااطمینانی ژئوپلیتیکی .»*مجله داده‌کاوی و اقتصاد*، ۴ (۱۲): ۲۵–۵۰. https://jdm.ut.ac.ir

References

- Alqahtani, R. & Bouri, E., (2021). “Oil supply disruptions and investor behavior: Evidence from geopolitical events in the Gulf”. *Global Finance Journal*, 48, 100588. https://doi.org/10.1016/j.gfj.2021.100588

- Bai, J. & Ng, S., (2016). “Confidence intervals for diffusion index forecasts and inference for factor-augmented regressions”. *Econometrica*, 84(6): 2303–2340. https://doi.org/10.3982/ECTA12497

- Baker, R. & Oliveira, M., (2022). “Geopolitical uncertainty and financial market reactions”. *Journal of International Economics*, 135, 103562. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2022.103562

- Baldwin, R., (2018). *The great convergence: Information technology and the new globalization*. Harvard University Press.

- Barro, R. & Blemmen, C., (2019). “Geopolitical risk and macroeconomic performance”. *Journal of International Economics*, 121, 103289. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.103289

- Bekaert, G., Hoerova, M. & Duca, M., (2014). “Risk, uncertainty, and monetary policy”. *Journal of Monetary Economics*, 68: 185–200. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.08.003

- Blaz, Y., Harvey, D. & Timmons, J., (2021). "Middle East tensions and oil price volatility". *Global Energy Policy*, 18(2): 75–98.

- Caldera, A. & Iacoviello, M., (2016). "Measuring geopolitical risk". *American Economic Review*, 106(5): 119–123. https://doi.org/10.1257/aer.p20161082

- Caldera, D. & Iancu, M., (2016). "The geopolitical uncertainty index". *Quarterly Journal of Economics*, 131(3): 799–805.

- Chen, Y. & Si, N., (2017). "Regional crises and global equity markets: A spillover analysis". *Journal of Banking & Finance*, 80: 100–114. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.04.008

- Corden, M., (2020). *Energy chokepoints and economic stability*. Oxford Energy Studies.

- EIA., (2019). *World oil transit chokepoints*. U.S. Energy Information Administration.

- Energy Information Administration., (2022). *Annual Energy Outlook*. U.S. Department of Energy.

- Friedman, A., Nasser, K. & Smith, T., (2020). "Energy security and geopolitical risks". *World Energy Review*, 44(1): 1–24.

- Gour, A., (2019). "Behavioral finance and geopolitical uncertainty". *Journal of Financial Economics*, 134(3): 719–742. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.06.002

- Hamilton, J. D., (2009). "Causes and consequences of the oil shock of 2007–08". *Brookings Papers on Economic Activity*, 40(1): 215–259.

- Henderson, P. & Papapetrou, E., (2024). "Simulating energy-route disruptions and their impact on global stock market volatility". *International Review of Financial Analysis*, 91, 102980. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102980

- Humphreys, M., (2018). *The political economy of energy supply security*. Cambridge University Press.

- Humphreys, M., (2021). "Energy transit routes and Middle East geopolitics". *International Energy Studies*, 5: 112–134.

- Hunt, B. & Davis, J., (2019). "Oil shocks and global economic fluctuations". *IMF Working Papers*.

- International Energy Agency., (2023). *Oil Market Report*. IEA Publications.

- Katsiampa, P., et al., (2021). "Geopolitical tensions and stock market volatility". *Finance Research Letters*, 38, 101859. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101859

- Khan, A., Lee, J. & Morton, B., (2020). "Geopolitical tensions and volatility transmission between oil and global equity markets". *Energy Economics*, 92, 104938. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104938

- Kilian, L. & Hamilton, J. D., (2013). "The oil–macro relationship: A review". *Journal of Economic Literature*, 51(2): 450–484. https://doi.org/10.1257/jel.51.2.450

- Kilian, L. & Murphy, D., (2014). "Oil shocks and financial markets". *Journal of Applied Macroeconomics*, 36: 1–26.

- Kim, S. & Zhang, L., (2022). "Geopolitical tensions and cross-market linkages". *International Review of Financial Analysis*, 80, 102047. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102047

- Klein, A., (2016). "The geopolitics of oil chokepoints". *Energy Policy Journal*, 42(2): 99–123.

- Li, M. & Liam, T., (2021). "Strategic maritime chokepoints and global market resilience". *Maritime Economics & Logistics*, 23(4): 601–623. https://doi.org/10.1057/s41278-021-00201-9

- Raza, N., Shahzad, S. & Nguyen, D., (2022). "Time-varying connectedness between oil and global equity markets under geopolitical shocks". *Journal of International Financial Markets*, 76, 101487. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101487

- Rogoff, K., et al., (2020). "Global markets under geopolitical stress". *Journal of International Money and Finance*, 108, 102214. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102214

- Saunders, P., (2019). "War, crises, and global stock markets". *Financial Review*, 54(3): 455–478.

- Razavi, S. Abdollah, & Tarnian, Atefeh. (2026). The barriers of implementing configuration management system for Esfahan Oil Refinery Company's projects. *Journal of Engineering, Economics and Construction Project*. https://doi.org/10.22034/jeecp.2024.735000

- Vernon, P., (2019). "Wars and global financial market reactions". *International Finance Journal*, 27(4): 567–590.

- U.S. Energy Information Administration., (2025). "Amid regional conflict, the Strait of Hormuz remains critical oil chokepoint". *Today in Energy*, June 16. https://www.eia.gov/todayinenergy/detail.php?id=65504

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

Agent-Based Simulation of Housing Price Volatility: The Impact of Speculative Behavior on Housing Market Dynamics (Case Study: Shiraz city)

Sara Parang[1], Zahra Dehghan Shabani[2]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2025.31402.3816
Received: 2025/08/10; Revised:2025/11/07; Accepted: 2025/12/09
Pp: 271-300

Abstract

One of the most important concerns of housing policymakers worldwide is the emergence of a price volatility. There are two types of demand, including consumption and speculation, and speculators can both cause the housing market to prosperity by increasing transactions at the house market, and also can increase price fluctuations in the housing market by stimulating inflationary expectations. The aim of the present study is to simulate a housing price volatility and examine the effect of speculation on the housing price volatility in the city of Shiraz. For this purpose, an agent-based model was used, considering four active agents in the housing market, including the seller, the buyer (sellers and buyers are present in the market with two motives of personal consumption and speculation), the developer, and real estate. Calibrated with data up to early 2022, the model simulates scenarios with varying proportions of speculative buyers, from 100% to 0%, over an eight-year forecast horizon ending in 2030. Results show that reducing speculative participation consistently decreases volatility magnitude, with the largest reduction—approximately 25%—occurring when speculators comprise 60% of buyers.

Keywords: Agent-Based Modeling, Housing Speculation, Housing Price Volatility, Housing Market Dynamics, Heterogeneous Belief.
JEL Classification: R31, D84, C63, R32, G12.

1. PhD Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economic, Shiraz Univercity, Shiraz, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic, Shiraz Univercity, Shiraz, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** zdehghan@shirazu.ac.ir

Citations: Parang, S. & Dehghan Shabani, Z., (2026). "Agent-Based Simulation of Housing Price Volatility: The Impact of Speculative Behavior on Housing Market Dynamics (Case Study: Shiraz city)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 15(57): 271-300. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31402.3816
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6447.html?lang=en

1. Introduction

The housing market constitutes one of the largest and most impactful sectors within any national economy, playing a pivotal role in securing household welfare, facilitating long-term capital formation, and underpinning overall financial stability (Goodman & Mayer, 2018). Among the foremost challenges confronting economic researchers globally is the phenomenon of housing price volatility, which can precipitate severe economic distortions (Shiller, 2015). Empirical evidence suggests that the extensive participation of speculators in housing markets often induces pronounced price volatility over extended periods (Glavatskiy, 2020). Rising housing prices have a direct effect on the cost of living by increasing the housing expenditure share within household consumption baskets. This, in turn, can lead to significant macroeconomic repercussions including shifts in consumption behavior, acceleration of inflationary trends, widening income inequality, and social instability (Case & Shiller, 2003).

Data released by the Statistical Center of Iran reveal that since 2019, housing prices in Shiraz have deviated upward from their long-term equilibrium trend, indicative of the starting potential housing price volatility. Concurrently, the General Population and Housing Census reports a growing stock of vacant residential units nationwide. This trend is largely attributable to increased housing acquisitions for capital investment purposes and a surge in speculative demand. In light of the considerable economic and societal challenges posed by housing volatility and speculative activity, it is imperative to deploy robust simulation methods to analyze the mechanisms underlying volatility formation and escalation. A comprehensive examination of speculation's role offers critical insights that can inform effective policy interventions aimed at stabilizing the housing market.

This study seeks to address two fundamental questions: To what extent do speculators exacerbate housing price volatility? And if speculation intensifies these volatility, does this necessitate the complete withdrawal of speculators from the housing market to restore equilibrium? To answer these questions, a simulation model capturing the complex dynamics of the housing market must be developed. Agent-based modeling (ABM) emerges as a particularly suitable approach, offering a flexible and powerful framework to represent heterogeneous agents, their adaptive behaviors, learning capabilities, and interactive decision-making processes. By modeling individual agents' actions and interactions, ABM enables the replication of housing market dynamics with a high degree of realism. Accordingly, this study constructs an agent-based model grounded in empirical data from Shiraz's housing market to explore the impact of speculation on housing price volatility. Beyond contributing to the theoretical literature, the findings aim to assist policymakers in designing targeted strategies that mitigate speculative excesses and promote sustainable housing market development.

2. Materials and Methods

In this research, an agent-based model is used, considering four active agents in the housing market: sellers, buyers (including sellers and buyers with personal consumption and speculative motivations), developer, and real estate agencies, to investigate the dynamic processes of the housing market. To forecast the housing prices in Shiraz over an eight-year period, statistics and information until the beginning of 2022 have been incorporated into the model, and the model simulates scenarios with varying proportions of speculative buyers, from 100% to 0%.

3. Data

Statistics and information related to the variables used in this study, housing prices in different areas of Shiraz and the number of building permits as the equivalent of the number of housing supplied, were collected from the statistics department of the Shiraz Municipality Revenue Department. The data of these two variables from Farvardin 1400 to Farvardin 1401 were entered into the designed model of the Shiraz housing market in the AnyLogic software.

4. Discussion

The results of the study show that with a decrease in the level of speculation, the housing price volatility in Shiraz city decreases, but the rate of decrease in the price volatility is not the same. When 100 percent of buyers are speculators, the price volatility will remain at the same initial level. Up to a level of 60 percent of all buyers, the price volatility will decrease further as the number of speculators decreases. Therefore, up to this part of the results indicate that the fewer speculators enter the market, the more the housing price volatility will decrease over the next 8 years. The greatest decrease occurred when the number of speculators out of all buyers was 60 percent, and the housing price volatility decreased by about 25 percent by 1409. According to the theory of interventionists who consider the activities of speculators to be the reason for price fluctuations and the housing price volatility, then the decrease in the number of speculators will cause a further decrease in the housing price volatility over the next 8 years. These results are consistent with the study of Khodadkashi and Razban (2014) and Gholizadeh et al. (2014) and speculators play a significant role in the existence of volatility and the intensification of price fluctuations, and with the reduction of the share of speculators, the housing price volatility is decreasing.

However, with the reduction of the level of speculator buyers to 50 percent and more than the total buyers, the housing price volatility is at a higher level and the rate of reduction of the housing price volatility decreases. Under these conditions, the rate of reduction of the predicted price volatility is approximately between 10 and 13 percent. According to the study of Jeffe and Sirmans (1989), speculators can work for the benefit of society because they help absorb excess housing inventory and lead to a more orderly allocation of resources in the housing market. Therefore, speculators can be a major incentive for buying real estate and pave the way for clearing excess inventory and creating balance in the market.

5. Conclusion

According to the research findings, a further reduction in speculation does not necessarily mean a further reduction in the housing price volatility. There must always be a number of speculators active in the housing market so that some of the resources in the housing market are optimally allocated and transactions take place in the market; if the number of speculators decreases below a certain number, the volume of transactions in the market will drop sharply, and according to the supporters of the market efficiency hypothesis, lower trading volume leads to higher price fluctuations and the housing price volatility will not be controlled.

According to the results presented, it can be stated that reducing speculators to a certain percentage can reduce the housing price volatility in the country and specifically in the housing market of Shiraz. Therefore, policymakers should consider expanding and

strengthening policies that affect the motivation of speculators. To do this, first, the government should complete the information resources in the housing market on the number of vacant houses and the share of speculators in the housing market. Among the tools that the government can implement to control speculators in the housing market is the imposition of various taxes such as a tax on vacant houses and a tax on property. However, it is important to estimate the optimal number of traders in the housing market before implementing the policy and then select the appropriate tax rate according to the conditions, because the tax rate should not be such that all traders exit the market.

Acknowledgments

The authors extend their sincere gratitude to the anonymous peer reviewers for their insightful critiques and constructive suggestions, which significantly enhanced the clarity and scholarly rigor of this manuscript.

Author Contribution

This research is derived from the first author's doctoral dissertation. The primary data collection, encompassing all observational and analytical components, was conducted by the first author under the direct supervision and mentorship of the second author.

Conflict of Interest

In adherence to ethical publication standards, the authors affirm that there are no conflicts of interest, either personal or financial, that could have influenced the content or conclusions presented in this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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/).

شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن با رویکرد مدل‌سازی عامل‌محور: بررسی تأثیر رفتار سوداگرانه بر پویایی بازار مسکن (مورد: شهر شیراز)

سارا پرنگ[۱]، زهرا دهقان‌شبانی[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2025.31402.3816
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۵/۱۹، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۱۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۱۸
صص: ۳۰۰-۲۷۱

چکیده

یکی از مهم‌ترین نگرانی‌های سیاست‌گذاران در سطح جهانی در حوزهٔ مسکن به‌وجود آمدن نوسانات قیمتی است، یعنی زمانی‌که قیمت مسکن متلاطم و بی‌ثبات است. در بازار مسکن دو نوع تقاضا شامل مصرفی و سوداگری وجود دارد که سوداگران هم می‌توانند از طریق افزایش معاملات در سطح بازار، عامل رونق بازار مسکن شوند و هم می‌توانند با تحریک انتظارات تورمی، عامل افزایش نوسانات قیمت در بازار مسکن باشند. هدف مطالعهٔ حاضر شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن و بررسی تأثیر سوداگری روی نوسان قیمت مسکن در شهر شیراز است. برای این‌منظور از مدل عامل محور با درنظر گرفتن چهار عامل فعال بازار مسکن شامل: فروشنده، خریدار (فروشنده‌ها و خریداران با دو انگیزهٔ مصرف شخصی و سوداگری در بازار حضور دارند)، سازنده و بنگاه املاک استفاده شده است. هم‌زمان با ورود آمار و اطلاعات تا ابتدای سال ۱۴۰۱، با درنظر گرفتن درصدهای مختلف خریداران سوداگر از کل خریداران از ۱۰۰٪ (کل خریداران وارد شده به بازار مسکن سوداگر باشند) تا صفر درصد (خروج کامل سوداگران از بازار مسکن) مدل شبیه‌سازی شده بازار مسکن شهر شیراز اجرا شد، تا بتوان تأثیر سطح‌های مختلف سوداگری روی نوسان قیمت مسکن طی هشت سال پیش‌بینی تا سال ۱۴۰۹ را بررسی نمود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد با کاهش تعداد سوداگران، نوسان قیمت مسکن کاهش می‌یابد، اما بیشترین کاهش نوسان قیمت زمانی رخ می‌دهد که تعداد سوداگران از کل خریداران ۶۰٪ باشد، یعنی نوسان قیمت مسکن تا سال ۱۴۰۹ حدوداً ۲۵٪ کاهش یافته است.

کلیدواژگان: مدل عامل محور، سوداگری مسکن، نوسان قیمت مسکن، پویایی بازار مسکن، عقاید ناهمگن.
طبقه‌بندی JEL: R31, D84, C63, R32, G12.

۱. دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
Email: S.parang@hafez.shirazu.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: zdehghan@shirazu.ac.ir

ارجاع به مقاله: پرنگ، سارا؛ و دهقان‌شبانی، زهرا، (۱۴۰۵). «شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن با رویکرد مدل‌سازی عامل‌محور: بررسی تأثیر رفتار سوداگرانه بر پویایی بازار مسکن (مورد: شهر شیراز)». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷): ۲۷۱-۳۰۰. https://doi.org/10.22084/aes.2025.31402.3816
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6447.html?lang=fa

۱. مقدمه

یکی از بزرگ‌ترین و اثرگذارترین بخش‌های اقتصاد هر کشور، بازار مسکن است که در تأمین رفاه خانوارها، سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و ثبات مالی نقشی کلیدی ایفا می‌کند (گودمن و مایر[1]، ۲۰۱۸). یکی از مهم‌ترین نگرانی‌های سیاست‌گذاران و پژوهشگران اقتصادی در سطح جهانی در این حوزه به‌وجود آمدن نوسانات شدید قیمت مسکن است. مطالعات متعددی نشان‌داده‌اند که ورود گستردهٔ سوداگران به بازار مسکن، به‌ویژه در شرایط دسترسی آسان به اعتبارات مالی و انتظارات مثبت نسبت به رشد قیمت‌ها، موجب شکل‌گیری چرخه‌های قیمتی پرنوسان شده است (گلاواتسکی[2]، ۲۰۲۰). سوداگری می‌تواند با تحریک انتظارات تورمی و افزایش تقاضای غیرمصرفی، قیمت‌ها را به‌طور مصنوعی افزایش دهد و نوسانات قیمت را تشدید کند. این فرآیند در مواردی باعث می‌شود که قیمت مسکن از عوامل بنیادی اقتصادی مانند: درآمد خانوار، هزینهٔ ساخت و نرخ بهره فاصله گرفته و سطحی ناپایدار و آسیب‌پذیر ایجاد شود (گلیسر[3] و همکاران، ۲۰۰۸).

به‌طورکلی، هرچه قیمت مسکن افزایش پیدا کند، تأثیر مستقیم بر هزینه‌های زندگی به‌واسطهٔ افزایش سهم مسکن در سبد هزینهٔ خانوار خواهد داشت و این مسئله به نوبهٔ خود می‌تواند منجر به تغییرات زیادی در اقتصاد کلان نظیر تغییر الگوی مصرف، تورم عمومی، نابرابری اقتصادی و بی‌ثباتی اجتماعی گردد (کیس و شیلر[4]، ۲۰۰۳). از سوی دیگر، وجود نوسان قیمت مسکن علاوه‌بر ناهنجاری‌های اقتصادی بر گسترش ناهنجاری‌های اجتماعی نیز تأثیرگذار است.

براساس داده‌های منتشرشده توسط مرکز آمار ایران از سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ قیمت مسکن شهر شیراز نوسانات جزئی دارد، به معنای کاهش حرکات هیجانی قیمت است، اما به‌دلایلی ازجمله کاهش نرخ سود بانکی در تابستان ۱۳۹۶ و هجوم نقدینگی سرگردان به بازار مسکن، مجدداً از نیمهٔ دوم سال ۱۳۹۶ قیمت شروع به افزایش می‌نماید تا این‌که حدوداً در سال ۱۳۹۸ قیمت به‌طور قابل‌توجهی از روند بلندمدت بیشتر می‌شود[۵]؛ علاوه‌بر این، براساس آمار سرشماری عمومی نفوس و مسکن تعداد واحدهای خالی در کشور درحال افزایش است، آمار تعداد واحدهای خالی در سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ منتشر شده است که استان فارس سهم‌های معادل ۰/۰۴۵، ۰/۰۵۴ و ۰/۰۶۲ از تعداد کل واحد مسکونی خالی در کشور را داراست؛ این بدان‌معناست که به‌ترتیب در رتبهٔ ششم، پنجم، چهارم بین ۳۱ استان کشور قرار گرفته‌است؛ بنابراین استان فارس هر ساله شاهد افزایش تعداد واحدهای مسکونی خالی از سکنه می‌باشد. ازجمله دلایلی که می‌تواند باعث افزایش واحد مسکونی خالی از سکنه شود؛ افزایش تقاضا با انگیزهٔ سوداگرانه است که مسکن بدون انگیزهٔ مصرفی، بلکه به‌عنوان کالای سرمایه‌ای خریداری شود.

---

[1] Goodman & Mayer
[2] Glavatskiy
[3]. Glaeser
[4] Case & Shiller

۵. بنا بر آمار متوسط قیمت یک متر مربع واحد مسکونی شهر شیراز برگرفته شده از آمار ساختمان و مسکن مرکز آمار ایران، از نیمه دوم سال ۱۳۹۲ تا نیمه اول ۱۳۹۶ نرخ رشد متوسط قیمت مسکن شهر شیراز بین ۰/۱- تا ۰/۱ متغیر است، بنابراین متوسط قیمت با نوسانات جزئی به ۱۴۴۳۰ هزار ریال در نیمه اول ۱۳۹۶ رسیده است. اما از نیمه دوم ۱۳۹۶، مجددا بعد از گذشت ۴ سال زمان رونق بازار مسکن فرارسیده است و رشد قیمت مسکن با شیب تندتری نسبت به ۴ سال گذشته دنبال می‌شود به طوری‌که در نیمه دوم ۱۳۹۸ قیمت مسکن رشد ۰/۶۲ درصدی را تجربه می‌کند.

با توجه به مسائل اقتصادی و اجتماعی ناشی از وجود نوسان قیمت مسکن و حضور سوداگران در بازار مسکن باید به شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن با به‌کارگیری روش مناسب و سپس بررسی نقش سوداگری در شکل‌گیری و تشدید نوسان قیمت مسکن پرداخت. تحلیل دقیق‌تر اثرات سوداگری بر نوسان قیمت مسکن می‌تواند راهگشای سیاست‌های مؤثر برای کنترل این پدیده و حفظ تعادل بازار باشد.

پرسش‌های پژوهش: حال پرسشی که مطرح می‌شود این است که آیا سوداگران در تشدید نوسان قیمت مسکن نقش دارند؟ علاوه‌بر این، در صورتی‌که باعث تشدید نوسان قیمتی می‌شوند آیا این بدان‌معناست که سوداگران باید کاملاً از بازار مسکن خارج شوند تا به ثبات بازار مسکن دست‌یافت؟

برای پاسخ به این پرسش، ابتدا باید مدلی طراحی شود که نوسان قیمت مسکن را شبیه‌سازی نماید. بنابر مطالعات پیشین مدل‌های سنتی اقتصاد کلان در پیش‌بینی بحران‌های اقتصادی ازجمله نوسان اقتصادی موفق نبوده‌اند که ازجمله منشأ ایجاد این نوسانات در بازار مسکن عوامل غیرعقلایی، افراد ناهمگن گذشته‌نگر هستند. در بازار مسکن همانند سایر بازارها عوامل متعددی در سمت عرضه (فروشنده و سازنده) و تقاضا (خریدار) درحال فعالیت هستند؛ بنگاه املاک نیز به‌عنوان واسطهٔ بین طرف عرضه و تقاضا عمل می‌کند. عامل‌های فعال بازار مسکن براساس روابط پیچیده با هم تعامل دارند؛ که این عوامل بعضا دارای عقاید ناهمگن هستند؛ به‌طور مثال، خریداران با دو انگیزهٔ مصرفی و سوداگری اقدام به خرید ملک می‌نمایند.

مدل‌سازی عامل محور یکی از روش‌های مناسب برای طراحی چنین ساختار پیچیده و پویایی می‌باشد. این روش چارچوبی قوی و انعطاف‌پذیر برای تنظیم پیچیدگی‌های عوامل مانند: رفتار، توانایی یادگیری و تکامل و قوانین تعامل ارائه می‌کند و تنها با داشتن درکی از نحوهٔ رفتار تک‌تک عامل‌ها بازار مسکن را مشابه دنیای واقعی شبیه‌سازی نماید؛ به شیوه‌های بسیار واقعی رفتار عامل‌ها را شبیه‌سازی می‌نماید. در مطالعهٔ حاضر ضمن طراحی یک مدل عامل محور در بازار مسکن با توجه به داده‌های شهر شیراز به پرسش فوق پاسخ خواهد داد. مطالعهٔ حاضر می‌تواند علاوه‌بر ارتقای دانش علمی، به سیاست‌گذاران در اتخاذ تصمیمات هدفمند برای کنترل سوداگری و ایجاد بازار مسکن پایدار کمک کند.

در ادامه پژوهش به این‌صورت تنظیم شده است: بخش دوم، ادبیات موضوع مورد مطالعه ارائه شده؛ در بخش سوم و چهارم، به‌ترتیب مروری بر مطالعات پیشین و سپس ضمن معرفی مدل شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن، نتایج شبیه‌سازی مورد بررسی قرار گرفته؛ و درنهایت جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه گردیده است.

۲. ادبیات موضوع

در این بخش عوامل تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن، تعریف سوداگری و نقش سوداگر در بازار مسکن بیان می‌گردد.

۲-۱. عوامل تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن

ادبیات مربوط به عوامل تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن را می‌توان به چهار دسته تقسیم نمود؛ در دستهٔ اول نظریات، عوامل بنیادین تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن می‌باشند، می‌توان آن‌ها را به‌طورکلی به عوامل طرف تقاضا (عوامل مرتبط

با تقاضای مسکن) و عوامل طرف عرضه (عوامل مرتبط با عرضهٔ مسکن) تقسیم کرد. متغیرهای جمعیت‌شناختی مانند: اندازه یا رشد جمعیت، ساختار سنی جمعیت، مهاجرت به منطقه و از منطقه، تعداد خانوارها، تغییرات کلی در اندازهٔ خانوار و تشکیل خانوار، عوامل طرف تقاضای مسکن هستند. ازجمله عوامل طرف عرضه نیز می‌توان فعالیت ساخت‌وساز و موجودی مسکن را نام‌برد (بک و کیل[1]، ۲۰۱۷: ۷)؛ بنابراین، این مدل‌ها براساس روابط بین عوامل بنیادین طرف عرضه و تقاضای مسکن، قیمت مسکن را تعیین می‌نمایند.

دستهٔ دیگر مدل قیمت‌گذاری هدانیک است، این روش بر پایهٔ این فرض استوار است که خانواده‌ها مطلوبیت منزل مسکونی خود را براساس متغیرهای ساختاری (مساحت زیربنا، تعداد اتاق‌ها و...)، متغیرهای دسترسی (دسترسی به مراکز آموزشی و درمانی و...)، متغیرهای محلی (امنیت محل، نرخ بیکاری در محل و...) و متغیرهای زیست‌محیطی (کیفیت هوا، آلودگی صوتی و...) آن حداکثر می‌کنند. درحقیقت تابع هدانیک قیمت، مسکن را به‌عنوان کالایی چند بُعدی درنظر گرفته و اثر هر یک از ویژگی‌ها بر قیمت مسکن را اندازه‌گیری می‌نماید (امیری و همکاران، ۱۳۹۴). در دستهٔ بعدی عنصر اصلی تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن، مکان و موقعیت جغرافیایی آن است. به‌عبارتی، اصلی‌ترین عامل ناهمگنی ملک، مکان است. درنهایت در دستهٔ آخر اعتقاد بر این است که در برخی بازار دارایی‌ها مانند: بازار سهام یا مسکن، دخالت عوامل غیربنیادین موجب می‌شود قیمت مسکن با نوسانات شدید شکل گیرد.

در این مطالعه به‌طور خاص نوسان قیمت در بازار مسکن بررسی می‌شود؛ در بازار مسکن افراد با انگیزه‌های مختلف اقدام به خرید ملک می‌نمایند؛ بنابراین، دو نوع تقاضا در این بازار وجود دارد تقاضای مصرفی و تقاضای سوداگری. افرادی که براساس نیاز اساسی خود یعنی تأمین سرپناه ملک می‌خرند جزو متقاضیان معمولی مسکن محسوب می‌شوند، اما افرادی که با هدف کسب سود از افزایش قیمت آتی ملک آن را خریداری می‌کنند سوداگران بازار مسکن هستند. بنابر دستهٔ چهارم مدل قیمت‌گذاری مسکن نیز وجود عقاید ناهمگن می‌تواند موجب شکل‌گیری نوسان شدید قیمت شود؛ به‌عبارت دیگر، این انگیزهٔ سوداگرانه امکان دارد موجب افزایش نوعی تقاضا در بازار مسکن شود که افراد با هدف به‌دست آوردن منفعت از رشد آتی قیمت ملک را خریداری نمایند و درنتیجه منجر به افزایش نوسانات قیمتی مسکن گردد.

۲-۲. تعاریف سوداگری

در ادبیات اقتصادی تعاریف مختلفی برای سوداگری مطرح شده است؛ «فیگن»[2] (۱۹۸۲) بیان می‌کند که سوداگر ملکی به خریداری اطلاق می‌شود که انگیزهٔ اصلی او از خرید ملک، کسب سود از فروش مجدد آن در آینده، به‌ویژه زمانی است که امکان دستیابی به سود سرمایه‌ای قابل‌توجه وجود داشته باشد. «فریدمن»[3] و همکاران (۱۹۷۳) سوداگر را فردی می‌دانند که با این پیش‌فرض سرمایه‌گذاری می‌کند که رخداد یا سلسله‌ای از رخدادها موجب افزایش ارزش دارایی موردنظر خواهند شد؛ علاوه‌بر این، «هگسترام»[4] (۱۹۹۴) پدیدهٔ سوداگری را مسابقه‌ای

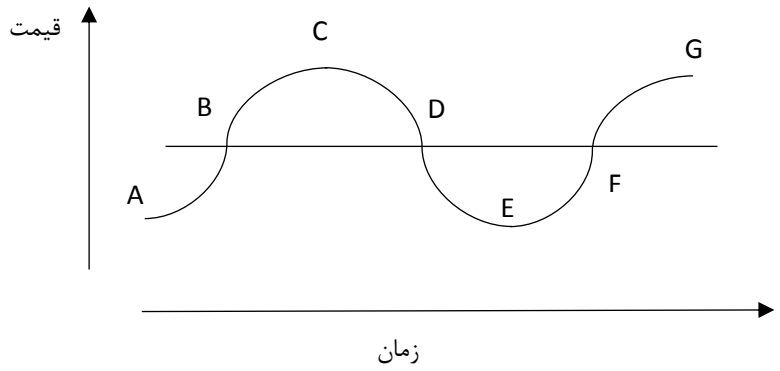
[1] Belke & Keil
[2] Feagin
[3] Friedman
[4] Hagstrorm

دیوانه‌وار برای کسب بیشترین بازده در کوتاه‌ترین زمان ممکن معرفی می‌کند. هم‌چنین «کارترز» (۱۹۹۸) سوداگری را به‌معنای خرید یا فروش دارایی‌ها با امید به فروش مجدد یا بازخرید آن‌ها در همان بازار به قیمتی بالاتر یا پایین‌تر تعریف می‌نماید. در مطالعات اخیر ازجمله «گائو»[1] و همکاران (۲۰۲۰) سوداگری را خرید و فروش ملک به‌منظور کسب سود در کوتاه‌مدت مطرح کردند.

۳-۲. نقش سوداگران در بازار مسکن

سوداگری را می‌توان از دو منظر متفاوت، منفی و مثبت، مورد ارزیابی قرار داد؛ این ارزیابی به‌طورکلی به گسترهٔ آن و تأثیری که بر بازار می‌گذارد، بستگی دارد. در نگاه عمومی، سوداگری معمولاً با نگرشی منفی همراه است؛ چرا که یادآور سودجویی افراطی است. با این دیدگاه این نوع فعالیت اغلب بی‌ثمر تلقی می‌شود و از این‌رو کمکی به اقتصاد ملی نمی‌کند (فگین، ۱۹۸۲: ۴۳)؛ اما دیدگاه مقابل معتقدند که سوداگری می‌تواند به‌نفع جامعه عمل کند؛ زیرا به جذب موجودی مازاد مسکن کمک می‌کنند و منجر به تخصیص منظم‌تر منابع در بازار مسکن می‌شوند از این‌رو سوداگری می‌تواند انگیزه‌ای اصلی برای خرید املاک باشد و زمینه را برای پاک‌سازی موجودی مازاد و ایجاد تعادل در بازار را فراهم آورد (جف و سیرمانس[2]، ۱۹۸۹: ۲۳-۲۴).

بازار مسکن به‌ندرت در حالت تعادل قرار دارند. به‌دلیل وجود ناکارآمدی در این بازارها به‌ویژه در زمینهٔ دسترسی به اطلاعات بازار و تأخیر در دریافت آن و هم‌چنین وقفه‌های زمانی قابل‌توجه میان شکل‌گیری مازاد تقاضا و توان پاسخ‌گویی به آن ازطریق عرضهٔ بیشتر، این بازارها به‌صورت دوره‌ای دچار نوسان میان مازاد و کمبود می‌شوند. این امر رفتار چرخه‌ای شناخته‌شده‌ای را در بازار مسکن ایجاد می‌کند. در شکل (۱) توضیح داده خواهد شد که چگونه سوداگری می‌تواند در مراحل خاصی از این چرخه اثرگذار باشند. در این فرآیند چرخه‌ای، چهار مرحله وجود دارد.



شکل ۱: چرخهٔ سوداگری (پرنچوکچی و پررا[3]، ۲۰۰۵: ٤).

Fig. 1: Speculative Cycle (Pornchokchai & Perera, 2005: 4).

[1] Gao
[2] Jaffe & Sirmans
[3] Pornchokchai & Perera

مرحلهٔ نخست آغاز دورهٔ بهبود پس از دورهٔ رکود را نشان می‌دهد که در آن عرضهٔ کم و تقاضا درحال افزایش است. هم‌زمان با افزایش قیمت، به‌تدریج فضای اطمینان تقویت می‌شود (نقطهٔ A تا B یا E تا F). افزایش قیمت‌ها می‌تواند به‌دلیل چهار عامل اساسی باشد:

۱. بهبود بازار پس از یک دورهٔ رکود.

۲. بهبود زیرساخت‌ها و خدمات در یک منطقهٔ خاص، که آن منطقه را به مکانی مطلوب‌تر برای خریداران مسکن تبدیل می‌کند.

۳. بهبود وضعیت کلی اقتصاد، که موجب افزایش توان مالی و فراهم‌شدن فرصت‌های بیشتر برای افراد می‌شود.

۴. در دسترس بودن املاک با قیمت‌های کم که برای سودجویی خرید را جذاب می‌کنند، که به‌خصوص برای سوداگران جذابیت دارد.

این امر می‌تواند تقاضای خرید را افزایش داده و درنتیجه، به افزایش حجم معاملات در یک منطقهٔ خاص یا بخش معینی از بازار منجر شود و درنهایت باعث رشد قیمت‌ها گردد. در چنین شرایطی، سرمایه‌گذاری با هدف سوداگری و انتظار برای کسب سود سرمایه‌ای، از منظر سرمایه‌گذاران توجیه‌پذیر می‌شود.

مرحلهٔ دوم می‌تواند منجر به شکل‌گیری حباب قیمتی شود (مسیر B به C یا F به G). در این مرحلهٔ قیمت‌ها با سرعتی بسیار بالا و بیش از حد متعارف افزایش می‌یابد که ناشی از رشد فزایندهٔ تقاضاست. در این حالت سوداگران برای سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در جهت کسب سود اقدام به خرید ملک می‌کنند. در ادامهٔ این مرحله، نرخ رشد قیمت‌ها کاهش می‌یابد؛ به‌عبارتی قیمت هم‌چنان در حال افزایش است، اما میزان افزایش قیمت درحال کاهش است تا به نقطهٔ اوج چرخه می‌رسد. معمولاً در این‌زمان، دولت سیاست‌هایی برای کنترل سوداگران آغاز می‌کند.

مرحلهٔ سوم، به‌دلیل مازاد تولید قیمت‌ها کاهش می‌یابد (نقطهٔ C به D). حتی در این مرحله نیز ممکن است فعالیت‌های سوداگرانه‌ای به‌صورت نامحسوس و با امید به افزایش قیمت‌ها در آینده ادامه یابد. تولید بیش از حد در این مرحله منجر به ایجاد واحدهای مسکونی خالی از سکنه و تعداد واحدهای عرضه شده به بازار خواهد شد.

درنهایت، در مرحلهٔ چهارم رکود یا سقوط ناگهانی قیمت‌ها به سطوحی پایین‌تر از سطح نرمال بازار و تقریباً خروج کامل خریداران و سازندگان از بازار است (مسیر D به E). این مرحله عملاً به‌معنای فروپاشی بازار خواهد بود.

پس از گذار از این دورهٔ رکودی، بازار به‌تدریج دوباره بهبود می‌یابد؛ دلایلی که موجب این احیا می‌شوند، همان عواملی هستند که در مرحلهٔ نخست به آن‌ها اشاره شد. درنتیجه، یک چرخهٔ جدید سوداگری به‌مرور شکل می‌گیرد (پرنچوکچی و پررا، ۲۰۰۵: ۳ -۴)؛ بنابراین، براساس شکل (۱) نوسان قیمت با وجود سوداگری نشان‌داده شده است و بر این‌اساس تأثیر سوداگری بر تعیین قیمت مسکن آن‌هم به‌صورت نوسانی بنابر مدل چهارم قیمت‌گذاری مسکن اثبات می‌شود. به‌طورکلی نوسان قیمت دارایی به‌معنای تغییرپذیری قیمت‌ها حول مقدار موردانتظار آن‌هاست (اندرسون[1]، ۲۰۰۱، ۲). بنابر مطالعهٔ هال (۲۰۱۸) نوسان قیمت عبارت از میزان تغییرات یا پراکندگی قیمت یک دارایی یا یک در طول زمان که معمولاً با انحراف معیار تغییرات قیمت اندازه‌گیری می‌شود (هال[2]، ۲۰۱۸: ۲۷).

[1] Anderson
[2] Hull

به‌طور خاص در بازار مسکن نوسان قیمت نشان‌دهندهٔ تغییرات قیمت خانه در طول زمان است (میر و پنگ[1]، ۲۰۰۴: ۵)؛ به‌عبارت دیگر، نوسان قیمت املاک تغییرپذیری نرخ رشد قیمت املاک در اثر تغییر شرایط بازار و چرخه‌های سرمایه‌گذاری است (ویتون[2]، ۱۹۹۹، ۴)؛ بنابراین، چرخه‌های سوداگری به‌عنوان سرمایه‌گذاران بازار مسکن از دلایل ایجاد نوسان قیمت مسکن است.

۳. پیشینهٔ پژوهش

در این بخش، دو دسته مطالعات بررسی می‌شوند؛ اول مطالعاتی که به بررسی نقش سوداگری در بازار مسکن پرداخته‌اند و سپس مطالعاتی که بازار مسکن را با به‌کارگیری مدل عامل محور شبیه‌سازی نمودند.

ازجمله مطالعات داخلی دستهٔ اول، مطالعهٔ «نورانی» (۱۳۹۳) است که به بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن مناطق شهری ایران پرداخته است. در این مطالعه، تأثیر سفته‌بازی بر حباب قیمت مسکن برای دورهٔ زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۹ بررسی شده است. در این پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که در اقتصاد ایران تقاضای سفته‌بازی در توضیح تغییرات شاخص قیمت مسکن سهم بیشتری نسبت به تقاضای مصرفی طی دورهٔ مورد بررسی دارد که این نسبت حدوداً ۶/۸ برابر است. علاوه‌بر این، «خدادکاشی» و «رزبان» (۱۳۹۳) اثر سفته‌بازی بر نوسان‌های بازار مسکن در ایران طی دورهٔ ۱۳۸۷-۱۳۷۰ بررسی نمودند. نتایج حاصل از تکنیک شبیه‌سازی ژنتیک الگوریتم این مطالعه نشان می‌دهد که دو عامل انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت دوره‌های گذشته سرمایه‌گذار موجب شکل‌گیری انگیزه سفته‌بازی در بازار مسکن می‌شود که نقش به‌سزایی در ایجاد نوسان‌های قیمتی در بازار مسکن دارد.

«قلی‌زاده» و همکاران (۱۴۰۱) الگوی فضای سفته‌بازی در بازار مسکن مناطق ۲۲گانهٔ شهر تهران طی دورّ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی مورد بررسی قرار نمودند. نتایج آنان حاکی از آن است که انگیزهٔ سفته‌بازی نتیجهٔ انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت‌های گذشته بوده که به شکل تقاضای سفته‌بازی در بازار در ایجاد نوسانات در بازار مسکن تأثیر زیادی داشته است. در مطالعهٔ دیگر «قلی‌زاده» و «صمدی‌پور» (۱۴۰۲) اثر قیمت مسکن بر تورم با تأکید بر عوامل رفتاری و غیررفتاری شامل عوامل درون‌بخشی و برون‌بخشی مؤثر بر قیمت مسکن طی دورهٔ ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ در ایران با استفاده از سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که عوامل برون‌بخشی شامل قیمت ارز و نقدینگی به‌ترتیب اثر منفی و مثبت بر قیمت مسکن و عوامل درون‌بخشی شامل قیمت زمین و تعداد واحدهای ساختمانی تکمیل‌شده اثر مثبت بر قیمت مسکن دارند؛ علاوه‌بر این، دو عامل رفتاری، رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بر قیمت مسکن اثر مثبت دارد، اما رفتار خوش‌بینی بیش از حد سرمایه‌گذاران اثر معناداری بر قیمت مسکن ندارد.

از برجسته‌ترین مطالعات خارجی دستهٔ اول مطالعهٔ «کیس» و «شیلر» (۲۰۰۳) است که درمورد انگیزه‌های خرید خریداران مسکن نظرسنجی انجام‌دادند و دریافتند که بخش زیادی از پاسخ‌دهندگان بر انگیزهٔ سرمایه‌گذاری تأکید دارند. آن‌ها نتیجه گرفتند که این انگیزه، مشخصهٔ حباب قیمت مسکن است. هم‌چنین مطالعهٔ «توبین» و

1 Miller & Peng
2 Wheaton

«وبر»[1] (۲۰۱۴) با به‌کارگیری چارچوبی مبتنی‌بر VAR امکان کمّی‌سازی مستقیم سهم شوک‌های سفته‌بازی در تحولات قیمت مسکن بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد که حدود ۱/۳ از رونق اخیر قیمت مسکن در ایالات متحده به سفته‌بازی نسبت داده شود.

«هی» و «شیا»[2] (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر خریداران معمولی و سوداگر بر قیمت مسکن و نوسانات آن با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر نظریهٔ اقتصاد رفتاری پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که خریداران سوداگر منجر به افزایش سریع اما کاهش کند، قیمت مسکن می‌شوند که موجب آسیب به بازار مسکن سالم می‌شود و روی تولید اثر منفی دارند. «مارتین»[3] و همکاران (۲۰۲۰) تأثیرات سیاست‌های مختلف مالیاتی بر ثبات بازار مسکن را ارزیابی نمودند؛ در این پژوهش از تلفیق الگوی یادگیری سرمایه‌گذاران با عقلانیت محدود و مدل استاندارد بازار مسکن شامل بازار اجاره و سرمایه مسکن استفاده نمودند. نتایج حاکی از آن است اتکای بیشتر سرمایه‌گذاران بر انتظارات برون‌یابانه باعث رونق اقتصادی بازار مسکن می‌شود.

«یانگ» و «رهم»[4] (۲۰۲۱) رابطهٔ بین قیمت مسکن و سفته‌بازی در بازار مسکن اوکلند را با به‌کارگیری مدل تصحیح خطای برداری بررسی نمودند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که رفتار سوداگری سرمایه‌گذاران باعث افزایش قیمت مسکن اوکلند شده است؛ که این افزایش قیمت نیز باعث افزایش بیشتر سوداگری مسکن شده است. علاوه‌بر این «میلالا»[5] و همکاران (۲۰۲۱) نقش سرمایه‌گذاری و سفته‌بازی در بازار مسکن نیجریه را بررسی نمود. یافته‌های این مطالعه نشان‌داد که سرمایه‌گذاری در املاک نقش به‌سزایی در تقویت اقتصاد منطقه دارد. با این‌حال سفته‌بازی در املاک و مستغلات می‌تواند تبدیل به مشکلات اقتصادی در این کشور شود.

در زمینهٔ شبیه‌سازی بازار مسکن با بکارگیری مدل عامل محور، مطالعات داخلی و خارجی اندکی صورت گرفته است. مطالعات خارجی که در زمینهٔ شبیه‌سازی بازار مسکن با استفاده از مدل عامل محور پرداخته‌اند، ازجمله «اکستل»[6] و همکاران (۲۰۱۴) با به‌کارگیری مدل عامل محور حباب بازار مسکن شهر واشنگتن دی سی طی دورهٔ ۲۰۰۷-۱۹۹۷ بررسی نموده‌اند؛ در این پژوهش، خانوار و بانک به‌عنوان دو عامل در نظر گرفته شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که هرچه بانک نرخ بهرهٔ بالاتری اعمال نماید کاهش کمتری در حباب قیمت مسکن مشاهده می‌شود. هم‌چنین «ارلینگسون»[7] و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از مدل عامل محور تعامل عامل‌های مختلف چند بازار کالای مصرفی، کار، اعتبار و مسکن شامل خانوار، بنگاه‌ها، شرکت‌های ساختمانی، بانک‌ها، صندوق سهام، دولت و بانک مرکزی را شبیه‌سازی نمودند. نتایج شبیه‌سازی حاکی از آن است که دسترسی راحت‌تر به اعتبار باعث می‌شود قیمت مسکن افزایش یابد، پس ثبات اقتصادی بیشتر مستلزم شرایط سخت‌گیرانه‌تر در وام‌های رهنی خانوار است؛ هرچند این نکته حائز اهمیت است که مقررات بسیار شدید ازطرف دیگر می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد.

---

[1] Towbin & Weber
[2] He & Xia
[3] Martin
[4] Yang & Rehm
[5] Milala
[6] Axtell
[7] Erlingsson

«جی»[1] (۲۰۱۷) علت افزایش و فروپاشی قیمت مسکن در ایالات متحده در سال‌های بحران مالی ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ ارزیابی نمودند. در این پژوهش از مدل عامل محور استفاده شده است که شامل پنج عامل: بنگاه املاک، توسعه‌دهنده، بانک، خریدار و صاحبخانه است. نتایج حاصل از مدل شبیه‌سازی شده نشان می‌دهد که هرچه سرعت وام‌دهی بیشتر باشد، رشد قیمت مسکن سریع‌تر می‌شود، درنتیجه چرخه‌های رکود و رونق در بازار مسکن شکل می‌گیرد. علاوه‌بر این، نتایج حاکی از آن است که در صورت نبود سوداگران در بازار مسکن، ثبات قیمت مسکن بیشتر می‌شود.

علاوه‌بر این، ازجمله مطالعات داخلی در ایران که بازار مسکن را با استفاده از مدل عامل محور شبیه‌سازی نموده‌اند مطالعهٔ «مروت» و «بهرامی» (۱۳۹۲الف) است؛ ایشان نقش انتظارات ناهمگن در شکل‌گیری حباب قیمت مسکن شهر تهران را با به‌کارگیری یک مدل عامل محور بررسی کرده‌اند. در مدل این پژوهش صرفاً سمت تقاضای بازار مسکن شامل تقاضای سوداگری (متشکل از دو جز تقاضای برون‌یابانه (نمودارگراها) و برگشت به میانگین (بنیادگراها)) و تقاضای مصرفی درنظر گرفته شده است. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که حساسیت نسبی تقاضای خریداران با انتظارات مختلف نسبت به تغییرات قیمت و سهم نسبی آن‌ها از کل تقاضای سوداگرانه نقش مهم و معناداری در شکل‌گیری حباب سوداگرانه دارد.

علاوه‌بر این مروت و بهرامی (۱۳۹۲ب) در مقالهٔ دیگری نیز رونق و رکود بازار مسکن تهران را با به‌کارگیری مدل عامل محور طی سال‌های ۱۳۸۴–۱۳۸۷ بررسی نموده‌اند. با این تفاوت که در این مطالعه، فرض ناهمگن بودن انتظارات عوامل در مورد تغییرات آتی قیمت‌ها و وجود پویایی‌های اجتماعی لحاظ شده است. نتایج نشان می‌دهد که وجود شرایط نااطمینانی در بازار مسکن منجر به انتظارات ناهمگن خریداران درمورد تغییرات آتی قیمت مسکن می‌شود و با وجود پویایی‌های اجتماعی این شرایط باعث می‌شود تا گروه بسیار اندک از خریداران خوش‌بین با اعتماد به نفس بالاتر از طریق تغییر عقاید و انتظارات گروه‌های دیگر (عوامل عادی با اعتماد به نفس پایین) درمورد نوسان‌های آتی قیمت‌ها باعث تغییرات شدید در قیمت‌های جاری شکل‌گیری حباب گردند.

«مظهری کادیجانی» (۱۳۹۴) در رسالهٔ خود بازار مسکن ایران را با استفاده از روش عامل محور شبیه‌سازی نمود. در مدل این پژوهش عواملی حضور دارند که با توجه به تابع مطلوبیتشان، یکی از فعالیت‌های خرید، فروش، اجاره کردن و اجاره دادن را انتخاب می‌نمایند. نتیجهٔ این پژوهش نشان می‌دهد که با اعمال مالیات بر ارزش زمین و افزایش نرخ آن، تعداد خریداران سوداگر کاهش می‌یابد و به‌دنبال آن، تعدیل دامنه‌ی نوسانات قیمت در بلندمدت . افزایش درصد سکونت ملکی رخ می‌دهد.

علاوه‌بر آن «خضری» و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی قیمت بازار مسکن تهران را با به‌کارگیری مدل عامل محور فضایی پرداخته‌اند. در این مدل عامل‌های خانوار، خانه و وام درنظر گرفته شده است. نتایج شبیه‌سازی طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۹ نشان‌داد که تقاضای فزایندهٔ واحدهای مسکونی زیر ۱۰۰مترمربع توسط خانوارهای جوان با پس‌انداز محدود باعث می‌شود قیمت این واحدهای خاص به‌طور قابل‌توجهی افزایش یابد. علاوه‌براین یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که هجوم خانواده‌های جوان با انگیزهٔ سرمایه‌گذاری، به مناطق مرکزی شهری باعث افزایش قابل‌توجه قیمت این مناطق شده است. «پرنگ» و همکاران (۱۴۰۳) تأثیر مالیات بر خانه‌های خالی روی

[1] Ge

حباب قیمت مسکن در شهر شیراز را با به‌کارگیری مدل عامل محور بررسی نمودند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اعمال نرخ‌های مختلف مالیات بر خانهٔ خالی با وجود تعداد سوداگران متفاوت می‌تواند موجب کاهش حباب قیمت مسکن شهر شیراز شود؛ منتهی میزان اثرگذاری تحت شرایط گوناگون متفاوت است.

در مطالعات انجام شده داخلی چگونگی شبیه‌سازی بازار مسکن با استفاده از مدل عامل محور حائز اهمیت است، در مطالعات مروت و بهرامی (۱۳۹۲) بدون درنظر گرفتن سمت عرضهٔ بازار مسکن، فقط با درنظر گرفتن سمت تقاضای بازار مسکن با فرض ناهمگن بودن انتظارات عوامل خریداران مدل بازار مسکن را شبیه‌سازی نمودند. در یکی از مطالعات متقاضیان مسکن را به سه دستهٔ خوش‌بین، بدبین و معمولی تفکیک نمودند و مطالعهٔ دیگر به دو گروه سوداگر (شامل: برون‌یابانه و برگشت به میانگین) و مصرفی تقسیم کردند. هم‌چنین در این‌دسته مطالعهٔ مظهری و کادیجانی (۱۳۹۴) نیز وجود دارد با این تفاوت که خریداران همگن هستند. مطالعهٔ خضری و همکاران (۱۴۰۲) بیشتر بر تأثیر ردهٔ سنی جمعیت روی قیمت مسکن تأکید داشته است. درنهایت مطالعهٔ پرنگ و همکاران (۱۴۰۳) است که علاوه‌بر سمت تقاضا عرضهٔ بازار مسکن نیز وارد مدل کرده‌اند؛ اما هدف مطالعه، بررسی تأثیر مالیات بر حباب قیمت مسکن است. در دستهٔ اول مطالعات در زمینهٔ نقش سوداگری در بازار مسکن مطالعات داخلی، ازجمله سید نورانی (۱۳۹۳)، خدادادکاشی و رزبان (۱۳۹۳) و منوچهری و قلی‌زاده (۱۴۰۱) وجود دارد، اما در این مطالعات ناهمگنی عوامل و پیچیدگی ارتباط بین عوامل مورد بررسی قرار نگرفته است. هم‌چنین مطالعات مطرح‌شده تأکید بر اثبات نقش سوداگران در تعیین قیمت یا نوسان قیمت مسکن بوده است؛ اما مطالعه‌ای که تأثیر سطح‌های مختلف سوداگری بر نوسان قیمت مسکن را ارزیابی نموده باشد، وجود ندارد.

برای پر کردن این شکاف تحقیقاتی، می‌توان از مدلی استفاده نمود که می‌تواند ساختار پیچیده و پویایی بازار مسکن را شبیه‌سازی نماید که این بازار شامل تعداد بالای عامل با انگیزه‌های ناهمگن و فعال است؛ مدل عامل محور ازجمله مدل‌هایی است که در این‌زمینه کاربرد دارد. لازم به ذکر است تاکنون مطالعه‌ای چه در داخل کشور و چه در خارج از کشور تأثیر سطح‌های مختلف سوداگری روی نوسان قیمت مسکن را ازطریق رویکرد عامل محور مورد واکاوی قرار نداده‌اند. هدف مطالعهٔ حاضر پر کردن این شکاف تحقیقاتی است که در چارچوب روش عامل محور فرآیند پویای روابط بین عامل‌های فعال بازار مسکن شامل: خریدار، فروشنده، سازنده و بنگاه املاک درنظر گرفته شده است؛ ضمن این که با درنظر گرفتن عقاید ناهمگن خریداران در دو گروه معمولی و سوداگر، نسبت‌های مختلف خریداران سوداگر و معمولی در زمان شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن وارد بازار مسکن می‌شوند. این نکته از این جهت حائز اهمیت است که سوداگران در ایجاد نوسان قیمت مسکن نقش به‌سزایی دارند، اما برای ارزیابی آن‌که خروج سوداگران بازار مسکن الزاماً منجر به ثبات قیمت بازار مسکن می‌شود، نیازمند چنین مدل پیشرفته‌ای است.

بنابراین نوآوری این پژوهش علاوه‌بر به‌کارگیری مدل عامل محور برای شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن به‌طور خاص در شهر شیراز، ازطریق ورود سطح‌های مختلف خریداران سوداگر از ۱۰۰٪ (کل خریداران وارد شده به بازار مسکن سوداگر باشند) به صفر درصد (خروج کامل سوداگران از بازار مسکن) به بررسی تأثیر سطح‌های مختلف سوداگری روی نوسان قیمت مسکن پرداخته شده است. به‌طورکلی این مطالعه، الگویی ارائه نموده است که واقعیت‌های موجود در بازار مسکن را با تأکید بر نقش سوداگری توصیف کند.

٤. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش از مدل‌سازی عامل محور برای شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن شهر شیراز بهره گرفته شده است. تا بتوان از این‌طریق تأثیر رفتار سوداگرانه بر پویایی بازار مسکن را ارزیابی نمود. در این بخش، ابتدا مبانی مدل‌سازی عامل محور بیان می‌شود؛ و پس از معرفی عامل‌های مدل و تشریح فرآیند پویای بازار مسکن، پارامترهای مدل این پژوهش ارائه می‌گردد.

٤-١. شبیه‌سازی با به‌کارگیری مدل عامل محور

ازجمله روش‌های شبیه‌سازی مدل‌سازی عامل محور است. تا اوایل دهۀ ۲۰۰۰م. مدل‌های عامل محور فقط یک مفهوم دانشگاهی به‌حساب می‌آمد. اما در سال‌های ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳ با پیش‌رفت فناوری رایانه‌ای، کاربرد این مدل در شبیه‌سازی افزایش یافت. مدل‌سازی عامل محور نگرش متفاوتی نسبت به سیستم تحت مطالعه ایجاد می‌کند؛ لذا در این روش، ابتدا رفتار تک‌تک عامل‌ها بررسی می‌شود، یعنی از پایین به بالا با شناسایی عوامل مختلف مدل‌سازی انجام می‌گیرد؛ بنابراین رفتار کلی این سیستم برآیند تعامل تعداد زیادی از رفتارهای فردی است، اما بدین‌معنا نیست که الزاماً همه عوامل با یک‌دیگر در تعامل نیستند و برخی صرفاً با محیط پیرامون در ارتباط‌اند، هم‌چون برخی مدل‌های خاص عامل محور در حوزه‌های اقتصاد سلامت و بهداشت مانند: مصرف الکل، چاقی و بیماری که عامل‌ها فقط با محیط پیرامون مرتبط هستند (برشچف[1]، ۲۰۱۳: ۴۹ و ۵۵-۵۴).

چنان‌چه مطرح‌شد در یک مدل عامل محور ابتدا فرآیند تصمیم‌گیری عامل‌های شبیه‌سازی‌شده در سطح خُرد درنظر گرفته می‌شود؛ سپس در نتیجۀ کنش و واکنش عامل‌ها با یک‌دیگر و محیط، در سطح کلان ساختارها ظاهر می‌شوند (سیبرز و ایکلین[2]، ۲۰۰۸: ۴). رفتار عوامل با شیوه‌های متفاوتی مشخص می‌شوند. معمولاً کنش (عمل)[3] و واکنش (عکس‌العمل)[4] عامل‌ها به مفهومی به‌نام حالت[5] وابسته است، در این موارد ازطریق نمودار حالت رفتار عامل‌ها تعریف می‌شوند (برشچف، ۲۰۱۳: ۴۹).

٤-٢. شبیه‌سازی بازار مسکن

گام اول برای ساخت یک مدل عامل محور، تعریف عامل‌ها و قواعد کنش و واکنش آن‌هاست و سپس ترسیم تعامل عوامل است؛ بنابراین، فرض اساسی برای به‌کارگیری مدل عامل محور برای شبیه‌سازی بازار مسکن این است که سیستم شبیه‌سازی شده دارای عامل‌هایی است که ویژگی و شیوۀ ارتباط آن‌ها به‌صراحت قابل تعریف است؛ بنابراین در این روش از تعامل عامل‌های فعال بازار مسکن در سطح خُرد می‌توان به پدیده‌های سطح کلان دست‌یافت. در این پژوهش چهار عامل خریدار، فروشنده، سازنده و بنگاه املاک وجود دارند که از تعامل آن‌ها، پدیدۀ کلان نوسان قیمت مسکن دست‌یافت. در این پژوهش از یک مدل توسعه‌یافتۀ مطالعۀ جی[6] (۲۰۱۷) برای

---

[1] Borshchev
[2] Siebers & Aickelin
[3] Actions
[4] Reactions
[5] State
[6]. Ge (2017)

شبیه‌سازی نوسان و تلاطم قیمت بازار مسکن استفاده شده است. در هر مدل عامل محور علاوه‌بر عامل‌ها و تراکنش بین آن‌ها، محیط تعامل نیز اهمیت دارد که در این مطالعهٔ محیطی که در آن عامل‌ها با یک‌دیگر در تعاملند بازار مسکن شهر شیراز است. در ادامه، ابتدا رفتار و هدف هر عامل توضیح داده می‌شود؛ سپس نحوهٔ تعامل بین آن‌ها در بازار مسکن طی یک دورهٔ موردمطالعه شرح داده می‌شود. درنهایت در این قسمت پارامترها و متغیرهای مورداستفاده در پژوهش نیز بیان می‌شود.

۳-٤. عامل‌های مورداستفاده در مدل عامل محور

در این پژوهش چهار عامل: خریدار، فروشنده، توسعه‌دهنده و بنگاه املاک وجود دارد. چنان‌چه مطرح شد در این پژوهش شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن مربوط به شهر شیراز است. هر خانوار در مدل باید یک خانوار واقعی در شهر شیراز را نشان دهد. با این‌حال، شبیه‌سازی با مدلی از این اندازه (نزدیک به ۵۰۰هزار خانوار در شهر شیراز) بسیار زمان‌بر خواهد بود. در این پژوهش، یک نسخه در مقیاس کوچک‌تر از شهر با ۲۰هزار خانوار خریدار مدل‌سازی خواهد شد؛ که می‌تواند نسخهٔ کوچک‌تری برای کل کشور درنظر گرفت. هر دوره در مدل نشان‌دهندهٔ یک ماه در زمان واقعی است.

سازنده: در این مطالعه بنابر مطالعهٔ «ماگلیوکا»[1] و همکاران (۲۰۱۱)، یک سازندهٔ نماینده درنظر گرفته شده است که این عامل نماینده مجموع تعداد زیادی از سازندگان کوچک و همگن در یک بازار رقابتی است. ازطرف دیگر در این پژوهش خانه‌ها همگن هستند. در هر دوره نقش سازندهٔ تأمین خانه‌های جدید است، هدف سازنده حداکثر سود مشروط به تابع هزینه می‌باشد. در این پژوهش فرض می‌شود، در منطقه‌ای که خانه‌های بیشتری قبلاً ساخته شده است، به‌دلیل کمبود زمین و ازدحام، یک خانهٔ جدید با هزینهٔ بیشتری ساخته می‌شود؛ بنابراین تابع هزینهٔ تابعی از تعداد کل خانه‌های موجود از دورهٔ قبل است. درنتیجه سازنده در هر دوره خانه‌های نوساز و موجودی خانه‌هایی که از دوره قبل فروخته نشده‌اند را به قیمتی معادل هزینهٔ نهایی ساخت به بازار عرضه می‌نماید؛ بنابراین مقدار خانه جدید ساخته‌شده (q_t^g) و قیمت‌های پیشنهادی معادل:

$$q_t^g = \frac{p_{t-T^{dev}}^g - c_1 - c_3 Q_{t-T^{dev}}^g}{c_2} - qstock_t^g \qquad (۱)$$

و لیست قیمت پیشنهادی:

$$\begin{cases} c_1 + c_2 j + c_3 Q_{t-T^{dev}}^g \; \forall j = 1.2.\cdots.q_t^g & \text{خانه های جدید ساخته شده} \\ c_1 + c_3 Q_t^g & \text{خانه های باقی مانده از دورهٔ قبل} \end{cases} \qquad (۲)$$

خریداران: خریداران ازجمله عامل‌های اصلی مدل هستند که با دو انگیزهٔ سوداگرانه و مصرفی ملکی را خریداری می‌نمایند. خریداران سوداگر به‌دنبال کسب سود هستند؛ بنابراین اقدام به خرید ملکی می‌نمایند که از تغییرات قیمت مسکن و درآمد اجاره، منفعت به‌دست آورند. پس به‌دنبال حداکثر بازدهی انتظاری می‌باشند که به انتظارات قیمتی آینده، درآمد اجاره و هزینه‌هایی مانند نرخ مالیات و هزینهٔ نقل و انتقال مسکن نیز بستگی دارد. در منطقه‌ای ملک

[1] Magliocca

خریداری می‌کند که حداکثر بازدهی انتظاری داشته باشد.

$$\max_{g \in F^b} ER_t^b(g) \equiv \max_{g \in F^b} \left[(1-\omega^b)\left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1\right) - r^h \right] \quad (۳)$$

$$r^h = T + C - R \quad (۴)$$

در این رابطه $ER_t^b(g)$، $\left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1\right)$، C، R، ω^b و T به ترتیب نرخ بازدهی انتظاری سالانه، نرخ رشد قیمت طی دوازده ماه گذشته، نرخ هزینه معامله، نسبت اجاره به قیمت، نرخ تنزیل و مالیات بر نقل و انتقال را نشان می‌دهند. قیمت پیشنهادی خریداران سوداگر معادل است با :

$$bid_t^{b.g^*} = (1 + ER_t^b(g^*)/12) \cdot p_{t-1}^{g^*} \quad (۵)$$

خریدار معمولی با انگیزهٔ مصرفی تصمیم به خرید خانه در منطقه‌ای می‌گیرد که مطلوبیت وی را حداکثر نماید؛ مطلوبیت وی تابعی از درآمد، کیفیت مکانی درون‌زا و کیفیت مکانی برون‌زاست. کیفیت مکانی برون‌زا شامل کلیهٔ عوامل برون‌زایی مانند میزان دسترسی به مرکز شهر که جذابیت منطقه را تعیین می‌کنند؛ هم‌چنین عوامل درون‌زایی ازجمله کیفیت مدارس نیز جذابیت آن منطقه را مشخص می‌نمایند. درنتیجه هر دو نوع خریدار براساس قیمت دورهٔ قبل حداکثر قیمتی که حاضرند برای خرید ملک در آن منطقه بپردازند به بنگاه املاک ارائه می‌دهند؛ بنابراین رابطهٔ (۶) تابع مطلوبیت و رابطهٔ (۷) قیمت پیشنهادی است

$$\max_{g \in F^b} u_t^b(g) \equiv \max_{g \in F^b} (nbhdQ_t^g)^{\beta_1^b} \cdot (locQ_t^g)^{\beta_2^b} \cdot (Income^b)^{\beta_3^b} \quad (۶)$$

$$bid_t^{b.g^*} = \left(1 - \eta + \delta TOM_t^b\right) \cdot p_{t-1}^{g^*} \quad (۷)$$

فروشنده‌ها: خریداران سوداگر و معمولی پس از خرید ملک تبدیل به صاحب‌خانه می‌شوند، بنابراین زمانی‌که تصمیم به فروش ملک دارند دو گروه فروشندهٔ سوداگر و معمولی در بازار به‌وجود می‌آیند. در صورتی‌که خریدار معمولی باشد، امکان دارد با احتمال جزئی ملک را برای فروش قرار دهد و اگر صاحب‌خانه سوداگر باشد در صورتی‌که نرخ بازدهی منفی شود، خانه را برای فروش به بازار عرضه می‌کند. آنگاه براساس قیمت دورهٔ گذشته، حداقل قیمتی که برای فروش ملک حاضرند دریافت نمایند، به بنگاه املاک ارائه می‌دهند. قیمت پیشنهادی فروشندهٔ معمولی رابطه (۸) و فروشندهٔ سوداگر رابطه (۹) است:

$$ask_t^{h.g^*} = \left(1 + \eta - \delta TOM_t^h\right) \cdot p_{t-1}^{g^*} \quad (۸)$$

$$ask = (1 + ER_t^b(g^*)/12) \cdot p_{t-1}^{g^*} \quad (۹)$$

بنگاه املاک: در این پژوهش بنگاه املاک واسطهٔ بین سمت عرضه و تقاضای بازار مسکن است و قیمتی را اعلام می‌نماید که تسویه‌کنندهٔ بازار است. در مطالعات «پارکر» و «فیلاتوا»[1] (۲۰۰۸)، «فیلاتوا» (۲۰۱۴)،

[1] Parker & Filatova

«ماگلیوکا»[1] و همکاران (۲۰۱۱)[2] و دیگران، از مکانیسم مناقصهٔ دوجانبهٔ رقابتی[3] استفاده شده است، اما در این پژوهش مکانیسم تسویهٔ قیمت به‌کارگرفته شده است، در این مکانیسم تنها تمایل به پرداخت آخرین خریدار برای تسویهٔ قیمت درنظر گرفته می‌شود. تمایل خریداران به پرداخت تنها در ترتیب آنان اثرگذار است. در روش مکانیسم مناقصهٔ دو جانبه رقابتی نوسانات قیمت بیشتر از روش مکانیسم تسویهٔ قیمت است؛ زیرا بنابر مطالعه فیلاتووا و همکاران (۲۰۰۹) در روش مناقصه، خریدارانی در یک مناقصهٔ رقابتی بیشتر برنده می‌شوند که بالاترین تمایل به پرداخت برای املاک دارند که نتایج بازار را هدایت می‌کنند؛ این خریداران پرریسک هستند؛ بنابراین، در این پژوهش بنابر مکانیسم تسویهٔ قیمت، ابتدا بنگاه املاک قیمت پیشنهادی خریداران و فروشندگان در هر منطقه را جمع‌آوری می‌نماید و قیمت تسویه‌کنندهٔ بازار را اعلام می‌کند.

قیمتی که در نقطهٔ برخورد قیمت‌های پیشنهادی خریداران و فروشندگان قرار گیرد، قیمت تسویه‌کنندهٔ بازار است. بنابراین تمامی قیمت‌های پیشنهادی خریداران که از آن قیمت بیشتر باشند و همهٔ قیمت‌های پیشنهادی فروشندگان که از آن قیمت کمتر باشند، پذیرفته می‌شوند؛ درنتیجه بین این فروشندگان و خریداران معامله به نتیجه می‌رسد. اما در صورت عدم تلاقی قیمت‌های پیشنهادی خریداران و فروشندگان، نمایندهٔ املاک با توجه به یکی از این سه حالت قیمت را تعیین می‌نماید: حالت اول، اگر تعداد خریداران برابر با تعداد فروشندگان باشد، میانگین کمترین قیمت پیشنهادی خریداران و بیشترین قیمت پیشنهادی فروشندگان قیمت اعلامی بنگاه است. حالت دوم، در صورتی‌که تعداد خریداران(n_b) از تعداد فروشندگان (n_S) بیشتر باشد، باعث می‌شود رقابتی بین خریداران شکل‌گیرد و بنگاه قیمتی معادل با قیمت پیشنهادی خریدار m ام که $m=n_S$ است، اعلام نماید. حالت سوم، در صورتی‌که تعداد خریداران (n_b) از فروشندگان (n_S) کمتر باشد، بین فروشندگان رقابت ایجاد می‌شود؛ بنابراین قیمت اعلامی بنگاه همان قیمت پیشنهادی فروشندهٔ k ام که $k=n_b$ می‌شود.

سپس با درنظر گرفتن قیمت در معاملات صورت گرفته (p_t^g)، قیمت در ابتدای دوره (p_0)، تعداد معاملات در کل بازار (n_t) و تعداد معاملات در هر منطقه (n_t^g) شاخص قیمت مسکن شهر شیراز براساس رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود:

$$p_t = \sum_{g\in G}\left(\frac{n_t^g}{n_t}\right)\left(\frac{p_t^g}{p_0}\right) \qquad (۱۰)$$

درنهایت در این مطالعه با به‌کارگیری نسبت انحراف استاندارد به میانگین قیمت مسکن، نوسان قیمت مسکن شهر شیراز به‌دست آمده است.

---

[1] Magliocca

[2] چنان‌چه در یک مناقصهٔ دوجانبه، تمایل هر خریدار به پرداخت در قیمت منعکس می‌شود که بین خریداران و فروشندگان منفرد تسویه می‌شود. به‌عبارتی در مناقصه خریداران هم‌زمان تلاش می‌کنند تا سود خود را از معامله و احتمال این‌که بالاترین پیشنهاد دهنده باشند، به حداکثر برسانند. پس از تکمیل فرآیند مناقصه، بالاترین پیشنهاد برای هر خانه مشخص می‌شود. مصرف کنندگانی که حداقل یک «پیشنهاد برنده» دارند، در زیرمجموعه‌ای از «مناقصه برنده» قرار می‌گیرند. برای هر مصرف‌کننده در مجموعهٔ برندهٔ مناقصه، مجموعهٔ خانه‌هایی که مصرف‌کننده دارای بالاترین قیمت پیشنهادی است، مشخص می‌شود (ماگلیوکا و همکاران، ۲۰۱۱).

[3] Competitive Bilateral Bidding Mechanism

٤-٤. فرآیند پویای بازار مسکن

سازنده، مدت زمانی نیاز دارد تا خانه‌های جدید در مناطقی که سودآور است، بسازد؛ بنابراین فرض که سازنده در بازار رقابتی عمل می‌کند، تا جایی خانه عرضه می‌نماید که قیمت برابر با هزینه نهایی شود؛ ضمن این‌که به موجودی باقی‌مانده از دورهٔ قبل نیز توجه می‌کند. درنتیجه بعد از این‌که خانه‌های ساخته‌شده به بازار عرضه شد، به‌تدریج صاحب‌خانه‌ها در شهر ساکن می‌شوند. ابتدای هر دوره در هر منطقه بنگاه املاک قیمت دورهٔ قبل را اعلام می‌کند. علاوه‌بر این تعداد ۲۰۰۰۰ خریدار جدید ناهمگن ایجاد می‌گردد که با دو انگیزهٔ سوداگری و مصرفی وارد شهر می‌شوند، هر نوع خریدار با توجه به هدفی که دارند در جستجوی خانه هستند.

درنتیجه خریدار معمولی و سوداگر حداکثر قیمت پیشنهادی خود را براساس قیمت دورهٔ گذشته در آن منطقه به بنگاه املاک ارائه می‌دهند؛ سپس صاحب‌خانه‌ها تصمیم می‌گیرند که آیا خانه را برای فروش قرار دهند یا خیر. اگر تصمیم بگیرند خانه را بفروشند، آنگاه براساس قیمت دورهٔ گذشته، حداقل قیمتی که برای فروش ملک حاضرند دریافت نمایند به بنگاه املاک ارائه می‌دهند. همان‌طورکه خریداران معمولی و سوداگر بودند، پس همین خریداران تبدیل به صاحب‌خانهٔ معمولی و سوداگر می‌شوند. در صورتی‌که خریدار معمولی باشد، امکان دارد با احتمال جزئی ملک رابرای فروش قرار دهد و اگر صاحب‌خانه سوداگر باشد، در صورتی‌که نرخ بازدهی منفی شود، خانه را برای فروش به بازار عرضه می‌کند. در سمت عرضه، سازنده نیز وجود دارد که قیمتی برای خانه‌های جدید ساخته شده و خانه‌های فروخته نشده از قبل به بنگاه املاک اعلام می‌کند. بنگاه املاک حداکثر قیمت‌های پیشنهادی خریداران را از بیشتر به کمتر مرتب می‌نماید و حداقل قیمت‌های پیشنهادی فروشندگان نیز از کمتر به بیشتر لیست می‌کند، گویا نمایانگر عرضهٔ صعودی و تقاضای نزولی مسکن است، سپس باید قیمتی را اعلام نماید.

حال خریداران و فروشندگان قیمت‌های پیشنهادی‌شان را با قیمت اعلامی بنگاه املاک مقایسه می‌کنند. خریداران زمانی موفق به خرید ملک می‌شوند که حداکثر قیمت پیشنهادی‌شان کمتر از قیمت اعلامی بنگاه باشد، در این صورت صاحب‌خانه می‌شوند؛ در غیر این‌صورت چنان‌چه فرصت داشته باشند دورهٔ بعد نیز وارد بازار می‌شوند، وگرنه از بازارخارج می‌شوند. صاحب‌خانه‌ها نیز اگر حداقل قیمت پیشنهادی‌شان از قیمت اعلامی بنگاه املاک بیشتر باشد آنگاه خانه به فروش می‌رسد، در غیر این‌صورت خانه فروخته نمی‌شود در پایان هر دوره، سازنده برای اطلاع از تعداد خانه‌های باقی‌مانده، تعداد خانه‌های فروخته‌شده را محاسبه می‌نمایند. پس در پایان هر دوره برای به‌دست آوردن موجودی خانه، باید موجودی دورهٔ قبل و خانه‌های ساخته‌شده جدید را جمع نماییم، سپس تعداد خانه‌های فروخته شده، از آن کم شود. توجه داشته باشید که از دورهٔ $1+T^{dev}$ توسعه‌دهنده در هر دوره علاوه‌بر عرضهٔ خانه‌های جدیدی که می‌سازد، خانه‌هایی که از دورهٔ قبل باقی‌مانده و فروخته‌نشده نیز به بازار عرضه می‌کند.

٥-٤. پارامترها و متغیرهای به‌کارگرفته‌شدهٔ پژوهش

آمار و اطلاعات متغیرهایی که در مدل این پژوهش به‌کارگرفته شده است، شامل قیمت مسکن در مناطق مختلف شهر شیراز و تعداد پروانهٔ ساختمانی به‌عنوان معادل تعداد مسکن عرضه‌شده، از بخش آمار ادارهٔ درآمد شهرداری شیراز گردآوری شده‌اند؛ که داده‌های این دو متغیر از فروردین ۱۴۰۰ تا فروردین ۱۴۰۱ وارد مدل طراحی‌شدهٔ بازار مسکن شهر شیراز در نرم‌افزار انی لاجیک شده است.

جهت تعیین کیفیت برونزا و درونزای مناطق شیراز از یافته‌های پژوهش رفیعیان و همکاران (۱۳۹۶) استفاده شده‌است. رفیعیان و همکاران نه شاخص کیفیت زندگی شامل آموزش، بهداشت اشتغال ، جامعه مدنی ، مسکن، تأسیسات و تجهیزات شهری، امکانات و خدمات شهری، تفریحات و سرگرمی و وضعیت محیط زیست را تعیین نمود، در مطالعه حاضر جهت در نظر گرفتن کیفیت برونزای مناطق از شاخص خدمات استفاده شده‌است و سپس براساس روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی شاخص کیفیت درونزای مناطق را از هشت شاخص باقی‌مانده بدست آوردیم و در جدول (۱) آورده شده‌است.

جدول ۱: شاخص کیفیت مکانی برون‌زای و درون‌زای مناطق شهر شیراز (برگرفته شده از مطالعهٔ رفیعیان و همکاران، ۱۳۹۶).

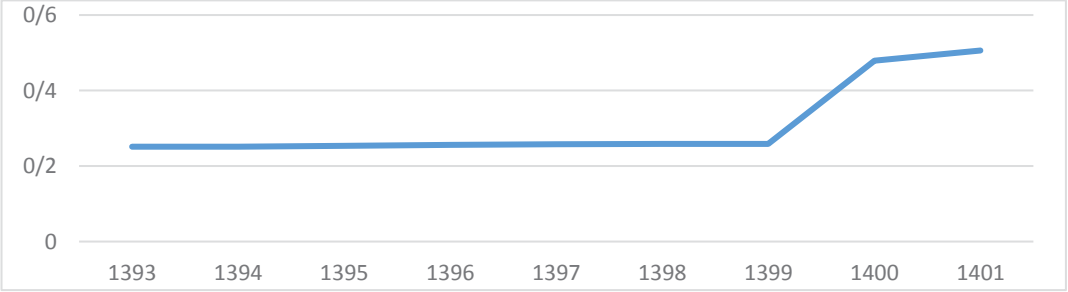
Tab. 1: Exogenous and Endogenous Locational Quality Index of Shiraz Districts (Adapted from: Rafieian et al., 2017)

کیفیت مکانی برون‌زای مناطق مناطق شهر شیراز									
۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱
۰/۶۲	/۵۹	۰/۴	۰/۵۶	۰/۵۹	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۵۴	۰/۲۷	۰/۴۶
کیفیت مکانی درون‌زای مناطق شهر شیراز									
۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱
۰/۵۴	۰/۴۸	۰/۵۴	۰/۵۱	۰/۴	۰/۵	۰/۴۸	۰/۷۱	۰/۴۱	۰/۶۲

نسبت اجاره به قیمت، از تقسیم متوسط اجاره بهای یک مترمربع واحد مسکونی به متوسط قیمت یک مترمربع واحد مسکونی شهر شیراز به‌دست آمده است که داده‌های این مقادیر از از آمار و اطلاعات مرکز آمار ایران استخراج شده است. علاوه‌براین، پارامترهای مورد نیاز در مدل پژوهش نیز در جدول (۲) در قسمت پیوست ارائه شده است.

۵. تحلیل نتایج

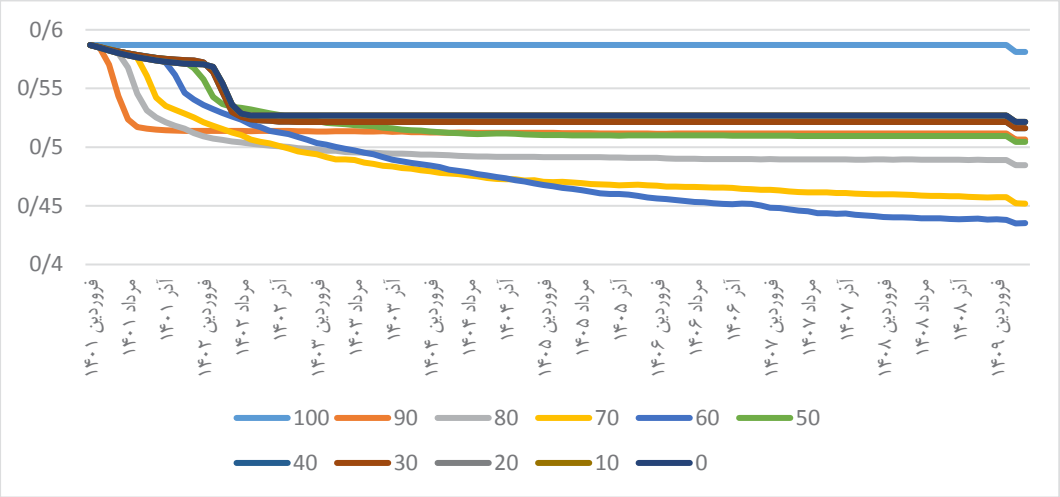
در این قسمت، ابتدا براساس داده‌های واقعی قیمت مسکن شهر شیراز از ابتدای سال ۱۳۹۳ تا ابتدای سال ۱۴۰۱ وجود یا عدم وجود نوسان قیمتی با محاسبهٔ نسبت انحراف استاندارد به میانگین قیمت مسکن بررسی شده است.



نمودار ۱: نوسان قیمت مسکن شهر شیراز (محاسبات محقق).

Graph. 1: Housing Price Volatility in Shiraz (Researcher's Calculations).

چنان‌چه نمودار (۱) نشان می‌دهد با توجه به افزایش ناگهانی نسبت انحراف استاندارد به میانگین قیمت مسکن، نوسان قیمت مسکن از سال ۱۳۹۹ تا ابتدای سال ۱۴۰۱ در شهر شیراز مشاهده می‌شود و جهت اجرای مدل، داده‌های ماهانه قیمت مسکن شهر شیراز از ابتدای ۱۴۰۰ تا فروردین ۱۴۰۱ وارد شده است؛ بنابراین طراحی مدل این پژوهش با اطلاع از آغاز نوسان شدید قیمت مسکن شهر شیراز انجام و درنهایت اجرا شده است. در ادامه، روند نوسان قیمت مسکن تا ابتدای سال ۱۴۰۹ پیش‌بینی می‌شود. اجرای مدل شبیه‌سازی‌شده با درنظر گرفتن سهم‌های مختلف خریداران سوداگر از کل خریداران وارد شده به بازار در بازهٔ زمانی ۱۰۰ ماه انجام شده است. در ادامه، این بخش مدل به صورت تصادفی ۱۰۰ بار اجرا شده و درنهایت روند پیش‌بینی ۱۰۰ ماههٔ نوسان قیمت مسکن ارائه شده است. در این نمودارها زمان روی محور افقی نمایش داده‌شده که در این پژوهش داده‌ها به‌صورت ماهانه می‌باشد و نوسان قیمت روی محور عمودی نشان داده شده است.



نمودار ۲: پیش بینی نوسان قیمت مسکن با وجود سهم‌های مختلف خریدار سوداگر از کل خریداران (نتایج اجرای مدل با بکارگیری نرم افزار انی لاجیک).

Graph. 2: Predicting Housing Price Volatility Under Varying Shares of Speculative Buyers (Model Implementation Results Using AnyLogic Software).

جدول ٤. روند تغییرات نوسان قیمت با وجود ۱۰۰ تا ۵۰٪ خریدار سوداگر از کل خریداران (یافته‌های تحقیق).

Tab 4: Trends in Price Volatility Given 100% to 50% Speculative Buyers as a Proportion of Total Buyers (Research Findings)

دورهٔ سالانه	درصد خریداران سوداگر از کل خریداران					
	۱۰۰	۹۰	۸۰	۷۰	٦۰	۵۰
۱٤۰۱-۱٤۰۲	۰	-۰/۱۲۴	-۰/۱۲۷	-۰/۱۰۴	-۰/۰۷۸	-۰/۰۳۳
۱٤۰۲-۱٤۰۳	۰	-۰/۰۰۰۹	-۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۵۵	-۰/۰۶
۱٤۰۳-۱٤۰٤	۰	-۰/۰۰۱۴	-۰/۰۰۸	-۰/۰۲۷	-۰/۰۳۵	-۰/۰۱۵
۱٤۰٤-۱٤۰۵	۰	-۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۶	-۰/۰۳۱	-۰/۰۰۵
۱٤۰۵-۱٤۰٦	۰	-۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۶	-۰/۰۲۲	-۰/۰۰۰۴
۱٤۰٦-۱٤۰۷	۰	-۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۰۳
۱٤۰۷-۱٤۰۸	۰	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۰۳

۱۴۰۸-۱۴۰۹	۰	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۰۱
دورهٔ هشت ساله	۰	-۰/۱۲۷	-۰/۱۶۶	-۰/۲۲۱	-۰/۲۵۳	-۰/۱۳۲

نمودار (۲) پیش‌بینی نوسان قیمت مسکن با وجود این فرض است که سطوح مختلف سوداگران وارد بازار شوند. چنان‌چه مشاهده می‌شود زمانی‌که ۱۰۰٪ خریداران سوداگر هستند، نوسان قیمت در همان سطح اولیه باقی خواهد ماند، در جدول (۴) نیز مشاهده می‌کنید که روند تغییرات نوسان قیمت صفر است، یعنی هم‌چنان نسبت انحراف استاندارد به میانگین بسیار بالاست و نوسان شدید قیمت را نشان می‌دهد. در ادامه در هر بار اجرای مدل شبیه‌سازی شده ۱۰٪ از سهم سوداگران کم خواهد شد؛ چنان‌چه نمودار (۲) نشان می‌دهد تا سطح ۶۰٪ سوداگر از کل خریداران، با کاهش تعداد سوداگران نوسان قیمت بیشتر کاهش می‌یابد. به بیان دیگر، براساس جدول (۴) باوجود ۹۰، ۸۰، ۷۰، ۶۰ ٪ خریدار سوداگر از کل خریداران در طی ۸ سال پیش بینی، نوسان قیمت مسکن به‌ترتیب ۰/۱۲، ۰/۱۶، ۰/۲۲ و ۰/۲۵ ٪ کاهش یافته است؛ بنابراین تا این قسمت از نتایج حاکی از آن است که هرچه تعداد سوداگر کمتری در بازار وارد شود، نوسان قیمت مسکن تا ۸ سال آینده بیشتر کاهش می‌یابد. این نتایج منطبق‌بر نتایج خدادکاشی و رزبان (۱۳۹۳) و قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۱) است.

جدول ۵. روند تغییرات نوسان قیمت با وجود ۵۰ تا صفر درصد خریدار سوداگر از کل خریداران (یافته‌های تحقیق).

Tab. 5: Trends in Price Volatility Given 50% to 0% Speculative Buyers as a Proportion of Total Buyers (Research Findings).

	درصد خریداران سوداگر از کل خریداران					
دورهٔ سالانه	۵۰	۴۰	۳۰	۲۰	۱۰	۰
۱۴۰۱-۱۴۰۲	-۰/۰۳۳	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۷	-۰/۰۲۷	-۰/۰۲۷
۱۴۰۲-۱۴۰۳	-۰/۰۶	-۰/۰۸	-۰/۰۸	-۰/۰۷۶	-۰/۰۷۶	-۰/۰۷۶
۱۴۰۳-۱۴۰۴	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	۰	۰	۰
۱۴۰۴-۱۴۰۵	-۰/۰۰۵	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴۰۵-۱۴۰۶	-۰/۰۰۰۴	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴۰۶-۱۴۰۷	-۰/۰۰۰۳	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴۰۷-۱۴۰۸	-۰/۰۰۰۳	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴۰۸-۱۴۰۹	-۰/۰۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰
دوره هشت ساله	-۰/۱۳۲	-۰/۱۱۱	-۰/۱۱۱	-۰/۱۰۲	-۰/۱۰۲	-۰/۱۰۲

اما زمانی‌که نیمی از خریداران با انگیزهٔ مصرف شخصی و نیمی از خریداران با هدف سوداگری ملک وارد بازار مسکن می‌شوند؛ بنابر جدول (۵) میزان کاهش نوسان قیمت طی هشت سال پیش‌بینی یا نرخ رشد منفی نوسان قیمت معادل ۰/۱۳ ٪ است، یعنی میزان کاهش نوسان قیمت کاهش یافته است؛ و هرچه سهم خریداران معمولی بیشتر می‌شود، میزان کاهش نوسان قیمت کمتر نیز می‌شود. پس براساس جدول‌های (۵) و (۴) با کاهش تعداد سوداگران نوسان قیمت کاهش می‌یابد، اما میزان کاهش نوسان قیمت مسکن با کاهش بیشتر تعداد سوداگران افزایش نمی‌یابد و بیشترین کاهش نوسان قیمت مسکن زمانی رخ می‌دهد که تعداد سوداگران به نسبت کل خریداران ۶۰ ٪ باشد.

بنابراین به‌طورکلی زمانی که ۱۰۰ ٪ خریداران سوداگر هستند، نوسان قیمت مسکن بدون تغییر باقی خواهد ماند و با کاهش درصد سوداگران تا سطح ۶۰ ٪ از کل خریداران، روند کاهشی نوسان قیمت مسکن طی ۸ سال آینده افزایش خواهد یافت و نرخ رشد کاهشی نوسان قیمت مسکن به ۰/۲۵ ٪ رسیده است. بنابر نظریهٔ طرف‌داران مداخله که فعالیت‌های سوداگران را دلیلی برای نوسان قیمت مسکن می‌دانند، پس کاهش تعداد سوداگران باعث کاهش بیشتر نوسان قیمت مسکن تا ۸ سال آینده خواهد شد.

اما چنان‌چه در نمودار (۲) نیز مشاهده می‌کنید با افزایش تعداد خریداران معمولی به سطح ۵۰ ٪ از کل خریداران و بیشتر از ۵۰ ٪ و کاهش سطح خریداران سوداگر نوسان قیمت مسکن در سطح بالاتری قرار دارد و میزان کاهش نوسان قیمت مسکن کاهش می‌یابد و بنابر جدول (۵) فقط دو سال الی سه سال اول کاهش نوسان مشاهده می‌شود؛ از سال سوم یا چهارم به بعد نوسان قیمت مسکن در یک سطح خاص باقی می‌ماند و تغییرات نوسان صفر است. این نتیجه منطبق با نظر حامیان فرضیهٔ کارآیی بازار[1] است، که معتقدند حجم تجارت کمتر نوسانات بالاتر قیمت را به‌دنبال دارد، در این مطالعه از شاخص انحراف استاندارد به میانگین برای محاسبه میزان نوسان استفاده شده است که هرچه بیشتر باشد به‌معنای نوسان بالاتر است.

باید توجه نمود که خریداران معمولی که ملکی را خریداری می‌نمایند، با احتمال جزئی امکان دارد ملک را برای فروش قرار دهد و در بازار مسکن خریداران سوداگرا بیشترین سهم معاملات را انجام می‌دهند. حال با کاهش خریداران سوداگر در بازار مسکن و افزایش سهم خریداران معمولی به بیش از نیمی از خریداران، حجم معاملات بسیار کمتر خواهد شد؛ بنابراین نوسان قیمت مسکن کمتر کاهش یافته است و از سال ۱۴۰۳ یا ۱۴۰۴ بدون تغییر باقی مانده است، پس با افزایش سطح خریداران معمولی هرچه حجم تجارت در بازار کمتر باشد عملکرد بازار بدتر می‌شود و نوسانات بالاتر قیمت‌ها مشاهده می‌شود. «سگو» (۲۰۱۲) نیز در مطالعه‌اش مطرح می‌کند که اگر تحرک موجودی فعلی مسکن آن‌قدر زیاد نباشد بر قیمت‌ها تأثیرگذار نیست، بنابراین نوسان قیمت مسکن بدون تغییر باقی خواهد ماند.

از طرف دیگر، بنابر مطالعهٔ «جف» و «سیرمان» (۱۹۸۹)، وجود تعدادی خاص از سوداگران در بازار مسکن، می‌تواند به نفع جامعه عمل کند؛ زیرا به جذب موجودی مازاد مسکن کمک می‌کنند و منجر به تخصیص منظم‌تر منابع در بازار مسکن می‌شوند از این‌رو سوداگری می‌تواند انگیزه‌ای اصلی برای خرید املاک باشد و زمینه را برای پاک‌سازی موجودی مازاد و ایجاد تعادل در بازار را فراهم آورد.

بنابراین کاهش تعداد سوداگران موجب کاهش نوسان قیمت مسکن در سطح شهر شیراز می‌شود، اما بدین‌معنا نیست که حذف کامل سوداگران از بازار مسکن به‌معنای تثبیت بازار مسکن و کاهش بیشتر نوسان قیمت مسکن شود. منتهی نتایج پژوهش حاضر حاکی از آن است که با کاهش تعداد سوداگران تا سطح ۶۰ ٪ از کل خریداران، نوسان قیمت مسکن بیشتر کاهش می‌یابد و با کاهش تعداد سوداگران نوسان قیمت مسکن کمتر کاهش می‌یابد و وجود تعدادی خریدار سوداگر در بازار مسکن الزامی است تا حجم تجارت در بازار مناسب باشد و به رونق بازار مسکن کمک می‌نماید؛ بنابراین دولت برای کنترل نوسان قیمت مسکن باید اولاً منابع اطلاعاتی در زمینهٔ سهم سوداگران در بازار مسکن را تکمیل نماید تا سیاست‌هایی ازجمله اعمال انواع مالیات بر فعالیت سوداگری به‌طور

[1] Market Efficiency Hypothesis

مناسب انتخاب شود و بعد از اعمال این سیاست‌ها نیز نظارت کافی وجود داشته باشد.

٦. نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش شبیه‌سازی نوسان قیمت مسکن شهر شیراز با به‌کارگیری مدل عامل محور است تا بتوان از این‌طریق تأثیر سطح‌های مختلف سوداگری روی نوسان قیمت مسکن شهر شیراز را ارزیابی نمود. در این پژوهش، ابتدا مدلی جهت بررسی تعامل عوامل فعال بازار مسکن و شرح فرآیندهای پویای بازار مسکن با درنظر گرفتن عقاید ناهمگن طراحی شد. در مدل پژوهش چهار عامل: خریدار (دو گروه با انگیزهٔ مصرفی و سوداگری)، فروشنده (دو گروه با انگیزهٔ مصرفی و سوداگری)، سازنده و بنگاه املاک درنظر گرفته شد. برای پیش‌بینی روند نوسان قیمت مسکن شهر شیراز تا پایان سال ۱۴۰۹، آمار و اطلاعات گردآوری شده از بخش آمار اداره درآمد شهرداری شیراز از ابتدای ۱۴۰۰ تا ابتدای سال ۱۴۰۱ وارد مدل شد؛ سپس ازطریق ورود سطح‌های مختلف خریداران سوداگر از ۱۰۰٪ (کل خریداران وارد شده به بازار مسکن سوداگر باشند) به صفر درصد (خروج کامل سوداگران از بازار مسکن) مدل شبیه‌سازی شده بازار مسکن شهر شیراز اجرا شد. تا بتوان تأثیر سطح‌های مختلف سوداگری روی نوسان قیمت مسکن طی هشت سال پیش‌بینی تا سال ۱۴۰۹ را بررسی نمود.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با کاهش سطح سوداگری، نوسان قیمت مسکن شهر شیراز کاهش می‌یابد، اما میزان کاهش نوسان قیمت یکسان نیست. زمانی‌که ۱۰۰٪ خریداران سوداگر هستند نوسان قیمت در همان سطح اولیه باقی خواهد ماند، روند تغییرات نوسان قیمت صفر است. تا سطح ۶۰٪ سوداگر از کل خریداران، با کاهش تعداد سوداگران نوسان قیمت بیشتر کاهش می‌یابد؛ بنابراین تا این قسمت از نتایج حاکی از آن است که هرچه تعداد سوداگر کمتری در بازار وارد شود، نوسان قیمت مسکن تا ۸ سال آینده بیشتر کاهش می‌یابد. بیشترین کاهش زمانی رخ‌داده است که تعداد سوداگران از کل خریداران ۶۰٪ باشد، نوسان قیمت مسکن تا سال ۱۴۰۹ حدوداً ۲۵٪ کاهش یافته است. بنابر نظریهٔ طرف‌داران مداخله که فعالیت‌های سوداگران را دلیلی برای نوسان قیمت مسکن می‌دانند، پس کاهش تعداد سوداگران باعث کاهش بیشتر نوسان قیمت مسکن تا ۸ سال آینده خواهد شد. این نتایج منطبق بر مطالعهٔ خدادکاشی و رزبان (۱۳۹۳) و قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۱) است و سوداگران در تشدید نوسانات قیمت نقش به‌سزایی دارند و با کاهش سهم سوداگران نوسان قیمت مسکن درحال کاهش است.

اما با کاهش سطح خریداران سوداگر و افزایش تعداد خریداران معمولی به سطح ۵۰٪ و بیشتر از کل خریداران نوسان قیمت مسکن در سطح بالاتری قرار دارد و میزان کاهش نوسان قیمت مسکن کاهش می‌یابد و فقط دو سال الی سه سال اول کاهش نوسان مشاهده می‌شود؛ از سال سه یا چهارم به بعد تغییرات نوسان قیمت صفر است. تحت این شرایط میزان کاهش نوسان قیمت پیش‌بینی‌شده تقریباً بین ۱۰ تا ۱۳٪ است. بنابر مطالعهٔ جف و سیرمانس (۱۹۸۹) سوداگری می‌تواند به‌نفع جامعه عمل کند؛ زیرا به جذب موجودی مازاد مسکن کمک می‌کنند و منجر به تخصیص منظم‌تر منابع در بازار مسکن می‌شوند؛ از این‌رو، سوداگری می‌تواند انگیزه‌ای اصلی برای خرید املاک باشد و زمینه را برای پاک‌سازی موجودی مازاد و ایجاد تعادل در بازار را فراهم آورد.

بنابر یافته‌های پژوهش الزاماً کاهش بیشتر سوداگری به‌معنای کاهش بیشتر نوسان قیمت مسکن نخواهد بود، همواره باید تعدادی سوداگر در بازار مسکن فعالیت داشته باشند تا بخشی از منابع در بازار مسکن به‌صورت بهینهٔ

تخصیص یابند و معامله در بازار صورت گیرد؛ چنان‌چه سوداگر از تعدادی خاص کمتر شوند حجم معاملات در بازار به‌شدت افت خواهد کرد و بنابر نظر حامیان فرضیهٔ کارآیی بازار[1] حجم تجارت کمتر نوسانات بالاتر قیمت را به‌دنبال دارد و نوسان قیمت مسکن کنترل نخواهد شد.

با توجه به نتایج ارائه‌شده می‌توان عنوان کرد کاهش سوداگران تا درصد خاصی می‌تواند موجب کاهش نوسان قیمت مسکن در کشور و به‌طور خاص در سطح بازار مسکن شهر شیراز گردد؛ بنابراین، سیاست‌گذاران گسترش و تقویت سیاست‌های مؤثر بر انگیزهٔ سوداگران را درنظر بگیرند. برای این‌کار، ابتدا دولت منابع اطلاعاتی در حوزهٔ بازار مسکن در زمینهٔ تعداد مسکن‌های خالی از سکنه و تعداد سوداگران فعال در بازار مسکن را جمع‌آوری نمایند. ازجمله ابزاری که دولت در جهت کنترل سوداگری در بازار مسکن می‌تواند اجرا کند، اعمال انواع مالیات مانند مالیات بر خانه‌های خالی و مالیات بر دارایی است؛ هرچند این نکته حائز اهمیت است که دولت برای انتخاب نرخ مالیات بهینه، تعداد مناسب سوداگران در بازار مسکن را برآورد نماید. به این علت که نرخ مالیات نباید به‌گونه‌ای باشد که کل سوداگران از بازار خارج شوند. هم‌چنین دولت برای کنترل سوداگران بازار مسکن باید علاوه‌بر اعمال نرخ‌های مختلف مالیاتی بر مسکن سیاست‌های دیگری نیز اعمال نماید؛ به‌طور مثال، تسهیلات کم‌بهره با مدت سررسید بلندمدت جهت تقویت عرضهٔ مسکن اعطا کند و جهت نظارت و اجرای دقیق این سیاست‌ها یک مکانیسم قوی ایجاد نماید. علاوه‌بر این، پیشنهاد می‌شود که دولت سایر بخش‌های اقتصاد به‌خصوص بخش‌های مولد که اشتغال‌زایی و ارزش افزودهٔ بالایی دارد را بهبود ببخشد و وضعیت ورود سرمایه‌گذاران (سوداگران) به این بخش‌ها را تسهیل نماید.

پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی تعداد بهینه سوداگران بازار مسکن در جهت بیشترین کاهش نوسان قیمت مسکن و رسیدن به ثبات بازار مسکن برآورد شود. در این مطالعه به‌دلیل پیچیدگی مدل و حجم بالای محاسبات، بازارهای دیگر مانند بازار اجاره و زمین درنظر گرفته نشده است و صرفاً بازار دارایی مسکن مدل‌سازی شده است؛ علاوه‌بر این به‌دلیل تعداد بالای عامل‌ها در مدل پژوهش، عامل‌های دیگر هم‌چون بانک وارد مدل نشده است، پیشنهاد می‌گردد در مطالعات دیگر به بررسی آن بپردازند.

پیوست

جدول ۲: پارامترهای مدل پژوهش

Tab. 2: Research Parameters

پارامتر	علامت	نوع/بازه	ارزش/توزیع	منبع
ضریب اول تابع هزینهٔ ساخت مسکن	c_1	عدد حقیقی	۵۰	استخراج‌شده از مطالعهٔ جی (۲۰۱۷)
ضریب دوم تابع هزینهٔ ساخت مسکن	c_2	عدد حقیقی	۱	استخراج‌شده از مطالعهٔ جی (۲۰۱۷)
ضریب سوم تابع هزینه ساخت مسکن	c_3	عدد حقیقی	۰/۵	استخراج‌شده از مطالعهٔ جی (۲۰۱۷)
نرخ تنزیل	ω	عدد حقیقی/$(0,1)$	توزیع یکنواخت	استخراج‌شده از مطالعهٔ جی (۲۰۱۷)

[1] Market Efficiency Hypothesis

حداکثر دوره که در بازار باقی می‌ماند	MOXTOM	عدد صحیح	۱۲ماه	اطلاعات جمع آوری‌شده در قالب پرسشنامه در سطح شیراز
دورهٔ ساخت ملک	T^{dev}		۶ ماه	اطلاعات جمع آوری‌شده در قالب پرسشنامه در سطح شیراز
تعداد مناطق در نظر گرفته‌شده	F^b	عدد صحیح	۱۰ منطقه	منطقه بندی شهرداری شهر شیراز
پارامتر ترجیحات کیفیت مکانی درون‌زا	β_1	عدد حقیقی/[0,1]	U[0.1]*	عددی تصادفی در بازه صفر و یک برای هر خریدار
پارامتر ترجیحات کیفیت مکانی برون‌زا	β_2	عدد حقیقی/[0,1]	U[0.1]	عددی تصادفی در بازه صفر و یک برای هر خریدار
پارامتر ترجیحات درآمد	β_3	عدد حقیقی/[0,1]	U[0.1]	عددی تصادفی در بازه صفر و یک برای هر خریدار
احتمال جزئی فروش خانه توسط صاحب‌خانه معمولی		عدد حقیقی	۰/۰۵	اطلاعات جمع آوری‌شده در قالب پرسشنامه در سطح شیراز
درآمد ماهانه خریدار	income	عدد حقیقی	توزیع نرمال	به‌دلیل عدم دستیابی به آمار درآمد هر خریدار، به صورت توزیع نرمال لحاظ شده است.
هزینهٔ معامله	C	عدد حقیقی	۰/۰۵	حق کمسیون مشاور املاک
نسبت اجاره به قیمت	R	عدد حقیقی	۰/۲	بدست آمده توسط پژوهشگر
کیفیت مکانی برون‌زای مناطق	$nbhdQ_t^g$	عدد حقیقی/(0,1)	در جدول (۲) ارائه‌شده	استخراج‌شده از یافته‌های پژوهش رفیعیان و همکاران (۱۳۹۶)
کیفیت مکانی درون‌زای مناطق	$locQ_t^g$	عدد حقیقی/(0,1)	در جدول (۲) ارائه‌شده	استخراج‌شده از یافته‌های پژوهش رفیعیان و همکاران (۱۳۹۶)

*توزیع یکنواخت با کران بالای صفر و کران پایین یک

**توزیع نرمال با میانگین μ و انحراف استاندارد σ.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از رسالهٔ نویسندهٔ اول به راهنمایی نویسندهٔ دوم و مشاورهٔ نویسندهٔ سوم بوده است؛ برهمین اساس گردآوری مطالب توسط نویسندهٔ اول و نگارش آن تحت نظارت نویسندگان دوم بوده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– امیری، هادی؛ شهنازی، روح الله؛ و دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۴). *اقتصاد بخش عمومی*. قم، ایران: پژوهشگاه حوزه و دانشگاه.

– پرنگ، سارا؛ دهقان شبانی، زهرا؛ هادیان، ابراهیم. و عسگری، علی (۱۴۰۳). «تحلیل تأثیر مالیات برخانه‌های خالی برحباب قیمت مسکن (مورد: شهر شیراز)». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۴: ۲۷۱–۳۰۰. https://doi.org/10.22034/24.4.271

– خدادادکاشی، فرهاد؛ و رزبان، نرگس، (۱۳۹۳). «نقش سفته‌بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران (۱۳۸۷–۱۳۷۰)». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۷۱: ۵–۲۸. http://qjerp.ir/article-1-98-fa.html

– سیدنورانی، سیدمحمدرضا، (۱۳۹۳). «بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۵۲: ۴۹–۶۸. https://joer.atu.ac.ir/article_140.html

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ منوچهری، صلاح‌الدین؛ و فاطمی‌زردان، یعقوب، (۱۴۰۰). «الگوسازی سفته‌بازی در بازار مسکن شهر تهران». *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۲: ۱۳۷–۱۷۹. https://doi.org/10.29252/jem.2022.226027.1723

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و صمدی‌پور، شهلا، (۱۴۰۳). «تحلیل عوامل رفتاری و غیررفتاری مؤثر بر قیمت مسکن و تورم در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۳: ۱۲۳–۱۴۵. https://doi.org/10.22034/24.3.123

– مروت، حبیب؛ و بهرامی، جاوید، (۱۳۹۲). «مدلسازی رونق و رکود بازار مسکن تهران با در نظر گرفتن پویایی‌های اجتماعی». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۶۶: ۱۴۳–۱۶۸.

– مروت، حبیب؛ و بهرامی، جاوید، (۱۳۹۲). «یک مدل ساده برای حباب سوداگرانه بازار مسکن تهران». *مدل‌سازی اقتصادی*، ۷ (۲۱): ۵۱–۶۸. https://sid.ir/paper/176192/fa

– مظهری‌کادیجانی، ناهید، (۱۳۹۴). «مدل‌سازی عامل بنیان بازار مسکن». پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، (منتشر نشده).

– موسوی، میرحسین؛ خضری، اوین؛ راغفر، حسین؛ و سنگری‌مهذب، کبری، (۱۴۰۲). «شبیه‌سازی قیمت مسکن شهر تهران با رویکرد مبتنی بر عامل فضایی». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۸: ۱۵۱–۱۸۳. https://doi.org/10.22059/jte.2023.93460

– رفیعیان، مجتبی؛ زحمتکش، ابراهیم؛ و ده‌ده‌زاده‌سیلابی، پروین، (۱۳۹۶). «ارزیابی و سنجش شاخص‌های کیفیت زندگی در مناطق ده‌گانه کلانشهر شیراز». *جغرافیا و مطالعات محیطی*، ۲۲: ۱۱۵– ۱۲۸. https://sanad.iau.ir/Journal/ges/Article/978628

References

- Amiri, H., Shahnazi, R. & Dehghan Shabani, Z., (2016). *Economics of the Public Sector*. Qom, Iran: Research Institute of Hawzah and University. (In Persian).

- Anderson, N., (2001). "UK asset price volatility over the last fifty years". Bank for International Settlements (BIS) Papers No. 1, Monetary and Economic Department, Basel.

https://www.bankofengland.co.uk/working-paper/1996/uk-asset-price-volatility-over-the-last-50-years

- Axtell, R., Farmer, J. D., Geanakoplos, J., Howitt, P., Carrella, E., Conlee, B., ... & Yang, C. Y., (2014). "An agent-based model of the housing market bubble in metropolitan Washington DC". Proceedings of the 2014 Winter Simulation Conference, Savannah, GA: 1025–1036. . https://doi.org/10.2139/ssrn.4710928

- Bahrami. J. & Morovat. H., (2013). "The Modeling of Boom and Bust in Tehran Housing". *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 21* (66) :143-168. http://qjerp.ir/article-1-731-fa.html (In Persian).

- Belke, Ansgar·Keil, Jonas., (2018). "Fundamental Determinants of Real Estate Prices: A Panel Study of German Regions", *International Advances in Economic Research, 24*(1): 25–45. https://doi.org/10.1007/s11294-018-9671-2

- Borshchev, A., (2013). *The Big Book of Simulation Modeling: Multimethod Modeling with AnyLogic 6*, 1st Edition, AnyLogic North America. https://www.anylogic.com/resources/books/big-book-of-simulation-modeling/

- Case, K. &·Shiller, R J., (2003). "Is There a Bubble in the Housing Market?", *Brookings Papers on Economic Activity*, *2003*(2): 299–362. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2003/06/2003b_bpea_caseshiller.pdf

- Erlingsson, E. J., Teglio, A., Cincotti, S., Stefansson, H., Sturlusson, J. T. & Raberto, M., (2014). "Housing market bubbles and business cycles in an agent-based credit economy". Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, 8(2014-8): 1-42. https://doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2014-8

- Feagin, J. R., (1982). "Urban Real Estate Speculation in the United States: Implications for Social Science and Urban Planning", *International Journal of Urban and Regional Research, 6*(1): 35–60. https://doi.org/10.1111/j.1468-2427.1982.tb00377.xDigital

- Filatova, T., (2015). "Empirical Agent-Based Land Market: Integrating Adaptive Economic Behavior in Urban Land-Use Models", *Computers, Environment and Urban Systems, 54*: 397–413. https://doi.org/10.1016/j.compenvurbsys.2014.06.007

- Friedman, J. P., Harris, J. C. & Linderman, J., (1993). *Dictionary of Real Estate Terms*, 4th Edition, Barron's Educational Series, New York.

- Gao, Z. & Michael·Xiong, Wei., (2020). "Economic Consequences of Housing Speculation", *The Review of Financial Studies*, *33*(11): 5248–5287. https://doi.org/10.1093/rfs/hhaa030

- Ge, J., (2017). "Endogenous Rise and Collapse of Housing Price: An Agent-Based Model of the Housing Market", *Computers, Environment and Urban Systems*, *62*: 182–198. https://doi.org/10.1016/j.compenvurbsys.2016.11.005.

- Gholizadeh, A. A., Manochehri, S. & Fatemi Zardan, Y., (2022). "Modeling of Speculation in the Housing Market of Tehran". *Journal of Economics and Modelling, 12*(4): 137-179. https://doi.org/10.29252/jem.2022.226027.1723 (In Persian).

- Gholizadeh, A. & Samadipoour, S., (2024). "Behavioral and Non-Behavioral Factors Affecting Housing Prices and Inflation in Iran". *Economic Research and Perspectives, 24*(3), 123-145. https://doi.org/10.22034/24.3.123 (In Persian).

- Glaeser, E. L.·Gyourko, J. &·Saiz, A., (2008). "Housing Supply and Housing Bubbles", *Journal of Urban Economics, 64*(2): 198–217. https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.07.007

- Glavatskiy, K. S.·Prokopenko, M., Carro, A., Ormerod, Paul. &·Harre, M., (2021). "*Explaining Herding and Volatility in the Cyclical Price Dynamics of Urban Housing Markets Using a Large-Scale Agent-Based Model*", *SN Business & Economics*, 1(6). https://doi.org/10.1016/j.jhe.2007.12.001

- Goodman, A. C. &·Thibodeau, T. G., (2008). "Where Are the Speculative Bubbles in US Housing Markets?", *Journal of Housing Economics*, *17*(2): 117–137. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2007.12.001

- Hagstrom, R. G., (1994). *The Warren Buffett Way – Investment Strategies of the World's Greatest Investor*, 1st Edition, John Wiley & Sons.

- He, Y. &·Xia, F., (2020) "Heterogeneous Traders, House Prices and Healthy Urban Housing Market: A DSGE Model Based on Behavioral Economics", *Habitat International, 96,* Article 102085. https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2019.102085

- Hull, J. C., (2018). *Options, futures, and other derivatives (10th ed.).* Pearson Education.

- Jaffe, A. J. &·Sirmans, C. F., (1989). *Fundamentals of Real Estate Investment*, 3rd Edition, Prentice-Hall, New Jersey.

- Khodadad Kashi, F. & Razban, N., (2014). "The Effect of Speculation in Housing Market Volatility in Iran (1991-2008)". *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 22* (71): 5-28. http://qjerp.ir/article-1-98-fa.html (In Persian).

- Kindleberger, C. P., (1987): "International Public Goods without International Government", *The American Economic Review*, *76*(1): 1–13. https://www.jstor.org/stable/1804123

- Magliocca, N., Safirova, E., ·McConnell, V. & Walls, M., (2011). "*An Economic Agent-Based Model of Coupled Housing and Land Markets (CHALMS)*", *Computers, Environment and Urban Systems*, 35(3): 183–191. https://doi.org/10.1016/j.compenvurbsys.2011.01.002

- Martin, C., Schmitt, N. &·Westerhoff, F., (2021): "Heterogeneous Expectations, Housing Bubbles and Tax Policy", *Journal of Economic Behavior & Organization*, *183*: 555–573. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2020.12.033

- Milala, S. I., Manga, S. H., Dala, B. M. &·Habibu, A. M., (2021) "Effect of Land Speculation on Real Estate Development in Gombe Metropolis of Nigeria", *Scopia International Journal for Science, Commerce & Arts*, *1*(3): 28–46. https://www.ijcrsssl.com/volume-01-issue-03

- Miller, N. G., & Peng, L. (2004). Exploring metropolitan housing price volatility. Real Estate Research Institute (RERI) Working Paper No. 121. https://doi.org/10.1007/s11146-006-8271-8

- Morovat, H. & Bahrami, J., (2013). "A Simple Model for Speculative Bubble in tehran Housing Market". *Economic Modelling, 7* (21): 51-68. (In Persian) https://sid.ir/paper/176192/fa

- Mousavi, M. H. M., Khezri, A., Raghfar, H. & Sangari Mohazab, K., (2023). "The Simulation of Housing price in Tehran: An Spatial Agent Based Approach". *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 58*(1), 151-183. https://doi.org/10.22059/jte.2023.93460 (In Persian).

- Nahid Mazaheri Kadijani (2015). Agent-Based Modeling of the Housing Market (Master's thesis, Sharif University of Technology, Tehran, Iran). (In Persian).

- Parang, S., dehghan shabani, Z., Hadian, E. & Asgary, A., (2024). "Tax on Vacant Houses and Housing Price Bubble in Shiraz". *Economic Research and Perspectives*, *24*(4): 271-300. https://doi.org/10.22034/24.4.271 (In Persian).

- Parker, D.C.·& Filatova, Tatiana., (2008). "A Conceptual Design for a Bilateral Agent-Based Land Market with Heterogeneous Economic Agents", *Computers, Environment and Urban Systems*, *32*(6): 454–463. https://doi.org/10.1016/j.compenvurbsys.2008.09.012

- Pornchokchai, S. &·Perera, R., (2005). "Housing Speculation in Bangkok: Lessons for Emerging Economies", *Habitat International*, *29*(3): 439–452. https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2004.01.002

- Rafiyan, M. Zahmatkesh, E. & Deh Deh Zadeh Silabi, P. (2017). "Evaluation and Measurement of Urban Life Quality Indicators in Ten Areas of Shiraz Metropolis". *Quarterly Geography and Environmental Studies, 22*: 115-128. https://sanad.iau.ir/Journal/ges/Article/978628. (In Persian).

- Segú, M., (2020). "The Impact of Taxing Vacancy on Housing Markets: Evidence from France", *Journal of Public Economics*, *185*. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2019.104079

- Seyed Nourani, S. M. (2014). "An Examination of Housing Bubble and Speculation in Urban Areas of Iran". *Economics Research, 14*(52): 68-49. https://joer.atu.ac.ir/article_140.html (In Persian).

- Siebers, P.O. &·Aickelin, U., (2008). "*Introduction to Multi-Agent Simulation*", *Encyclopedia of Decision Making and Decision Support Technologies*, IGI Global: 554–564.

- Stiglitz, J. E., (1990). "Symposium on Bubbles", *Journal of Economic Perspectives*, *4*(2): 13–18. https://doi.org/10.1257/jep.4.2.13

- Towbin, P.P. &·Weber, S., (2014). "Speculation and the US Housing Boom", *Housing Markets and the Macroeconomy: Challenges for Monetary Policy and Financial Stability Conference*, Eltville, Bundesbank, June 2014.

- Wheaton, W. C., (1999). The volatility of real estate markets: A decomposition. Massachusetts Institute of Technology, Department of Economics. https://doi.org/10.3905/jpm.2015.41.6.140

- Yang, Y. &·Rehm, M., (2021). "Housing Prices and Speculation Dynamics: A Study of Auckland Housing Market", *Journal of Property Research, 38*(4): 286–304. https://doi.org/10.1080/09599916.2021.1873405

Vol. 15, No. 57, 2026
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics
OPEN ACCESS

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 © 2026 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 Sin University

Evaluating the Contribution of Tax Justice to the Tax Gap of Iranian Stock Market Companies

Ali Falahati[1], Zahra Shirzour Aliabadi[2]

Type of Article: Research
https://doi.org/10.22084/aes.2025.30951.3792
Received: 2025/05/09; Revised: 2025/08/04; Accepted:2025/09/16
Pp: 301-322

Abstract

One of the most important goals of the system's general policies is to achieve higher tax revenues by establishing tax justice. In such a system, due to the attention to the two components of taxpayers' willingness and ability to pay, the stability and dynamics of tax revenues increase. This study by using the statistics from 113 Iranian Stock Market companies, divided into two groups of industries with higher and lowers relative taxes over 2011-2023, and uses decomposition models to examine the contribution of tax justice to the tax gap. The results of the estimates show that profitability and company size cause a decrease and an increase in effective tax, respectively. However, the results of the Oaxaca-Blinder decomposition show that the contribution of tax justice to the tax gap in 2023 was 94 percent and in 2015 was 64 percent. Also, the results of Machado-Mata analysis show that in the lower 4 tax quantiles, the share of tax justice is 14 percent and in the top 4 tax quantiles, this share is 76 percent. Therefore, the use of strong and reliable tax collection tools in companies with lower tax payments despite having high profitability is the most important task of the Tax Affairs Organization. In this regard, the creation and development of a comprehensive financial information system for companies and the need to review tax amnesty are the most important policies to improve the share of tax justice in the tax gap.

Keywords: Tax Justice, Tax Avoidance, Tax Gap, Decomposition Models.
JEL Classification: H26, H21, C21.

1. Associate Professor of Economic, Faculty of Economic and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** ali.falahatii96@gmail.com
2. Assistant Professor of Economic, Faculty of Literature and Humanities, University of Birjand, Birjand, Iran.

Citations: Falahati, A. & Shirzour Ali Abadi, Z., (2026). "Evaluating the Contribution of Tax Justice to the Tax Gap of Iranian Stock Market Companies". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 15(57): 301-322. https://doi.org/10.22084/aes.2025.30951.3792
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_6625.html?lang=en

1. Introduction

The stability of government revenues is one of the most important determinants of improving the business environment and infrastructure. With the decline in government oil revenues in recent years due to the decline in cash exports caused by sanctions, the government's focus on tax revenues has increased significantly. According to Central Bank statistics, tax revenues increased by 58, 63, and 52 percent in 2021, 2022, and 2023, respectively. The stability and growth of tax revenues in any economy depends on the government's ability to identify taxpayers, which is influenced by technological progress and changes in the payment pattern of society, the real manifestation of which in Iran is related to progress in the field of taxpayer systems and store terminals. On the other hand, taxpayers have the ability and willingness to pay taxes. The ability to pay can be identified in the form of recognizing higher profits and incomes compared to costs, and the willingness to pay is influenced by factors such as the favorable view of society on spending tax revenues on needed and prioritized projects of society, and the existence of tax justice. The importance of establishing tax justice is so great that in Seventh Development Plan Law emphasize the realization of tax justice. Therefore, considering the quantitative goals of the Seventh Development Plan in order to increase tax revenues, it is important to pay attention to establishing tax justice in the Iranian tax system. In general, the difference in tax paid between firms in any economy is a function of the difference in ability to pay based on the component of tax justice and discrimination in taxes under the name of tax evasion. From another perspective, the difference in tax paid between firms can be identified in two explainable and unexplainable components. The explainable component is due to profitability and policies leading to tax avoidance, and the unexplainable component can be measured under the name of tax evasion. Therefore, the answer to the question of how much tax justice contributes to the difference in taxes paid by listed industries is important and significant.

2. Materials and Methods

To decompose the tax gap, the Oaxaca-Blinder (1973) two-part decomposition model, equation (1), has been used. The first part of the tax gap is due to the components of tax avoidance and ability to pay, which include profitability, financial leverage, company size, liquidity, and current debt ratio, and the second part is the gap due to tax evasion and tax discrimination, which is identified as the unexplained component.

$$R = (x_h - x_l)'\hat{\beta}_h + x_l'(\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_l) \quad (1)$$

To decompose the tax gap in the entire distribution, the Machado-Mata decomposition model, equation (2) is used:

$$Q_\theta(t_h|x_h) - Q_\theta(t_l|x_l) = \left[Q_\theta(t_h|x_h) - Q_\theta(x_l\hat{\beta}_h)\right] + \left[Q_\theta(x_l\hat{\beta}_h) - Q_\theta(t_l|x_l)\right] \quad (2)$$

In equation (2), the first component indicates the tax gap resulting from the tax justice component and the second component from tax evasion and discrimination.

Data

To estimate equations 1 and 2, statistics from 113 listed companies over 2011-2023 were used.

3. Discussion

Figure (1) shows the results of the model estimation using the Oaxaca-Blinder decomposition, which showed that the largest tax gap was in 2016, and after that it experienced a fluctuating trend with a tendency to decrease. The reality is that in 2015, about 40 percent of the tax gap between the industries under study was due to tax evasion. In other words, industries with higher tax payments experienced less tax evasion. However, in 2019, approximately 86 percent of the tax gap was due to tax evasion. This share decreased significantly between 2020 and 2023. In fact, the main factor for the difference in tax paid by industries was the difference in ability to pay and the emergence of tax justice. Therefore, in recent years, when tax revenue growth has increased, tax justice has become more apparent, and this is due to the fact that the rate of technological progress and the expansion of tax systems has grown rapidly in recent years. Overall, 85 percent of the tax difference between industries in 2020 to 2023 was due to tax fairness.

The Oaxaca-Blinder decomposition examines only the average difference in tax revenues, and the Machado-Mata decomposition is used to examine the contribution of tax avoidance policies to the total distribution. The model estimation results are shown in Figure (2).

The results of Machado-Mata analysis in Figure (2) show that in the second period of the study, the tax gap has increased in all quantiles compared to the first period, and the amount of the gap due to tax justice and tax evasion has also increased, but the increase in tax justice has been higher than tax evasion, in other words, tax justice in high tax quantiles has experienced higher growth than in low tax quantiles. However, examining the share of the gap due to tax justice and tax evasion shows that in high tax quantiles, the share due to tax justice has increased significantly and the share due to tax evasion has decreased. Despite the increase in taxes and the share of tax justice components, in the second period of the study, the share of the tax justice component in the low tax quantile was approximately 17 percent and tax evasion was approximately 83 percent, and this indicates that attention should be paid to the performance of companies with lower tax payments despite their relatively higher profitability, because in high tax quantiles, the share of tax evasion was 12 percent.

4. Conclusion

With the decline in oil revenues, the share of taxes in government revenues has increased sharply in recent years, such that the growth rate of tax revenues has grown by more than 50 percent annually in the last three years. However, the reality is that the dynamics of tax revenues depend on trust between taxpayers and the government. By establishing tax justice (optimal tax rate based on the principle of ability to pay and benefit) and tax efficiency (spending taxes on economic drivers), the ability and willingness to pay taxes on the part of taxpayers is increased and the cost of tax collection by the government is minimized. For this reason, one of the most important goals of the system's general policies is to achieve higher tax revenues while considering tax justice. Therefore, the present study

examines the contribution of tax justice to the tax gap using statistics from 113 listed companies over 2011-2023. The results show that during the period 2015-2023, approximately 55 percent of the tax gap can be explained by tax justice components, and the Machado-Mata approach shows that in low tax quantiles, the contribution of tax evasion to the tax gap is 86 percent, and in high tax quantiles, the contribution of the tax justice component is higher and equal to 76 percent. Examining the contribution of the gap due to tax justice in the second period (2019-2023) compared to the first period (2011-2017) shows that in high tax quantiles, the contribution due to tax justice has increased significantly, so that in the top 4 tax quantiles, the contribution of tax justice has grown by 37 percent, and in the bottom 4 tax quantiles, the contribution of tax justice has increased by 6 percent. Therefore, the most important policy for increasing the tax justice share of the tax gap is to use a comprehensive information system related to the profitability of listed companies, impose heavy fines in the event of tax evasion, and fundamentally revise the policy of tax incentives and discounts.

Acknowledgments

The authors extend their sincere gratitude to the anonymous peer reviewers for their insightful critiques and constructive suggestions, which significantly enhanced the clarity and scholarly rigor of this manuscript.

Author Contribution

This research is the result of an academic study, The primary data collection, encompassing all observational and analytical components by the second author and written under the supervision of the first author.

Conflict of Interest

In adherence to ethical publication standards, the authors affirm that there are no conflicts of interest, either personal or financial, that could have influenced the content or conclusions presented in this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۷، ۱۴۰۵

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲۲-۲۳۲۲ - وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
حق انتشار این مستند، متعلق به نویسنده(گان) آن است. ۱۴۰۵ - ناشر این مقاله، دانشگاه بوعلی‌سینا است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده 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/).

ارزیابی سهم عدالت مالیات در شکاف مالیاتی شرکت‌های بورسی ایران (۱۳۹۰-۱۴۰۲)

علی فلاحتی[۱]، زهرا شیرزور علی‌آبادی[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://doi.org/10.22084/aes.2025.30951.3792
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۲/۱۹، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۵/۱۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۲۵
صص: ۳۲۲-۳۰۱

چکیده

یکی از مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های پایداری درآمدهای مالیاتی، برقراری عدالت مالیات است، طوری‌که تفاوت مالیات مبتنی‌بر مؤلفه‌های عدالت مالیات شامل توانایی پرداخت و ساختار مالی بنگاه‌ها باشد، در این‌راستا پژوهش حاضر با استفاده از آمارهای ۱۱۳ شرکت بورسی به تفکیک دو گروه از صنایع با مالیات نسبی بالاتر و پایین‌تر طی دورهٔ زمانی ۱۴۰۲-۱۳۹۰هـ.ش. و به‌کارگیری مدل‌های تجزیه ماچادو-متا و اکساکا-بلیندر به بررسی سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیاتی می‌پردازد، در جهت بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ اجتناب مالیاتی از متغیر وابستهٔ مالیات مؤثر و متغیرهای مستقل اندازهٔ بنگاه، سودآوری، اهرم مالی و نقدینگی و رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج روش گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که سودآوری و اندازهٔ شرکت به‌ترتیب باعث کاهش و افزایش مالیات مؤثر می‌شوند، اما نتایج تجزیهٔ اکساکا-بلیندر نشان می‌دهد که سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیاتی سال ۱۴۰۲ برابر با ۹۴٪ و در سال ۱۳۹۴ برابر با ۶۴٪ بوده است. هم‌چنین نتایج تجزیهٔ ماچادو-متا نشان می‌دهد که در چهار چندک پایین مالیاتی، سهم عدالت مالیاتی برابر با ۱۴٪ و در چهار چندک بالای مالیاتی این سهم برابر با ۷۶٪ است؛ بنابراین بهبود کیفیت اطلاعات از سودآوری و ساختار مالی شرکت‌های بورسی و هم‌چنین تمرکز بر بخشودگی مالیات کارایی محور مهم‌ترین سیاست‌ها برای افزایش سهم عدالت مالیاتی در تفاوت مالیات‌ها است.

کلیدواژگان: عدالت مالیاتی، اجتناب مالیاتی، شکاف مالیاتی، تجزیهٔ ماچادو-متا، تجزیهٔ اکساکا-بلیندر.
طبقه‌بندی JEL: H26, H21, C21.

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: ali.falahatii96@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه بیرجند، بیرجند، ایران.
Email: shirzour@birjand.ac.ir

ارجاع به مقاله: فلاحتی، علی؛ و شیرزورعلی‌آبادی، زهرا؛ (۱۴۰۵). «ارزیابی سهم عدالت مالیات در شکاف مالیاتی شرکت‌های بورسی ایران (۱۴۰۲-۱۳۹۰)». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۵۷): ۳۰۱-۳۲۲. https://doi.org/10.22084/aes.2025.30951.3792
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_6625.html?lang=fa

۱. مقدمه

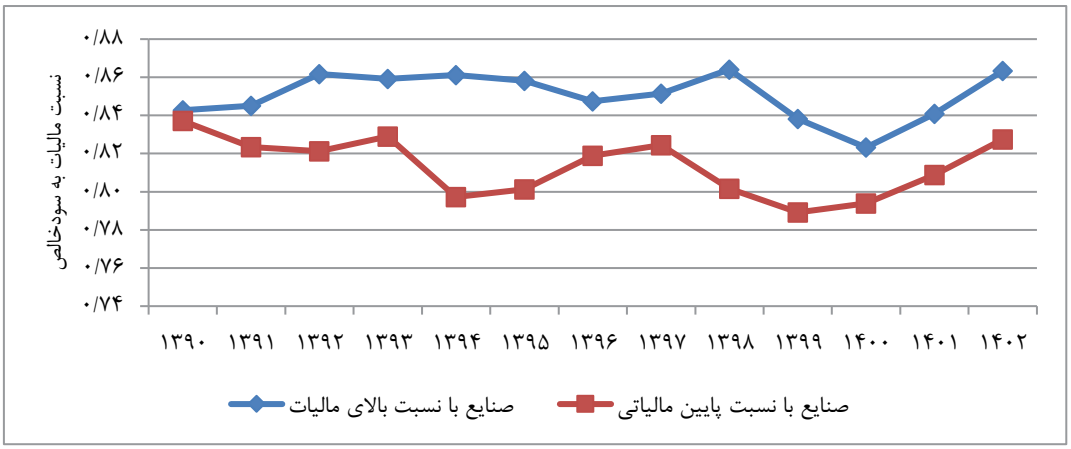
اقتصاد ایران باوجود دارا بودن منابع نفتی به‌وفور، به‌دلیل تحریم در سال‌های اخیر با کاهش درآمدهای نفتی مواجه بوده است؛ بنابراین لزوم توجه دولت به درآمد پایدار از قبیل مالیات‌ها بیش از پیش است، طوری‌که در بند ۱۷ سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی، بر اصلاح نظام درآمدی دولت با افزایش سهم درآمدهای مالیاتی، و در برنامه هفتم توسعه نیز بر ایجاد تحول در نظام مالیاتی با رویکرد تبدیل مالیات به منبع اصلی تأمین بودجه جاری دولت، ایجاد پایه‌های مالیاتی جدید، جلوگیری از فرار مالیاتی و تقویت نقش هدایت و تنظیم‌گری مالیات در اقتصاد با تأکید بر رونق تولید و عدالت مالیاتی تأکید شده است، بررسی اهداف کمّی برنامهٔ هفتم توسعه نیز نشان می‌دهد که دست‌یابی به نسبت ۱۰٪ مالیات به تولید ناخالص داخلی و نسبت ۸۰٪ مالیات به اعتبارات هزینه‌ای از اهمیت بالایی برخوردار است؛ لذا در راستای سیاست‌های کلی نظام و هم‌چنین وضعیت موجود اقتصاد، درآمدهای مالیاتی کشور براساس آمارهای بانک مرکزی در سال‌های ۱۴۰۰، ۱۴۰۱ و ۱۴۰۲ به‌ترتیب درآمدهای مالیاتی به اندازهٔ ۵۸، ۶۳ و ۵۲٪ افزایش یافته است؛ هم‌چنین براساس گزارش مالی دولت و مرکز آمار ایران نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی ایران در سال ۱۳۹۵ برابر با ۶/۸٪ و در سال ۱۴۰۱ با وجود افزایش نسبتاً بالای درآمدهای مالیاتی به‌رقم ۳/۸٪ کاهش یافته است؛ بنابراین مقایسهٔ آمارها با اهداف برنامه‌ریزی شده نشان‌دهندهٔ شکاف نسبتاً بالای ساختار مالیات‌ها با برنامه‌ها دارد؛ بنابراین افزایش سطح درآمدهای مالیاتی برای دست‌یابی به وضعیت مطلوب اجتناب‌ناپذیر است.

پایداری و رشد درآمدهای مالیاتی در هر اقتصادی به برقراری مؤلفه‌های عدالت مالیاتی در دو بُعد عدالت افقی (مالیات برابر از افراد دارای موقعیت درآمدی برابر) و عمؤدی (مالیات نابرابر با توجه به تفاوت موقعیت درآمدی) وابسته است، در این‌صورت تمایل و رضایت به پرداخت مالیات به‌دلیل عدم وجود تبعیض افزایش می‌یابد؛ لذا در چنین سیستمی، تفاوت مالیات پرداختی بین بنگاه‌ها در هر اقتصادی تابعی از تفاوت در توانایی پرداخت براساس مؤلفه عدالت مالیاتی و تبعیض در مالیات تحت‌عنوان فرار مالیاتی است، از نگاهی دیگر تفاوت مالیات پرداختی میان بنگاه‌ها در دو جزء قابل توضیحی و غیرقابل توضیحی قابل شناسایی است؛ جزء قابل توضیحی ناشی از سودآوری و سیاست‌های منتهی به اجتناب مالیاتی ازطریق تغییر ساختار مالی است، به این‌صورت که هرچه میزان سودآوری بالاتر بوده و تغییرات ساختاری در ترازنامه و صورت سود و زیان برای بهره‌مندی از اجتناب مالیاتی کمتر باشد، مالیات پرداختی نیز به‌طور تناسبی بالاتر است، اما تبعیض مالیاتی ناشی از تفاوت مالیات پرداختی با توجه به برابر بودن سودآوری و سیاست‌های اجتناب مالیاتی مرتبط است، به این‌صورت که باوجود برابری سود و سایر عوامل، نوعی تفاوت مالیات وجود دارد که تحت‌عنوان فرار مالیاتی قابل‌اندازه‌گیری است. در جهت بررسی تناسب بین سود خالص و مالیات پرداختی به‌عنوان شاخصی از عدالت مالیاتی، به‌کارگیری آمارهای ۱۱۳ شرکت بورسی که اطلاعات مالی حسابرسی شدهٔ آن‌ها در دسترس است، طی دورهٔ زمانی ۱۴۰۲-۱۳۹۰ در نمودار (۱) نشان می‌دهد، تفاوت نسبت لگاریتم مالیات پرداختی حقیقی به لگاریتم سود خالص حقیقی بین دو گروه از صنایع[1] در سال ۱۳۹۰ تقریباً

---

۱ صنایع با مالیات بالاتر شامل: صنایع دارویی، فلزی، محصولات برقی، خودرو و ساخت قطعات، سایر محصولات کانی غیرفلزی و فرآورده‌های نفتی است، صنایع با مالیات پایین‌تر شامل صنایع لاستیک و پلاستیک، استخراج کانه‌های فلزی، محصولات غذایی، محصولات شیمیایی، ماشین‌آلات و تجهیزات و صنایع سیمان است.

برابر با ۰/۵۵٪ است و در سال ۱۳۹۴ شکاف به مقدار ۶.۴٪ افزایش یافته و در سال ۱۴۰۲ به‌رقم ۳.۶ تغییر کرده است؛ درواقع به ازای هر واحد سود، مالیات پرداختی صنایع در سال ۱۳۹۴ بسیار متفاوت بوده است، اما این تفاوت‌ها در سال ۱۴۰۰ کاهش پیدا کرده و روندی تقریباً ثابت را تا سال ۱۴۰۲ تجربه کرده است؛ بنابراین، در سال‌های اخیر مؤلفه عدالت مالیات نمود بیشتری در تفاوت مالیات پرداختی صنایع داشته است. یکی از دلایل مهم ثابت بودن شکاف نسبت مالیات به سود در سه سال ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۲، برخورداری بسیاری از صنایع از تخفیف‌های مالیاتی است؛ لذا این مسئله قابل طرح است که آیا شکاف مذکور مبتنی‌بر عدالت مالیاتی است یا خیر.



نمودار ۱: شکاف نسبت مالیات به سودآوری بین صنایع بورسی

Graph. 1: Tax-to-Profitability gap Among Industrial Stocks

بنابراین، نمودار (۱) نشان می‌دهد که عدم توجه به عدالت مالیاتی یکی از اصلی‌ترین چالش‌ها برای تحقق اهداف سیاست‌های کلی نظام است که این پژوهش برآن است که ضمن بررسی عوامل مؤثر بر مالیات مؤثر پرداختی بنگاه‌های صنعتی، سهم عدالت مالیاتی را در شکاف مالیات پرداختی صنایع بورسی برآورد نماید و سیاست‌هایی را برای بهبود وضعیت موجود ارائه دهد؛ لذا پاسخ به این پرسش که سهم عدالت مالیاتی در تفاوت مالیات پرداختی صنایع بورسی به چه میزان است؟ نوآوری اصلی برای پژوهش حاضر است تا بتوان سیاست‌هایی را برای بهبود پایداری درآمدهای مالیاتی ارائه داد؛ درواقع، پایداری درآمدهای مالیاتی زمانی قابل حصول است که رضایت مالیات‌دهندگان با اجرای عدالت مالیاتی تحقق یابد.

۲. مبانی نظری

مالیات یکی از متابع مهم درآمدهای دولت است که نقش مهمی را در سیاست‌گذاری دولت‌ها دارد، از یک‌طرف دولت با کسب درآمدهای مالیاتی، توانایی دولت در ایجاد و توسعهٔ زیربناها و هم‌چنین بهبود بازتوزیع منابع در جهت کاهش فقر و نابرابری درآمد افزایش می‌یابد، اما در سمت مؤدیان مالیاتی، افزایش مالیات به مفهوم انتقال قدرت خرید از شخصیت‌های حقیقی و حقوقی به دولت است که باعث نارضایتی خواهد بود. بر همین‌اساس «منتسکیو»[1]،

[1] Montesqio

مالیات را به این‌صورت تعریف می‌کند که افراد تمایل دارند بخشی از دارایی خود را برای برخورداری و استفادهٔ مطلوب از مابقی دارایی، به دولت بپردازند؛ درواقع، افراد هزینهٔ تأمین مخارج عمومی و حفظ منافع اقتصادی–سیاسی و اجتماعی کشور از جانب دولت را می‌پردازند، و به‌همین دلیل انتظار دارند که با افزایش مالیات پرداختی، زمینه و شرایط افزایش فعالیت آن‌ها با وجود کیفیت بالای وضعیت اقتصادی–سیاسی و اجتماعی فراهم آید؛ لذا برآیند رضایت دولت در مقابل درآمد مالیاتی بالاتر و نارضایتی نسبت پرداخت مالیات از جانب مؤدیان مالیاتی وابسته به انتظار مؤدیان مالیاتی از بهبود وضعیت و کارایی مالیات در جامعه است. درواقع، اصول یک نظام مالیاتی مطلوب از نظر «آدام اسمیت» (۱۷۷۶) مبتنی‌بر چهار اصل برابری و عدالت (توجه به توانایی پرداخت مالیات‌دهندگان)، اصل سهل‌الوصول بودن (کسب رضایت نسبی)، اصل معین و مشخص بودن (تعیین دقیق میزان و زمان پرداخت مالیات) و اصل صرفه‌جویی (حداقل هزینهٔ گردآوری مالیات) است و برقراری چهار اصل مذکور در هر اقتصادی عامل پویایی و رشد اقتصادی بالاتر است؛ لذا براساس اصل برابری و عدالت و با توجه به این‌که توانایی بهره‌مندی و برخورداری کارگزاران اقتصادی از شرایط متفاوت است؛ بنابراین، تعیین سهم پرداخت هرکدام از کارگزاران در تأمین مالی شرایط بهبودیافتهٔ مبتنی‌بر اجرای عدالت مالیاتی است. عدالت مالیاتی به مفهوم عدم تبعیض بین مؤدیان مالیاتی است و هر شخصی که از امکانات بیشتری برخودار است، باید سهم بیشتری را در تأمین هزینه‌های عمومی داشته باشد (حقیقی‌فشی و همکاران، ۱۳۹۹).

عدالت مالیاتی مبتنی‌بر مؤلفه عدالت افقی (مالیات برابر از افراد دارای موقعیت درآمدی برابر) و عدالت عمودی (مالیات نابرابر با توجه به تفاوت موقعیت درآمدی) است؛ بنابراین دو اصل توانایی پرداخت و اصل فایده برای شناسایی افراد مشابه و غیرمشابه وجود دارد، در اصل فایدهٔ هر فرد متناسب با فایده‌ای که می‌برد، مالیات پرداخت می‌کند که نمود آن در مالیات بر مصرف است و مصرف برابر منجر به پرداخت مالیات برابر خواهد شد، اصل مبتنی‌بر نفع با کارایی اقتصادی سازگار است و نسبت به عدالت در توزیع بی‌تفاوت است؛ اما در اصل پرداخت، مالیات براساس توانایی پرداخت تعیین می‌شود، و با توزیع و عدالت اجتماعی سازگارتر است. مالیات بر درآمد نوعی مالیات مبتنی‌بر توانایی پرداخت است؛ اما در راستای برقراری عدالت مالیاتی، تعیین نرخ مالیات مهم و دارای اهمیت است.

عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی شامل سودآوری، اندازه و اهرم مالی است؛ سودآوری از یک‌طرف توانایی به پرداخت مالیات بنگاه‌ها را تعیین می‌کند و با افزایش سودآوری مالیات پرداختی افزایش‌یافته و بنابراین اجتناب مالیاتی کاهش می‌یابد، از طرف دیگر نظریهٔ نمایندگی تعیین‌کنندهٔ مالیات پرداختی است، مدیران شرکت‌ها براساس فرضیهٔ پاداش تمایل دارند با کاهش مالیات‌های پرداختی، میزان درآمدهای خود را افزایش دهند؛ بنابراین، با افزایش سودآوری تمایل بنگاه‌ها به پرداخت مالیات به‌طور معنی‌داری کاهش می‌یابد؛ اما در رابطه با اثر اندازه بر اجتناب مالیاتی، دو فرضیه قابل طرح است؛ «واتس» و «زیمرمن»[1] (۱۹۸۶) در رابطه با فرضیهٔ هزینهٔ سیاسی بیان می‌کنند که شرکت‌های بزرگ‌تر، فشار مالیاتی بیشتری را متحمل می‌شوند؛ چراکه شرکت‌های بزرگ تحت بررسی‌های دقیق دولت‌ها هستند، به‌همین دلیل این گروه از شرکت‌ها قادر به پرداخت مالیات‌های بیشتری هستند، اما در مقابل «سالامون» و «سیگفرید»[2] (۱۹۷۷) در فرضیهٔ نفوذ سیاسی بیان می‌کند که شرکت‌های بزرگ دارای قدرت چانه‌زنی

[1] Watts & Zimmerman
[2] Solomon & Sigfrid

بیشتری در مقابل دولت هستند، به‌همین دلیل، هرچه اندازهٔ آن‌ها بزرگ‌تر باشد، مالیات کمتری به‌طور نسبی می‌پردازند. درنهایت نسبت اهرم مالی نشان‌دهندهٔ توانایی شرکت برای برآوردن تمام بدهی‌ها است. شرکت‌هایی با نسبت‌های اهرمی بالاتر از هزینه‌های بهره برروی بدهی‌ها برای کاهش میزان مالیات بر درآمد استفاده می‌کنند (مینیک و توگا[1]، ۲۰۱۰)؛ لذا اغلب شرکت‌ها تمایل دارند برای کاهش مالیات، از اهرم مالی استفاده نمایند، لذا افزایش اهرم مالی باعث کاهش مالیات پرداختی می‌شود.

۳-پیشینهٔ پژوهش

«سعیدی» و «حسینی» (۱۴۰۳) اثر اهرم مالی و نقدینگی را بر اجتناب مالیاتی در شرکت‌های بورسی تهران در دورهٔ زمانی ۱۴۰۱-۱۳۹۵ در ۹۷ شرکت مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که نقدینگی اثر منفی و اهرم مالی اثر مثبت بر اجتناب مالیاتی دارد. «بیات مانیزانی» (۱۴۰۳) در پژوهشی با استفاده از رهیافت رگرسیون چندمتغیرهٔ رابطهٔ بین نسبت جریان نقدی را با اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهد، با درنظر گرفتن آمارهای ۱۳۴ شرکت بورسی طی دورهٔ ۱۴۰۱-۱۳۹۵ نشان می‌دهد که رابطه‌ای معنی‌دار بین جریان نقد و اجتناب مالیاتی وجود دارد.

«طاهری» و «جلیلی» (۱۴۰۲) در پژوهشی برای ۱۷۱ شرکت پذیرفته شدهٔ بورسی طی دورهٔ زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۶ و با به‌کارگیری رهیافت رگرسیون چندمتغیره نشان می‌دهند که اندازهٔ شرکت و اهرم مالی اثر منفی و معنی‌داری را بر نرخ مؤثر مالیاتی دارند، اما بازده دارایی اثر مثبتی و نامعنی‌داری را بر نرخ مؤثر مالیاتی دارند. «فخار» و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی برای ۹۹ شرکت فعال بورسی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۷ و به‌کارگیری رویکرد استپ وایز در جهت انتخاب رگرسیون معتبر به بررسی عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی می‌پردازند، نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که اندازهٔ شرکت، دارایی نامشهود و نسبت نقدینگی اثر منفی و معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی دارد. «فلاح سوقه» و همکاران (۱۴۰۲) عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی را با استفاده از رهیافت معادلات رگرسیون ساختاری خطی مورد بررسی قرار می‌دهند، آن‌ها در مطالعهٔ خود از آمار شرکت‌های بورسی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۳ و رهیافت داده‌های پانل استفاده می‌کنند، نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که اندازهٔ شرکت، اهرم مالی و بازدهی دارایی‌ها اثر منفی و معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی دارد.

«نمازیان» و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی اثر نرخ مؤثر مالیاتی و کیفیت حاکمیت شرکتی بر اجتناب مالیاتی در شرکت‌های بورسی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۲ با استفاده از رهیافت داده‌های پانل می‌پردازند، نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که اهرم مالی، اندازهٔ شرکت و دارایی‌های ثابت مشهود به‌ترتیب اثر مثبت، منفی و منفی‌بر اجتناب مالیاتی دارند. «اسکندری» و «درستان» (۱۴۰۱) نقش سودآوری، اهرم مالی و مدیریت سود را بر اجتناب مالیاتی در ۱۵۹ شرکت بورسی برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که اهرم مالی اثر مثبت و معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی دارد، اما سودآوری اثر منفی و معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی دارد.

[1] Minnick & Noga

«عزیزی» و «جوکار» (۱۴۰۰) به بررسی نقش تعدیلی اندازهٔ شرکت بر اجتناب مالیاتی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۷ برای ۱۲۰۰ شرکت پذیرفته شدهٔ بورسی با استفاده از رهیافت معادلات ساختاری می‌پردازند، نتایج مطالعات آن‌ها نشان می‌دهد که هرچه اندازهٔ شرکت بزرگ‌تر باشد، رابطهٔ بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی و اجتناب مالیاتی قوی‌تر می‌شود. «دودکانلوی میلان» و «صدیقی» (۱۴۰۰) در بررسی اثر بدهی و جریان‌های نقدی بر اجتناب مالیاتی از آمارهای بورس اوراق بهادار تهران برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۳ و تعداد ۷۷ شرکت استفاده می‌کنند، نتایج به‌کارگیری داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که افزایش نسبت بدهی باعث افزایش اجتناب مالیاتی و کاهش در مالیات‌های پرداختی شده است، اما جریان نقدی اثر معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی ندارد.

«قادری» و همکاران (۱۳۹۷) عوامل مالی و غیرمالی مؤثر بر شکاف مالیاتی را در ۷۹ شرکت برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ با استفاده از رویکرد الگوسازی معادلات ساختاری مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که عوامل مالی ازقبیل سودآوری، وجوه نقد، نسبت اهرمی اثر مثبت و معنی‌داری را بر شکاف مالیاتی دارد، اما عوامل غیرمالی از قبیل اندازهٔ شرکت، عمر شرکت و نوع مؤسسه حسابرسی اثر منفی و نامعناداری را بر شکاف مالیاتی دارد. «قوی‌پنجه» و «قریب» (۱۳۹۷) رابطهٔ بین محدودیت در تأمین مالی و اجتناب مالیاتی را در ۱۰۲ شرکت بورسی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۸ با استفاده از رهیافت داده‌های پانل مورد بررسی قرار می‌دهند؛ نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که اندازهٔ شرکت، اهرم مالی و بازدهی دارایی اثر معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی ندارد.

«آپریانی» و همکاران[1] (۲۰۲۴) با استفاده از آمارهای شرکت‌های بورسی صنایع غذایی و آشامیدنی طی دورهٔ ۲۰۱۹-۲۰۲۳ و با استفاده از رهیافت رگرسیون چندمتغیره، اثر سودآوری و اهرم مالی را بر اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج برآوردها نشان می‌دهد که سودآوری و اهرم مالی اثر معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی ندارد. «مدیتی» و همکاران[2] (۲۰۲۴) اثر اهرم مالی و سودآوری را بر اجتناب مالیاتی ۴۵ شرکت اندونزیایی برای دورهٔ زمانی ۲۰۲۲-۲۰۲۰ با استفاده از رهیافت رگرسیون مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که اهرم مالی اثر منفی و سودآوری اثر مثبت و معنی‌داری را بر مالیات پرداختی دارد. «حسین» و همکاران[3] (۲۰۲۴) اثر اندازهٔ شرکت، سودآوری و اهرم مالی را بر اجتناب مالیاتی با استفاده از آمارهای بنگلادش طی دورهٔ زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۹ و به‌کارگیری رهیافت FMOLS مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعات آن‌ها نشان می‌دهد که اندازهٔ شرکت‌ها، اهرم مالی و سودآوری باعث افزایش اجتناب مالیاتی شده است. «لوکات کاپراس» و همکاران[4] (۲۰۲۴) به این پرسش پاسخ می‌دهند که، آیا اجتناب مالیاتی علت دست‌کاری داده‌های مالی است، به‌کارگیری آمارهای ۶۳ شرکت رومانی طی دورهٔ زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۶ نشان می‌دهد که درآمد مدیریتی و بازدهی دارایی‌ها باعث کاهش مالیات مؤثر شده است و اندازهٔ شرکت اثر معنی‌داری را بر مالیات مؤثر ندارد. «ساری» و «راملی»[5] (۲۰۲۳) اثر اهرم مالی و اندازهٔ شرکت را بر اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهند، آن‌ها در پژوهش خود از

[1] Apriani et al.
[2] Mediaty et al.
[3] Hossain et al.
[4] Lucut Capras et al.
[5] Sari & Ramli

آمارهای ۴۵ شرکت صنعتی طی دورهٔ زمانی ۲۰۲۲-۲۰۲۰ برای اندونزی استفاده می‌کنند، نتایج برآوردها نشان می‌دهد که اندازهٔ شرکت و اهرم مالی اثر مثبتی را بر اجتناب مالیاتی دارد.

«چوایبی» و همکاران[1] (۲۰۲۲) در پژوهشی برای شرکت‌های صنعتی فرانسه طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۰ نشان می‌دهند که شرکت‌هایی که فعالیت‌های مبتنی‌بر رویه‌های مسئولیت اجتماعی انجام می‌دهند، نسبت به سایرین اجتناب مالیاتی بیشتری دارند، «ساناداگ» و همکاران[2] (۲۰۲۲) اثر سودآوری و اندازهٔ شرکت بر اجتناب مالیاتی طی دورهٔ زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۹ را مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج نشان می‌دهد که مهم‌ترین عامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی، اندازهٔ بنگاه است.

«دانگ» و همکاران[3] (۲۰۲۱) در پژوهشی برای ۳۶۹ شرکت ویتنامی طی دورهٔ زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۸ نشان می‌دهند که اندازهٔ اثر منفی بر اجتناب مالیاتی دارد، اهرم مالی و نسبت دارایی بلندمدت کمتر اثر مثبتی بر اجتناب مالیاتی دارد، «الکردی» و «ماردینی»[4] (۲۰۲۱) نقش ساختار مالکیت را بر اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهند، آن‌ها برای مطالعهٔ خود از آمارهای ۳۴۸ شرکت اردن طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۷-۲۰۱۲ استفاده می‌کنند و نشان می‌دهند که مالکیت خارجی اثر مثبت بر سیاست اجتناب مالیاتی دارد. «دارسانی» و «سوکارتا»[5] (۲۰۲۱) اثر سودآوری، اهرم مالی و شدت سرمایه را بر اجتناب مالیاتی طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۵ با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته را در اندونزی مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج برآوردها نشان می‌دهد که سودآوری و شدت سرمایهٔ اثر مثبت بر اجتناب مالیاتی دارند، درحالی‌که اهرم مالی اثر معنی‌داری بر اجتناب مالیاتی ندارند. «یحیی» و «یوسف»[6] (۲۰۲۰) با استفاده از آمارهای شرکت‌های بیمهٔ کشور نیجریه برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۸-۲۰۱۰ و به‌کارگیری رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که اندازهٔ بنگاه و اهرم مالی اثر مثبتی را بر اجتناب مالیاتی دارد، درحالی‌که اندازهٔ بنگاه اثر منفی بر اجتناب مالیاتی دارد. «سوسیارتی» و همکاران[7] (۲۰۲۰) با استفاده از شواهد آماری بورس اندونزی برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۸-۲۰۱۲ و رهیافت داده‌های پانل اثر اهرم مالی و شدت سرمایه را بر اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج برآوردها نشان می‌دهد که اهرم مالی اثر معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی ندارد، شدت سرمایهٔ اثر منفی بر اجتناب مالیاتی دارد.

مروری بر مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهد که اغلب مطالعات بر بررسی اثرات مؤلفه‌های اثرگذار بر مالیات متمرکز شده‌اند، درحالی‌که مطالعهٔ حاضر علاوه‌بر بررسی عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی، سهم عدالت مالیاتی را در تفاوت مالیات بین شرکت‌های بورسی تعیین و برآورد می‌نماید؛ درواقع، هدف سیاست‌های کلی نظام دست‌یابی به ساختاری از مالیات است که عدالت مالیاتی بالاترین سهم را در مالیات داشته باشد و این مطالعه قادر به پاسخ به این پرسش است که، آیا نظام مالیات در سال‌های اخیر در راستای این هدف بوده است، یا خیر و به‌همین دلیل این مطالعه دارای نوآوری است.

---

[1] Chouaibi et al.
[2] Sandag et al.
[3] Dang et al.
[4] Alkurdi & Mardini
[5] Darsani & Sukartha
[6] Yahaya & Yusuf
[7] Suciarti et al.

٤. تصریح مدل و روش پژوهش

با مروری بر اصول نظام مالیات مطلوب، عدالت مالیات باوجود شکاف مالیاتی کاملاً سازگار است، به این‌صورت که تفاوت مالیات‌ها براساس تفاوت سودآوری به‌عنوان مهم‌ترین مؤلفه برخورداری از وضعیت اقتصادی–اجتماعی بهبودیافته قابل توضیح است؛ به‌عبارتی شکاف مالیاتی تا سطحی قابل‌پذیرش است که تفاوت شاخص‌های بهره‌مندی از وضعیت اقتصادی آن‌را تعیین می‌کند، اما واقعیت آن است که فرار مالیاتی، اجتناب مالیاتی و تبعیض مالیاتی ازجمله عوامل مؤثر بر شکاف مالیاتی هستند، که می‌توانند بخش نسبت بالایی از شکاف مالیاتی بین شخصیت‌های جامعه را توضیح دهد. اجتناب مالیاتی مبتنی‌بر سیاست‌هایی است که ساختار مالی آن‌را تعیین می‌کند، که قابل اندازه‌گیری هستند و این عوامل شامل: اندازهٔ بنگاه، نسبت اهرم مالی، سهم بدهی جاری و نسبت دارایی‌های نامشهود هستند؛ لذا چون این عوامل قابل اندازه‌گیری هستند، بنابراین شکاف مالیاتی ناشی از آن‌ها نیز قابل تعیین است، اما شکاف مالیاتی ناشی از فرار مالیاتی و تبعیض مالیاتی قابل اندازه‌گیری نیست و به‌همین دلیل در ادبیات اقتصادی تحت‌عنوان عوامل غیرقابل توضیحی مطرح هستند. مدل‌های تجزیهٔ «بلیندر» و «اکساکا»[1] (۱۹۷۳) (شکاف در میانگین مالیات) و مدل تجزیهٔ ماچادو متا[2] (شکاف در کل توزیع مالیات) ازجمله مدل‌هایی هستند که قادرند، شکاف مالیاتی موجود را به دو جزء شکاف ناشی از اجتناب مالیاتی و توانایی پرداخت (مؤلفه‌های عدالت مالیاتی) و جزء شکاف ناشی از عوامل ناکارا مانند تبعیض و فرار مالیاتی تفکیک نماید. معادله (۱) مدل دو بخشی تجزیهٔ بلیندر و اکساکا (۱۹۷۳) است. این مدل تفاوت مالیات بین دو گروه را به دو بخش تقسیم می‌نماید؛ بخش اول، اختلاف مالیات ناشی از مؤلفه‌های اجتناب مالیاتی و توانایی پرداخت است که شامل: سودآوری، اهرم مالی، اندازهٔ شرکت، نقدینگی و نسبت بدهی جاری است؛ و بخش دوم، شکاف ناشی از فرار مالیاتی و تبعیض مالیاتی است که تحت‌عنوان جزء غیرقابل توضیحی شناسایی شده است.

$$R = (x_h - x_l)'\hat{\beta}_h + x_l'(\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_l) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، R شکاف مالیات بین دو گروه صنایع[3] مورد بررسی است، x متغیرهای توضیحی است که شامل مؤلفه‌های تعیین‌کنندهٔ اجتناب مالیاتی و توانایی پرداخت است، β ضرایب برآوردی برای عوامل مؤثر بر مالیات در دو گروه از صنایع است. کاربرد رهیافت رگرسیون چندک منجر به ارائه نتایج تجزیهٔ ماچاد–متا خواهد شد که به‌صورت رابطه (۲) است:

$$\begin{aligned} Q_\theta(t_h|x_h) - Q_\theta(t_l|x_l) \qquad (۲) \\ = \left[Q_\theta(t_h|x_h) - Q_\theta(x_l\hat{\beta}_h)\right] \\ + \left[Q_\theta(x_l\hat{\beta}_h) - Q_\theta(t_l|x_l)\right] \end{aligned}$$

[1] Oaxaca-Blinder
[2] Machado-Mata
۳ صنایع گروه اول، شامل: صنایع دارویی، فلزی، محصولات برقی، خودرو و ساخت قطعات، سایر محصولات کانی غیرفلزی و فرآورده‌های نفتی است؛ صنایع گروه دوم، شامل: صنایع لاستیک و پلاستیک، استخراج کانه‌های فلزی، محصولات غذایی، محصولات شیمیایی، ماشین آلات و تجهیزات و صنایع سیمان است.

در معادله (۲)، $Quant_{\theta}(t_i|x_i)$ برآورد چندک θام شرطی t_i را به شرط x_i نشان می‌دهد و جزء اول دلالت بر شکاف مالیاتی ناشی از مؤلفه عدالت مالیاتی و جزء دوم ناشی از فرار مالیاتی و تبعیض است.

مدل‌سازی پژوهش حاضر به این‌صورت است که در راستای برآورد مدل‌های تجزیه (۱) و (۲)، ابتدا ضرایب β در معادله (۱) با استفاده از مدل برآورد عوامل اثرگذار بر مالیات مؤثر شرکت‌های بورسی با کاربست رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته برای دو گروه از صنایع برآورد می‌شود، لذا با استناد به مطالعات پیشین و مبانی نظری عوامل اثر گذار بر مالیات مؤثر به‌صورت رابطه (۳) قابل تعیین است:

$$tax_{it} = \beta_{.} + \beta_{1} pro_{it} + \beta_{1} ass_{it} + \beta_{1} lev_{it} + \beta_{1} cas_{it} + \beta_{1} deb_{it} + \beta_{1} invi_{it} + \beta_{1} icnco_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

در رابطه (۳)، نسبت درآمد مالیاتی به سود قبل از مالیات (tax) براساس ادبیات نظری و پیشینهٔ پژوهش تحت‌تأثیر نسبت بازدهی دارایی به‌صورت سود خالص به کل دارایی (pro)، اندازهٔ شرکت به‌صورت لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها (ass)، نسبت اهرم مالی است که به‌صورت نسبت بدهی به دارایی (lev)، نسبت نقدینگی به‌صورت نسبت نقدینگی به دارایی (cas)، نسبت بدهی جاری به بدهی کل (deb)، نسبت دارایی نامشهود به کل دارایی (invi) و نسبت درآمد به کل دارایی (inco) است، با برآورد رابطه (۳) برای دو گروه از صنایع با مالیات بالاتر (صنایع لاستیک و پلاستیک، استخراج کانه‌های فلزی، محصولات غذایی، محصولات شیمیایی، ماشین‌آلات و تجهیزات و صنایع سیمان) و پایین‌تر (صنایع دارویی، فلزی، محصولات برقی، خودرو و ساخت قطعات، سایر محصولات کانی غیرفلزی و فرآورده‌های نفتی)، دو نوع ضرایب β و دو گروه از متغیرهای قابل تعیین معادله (۳) در دسترس هستند؛ لذا برآورد رابطه (۱) و (۲) با استفاده از مدل‌های تجزیه اکساکا–بلیندر و ماچادو–متا امکان‌پذیر است. برای گردآوری داده‌های مرتبط با هر متغیر با توجه در دسترس بودن گزارشات مالی شرکت‌ها، از گزارشات مالی حسابرسی شدهٔ منتهی به اسفندماه هر سال ۱۱۳ شرکت بورسی طی دورهٔ ۱۴۰۲–۱۳۹۰ استفاده شده است، این گزارشات حسابرسی شدهٔ مالی در سایت کدال در دسترس هستند.

۵. تحلیل نتایج

۵-۱. برآورد مدل با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته

باتوجه به ساختار ناهمگن شرکت‌های بورسی ابتدا آزمون‌های مانایی و آزمون F لیمر انجام شده است و نتایج تأییدی بر وجود مانایی در تمام متغیرها با توجه به نسبی بودن آن‌ها و هم‌چنین رد فرضیهٔ صفر F لیمر مبنی‌بر همگن بودن داده‌ها است؛ لذا برآورد مدل به روش داده‌های پانل امکان‌پذیر است. عکس‌العمل متفاوت مؤدیان مالیات در صنایع با مالیات بالاتر در مقایسه با صنایع با مالیات پایین‌تر، لزوم دو برآورد را برای بررسی عوامل مؤثر بر مالیات مؤثر را مطرح می‌کند، که نتایج آن در جدول (۱) آمده است. براساس برآوردهای به‌دست آمده، افزایش سودآوری در شرکت‌های بورسی باعث کاهش معنی‌داری در نسبت مالیات مؤثر شده است، یکی از دلایل اصلی برای منفی بودن اثر سودآوری وجود سیستم مالیات تنازلی است، که با افزایش سودآوری، مالیات به‌همان اندازه افزایش نیافته است؛ این اثر در شرکت‌های با مالیات پرداختی بالاتر، نسبتاً بالاتر بوده است و این نشان‌دهندهٔ مقاومت صنایع با مالیات بالاتر در هنگام افزایش سود است، علاوه‌بر این تأییدی بر پتانسیل بالای پرداخت مالیات

در صنایع با مالیات بالاتر است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که با افزایش اندازهٔ بنگاه، مالیات مؤثر پرداخت شده توسط بنگاه افزایش یافته است، و در صنایع با مالیات بالاتر، اثر اندازه بالاتر بوده است، و تأییدی بر فرضیهٔ هزینهٔ سیاسی است؛ چراکه اطلاعات آن‌ها به‌طور واضح‌تری در دسترس قرار می‌گیرد، و به‌همین‌دلیل فرار مالیاتی در آن‌ها کمتر و مالیات بیشتری را پرداخت می‌کنند.

جدول (۱): برآورد مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

Tab. 1: Model Estimation by Generalized Method of Movement

	صنایع گروه اول		صنایع گروه دوم	
متغیرها	ضرایب	مقدار احتمال	ضرایب	مقدار احتمال
وقفهٔ مالیات مؤثر	۰/۱۳۳	۰/۰۰	۰/۰۵۲	۰/۰۵۵
سودآوری	-۰/۰۴۹	۰/۰۰	-۰/۰۲۶	۰/۰۰
اندازهٔ شرکت	۰/۰۴۶	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰
اهرم مالی	-۰/۰۶۲	۰/۰۰	۰/۰۳۴	۰/۰۱
نقدینگی	۰/۰۰۰	۰/۹۲۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰
نسبت درآمد عملیاتی	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰
نسبت دارایی نامشهود	۰/۰۰۰۱	۰/۸۹۸	۰/۰۰۳	۰/۴۱
نسبت بدهی جاری	۰/۱۰۵	۰/۰۰	۰/۰۴۵	۰/۰۱
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۳	۰/۸۸۹	۰/۰۵۷	۰/۲۱
آزمون سارگان	۳/۵۶	۰/۷۷	۳۶/۷۵	۰/۹۹
آزمون AR(1)	-۳/۰۴	۰/۰۰	-۳/۱	۰/۰۰۲
آزمون AR(2)	-۰/۳۵	۰/۷۲	۰/۰۳۲	۰/۹۷

*** معنی‌داری در سطح خطای ۱٪، مقادیر داخل پرانتز آمارهٔ Z هستند.

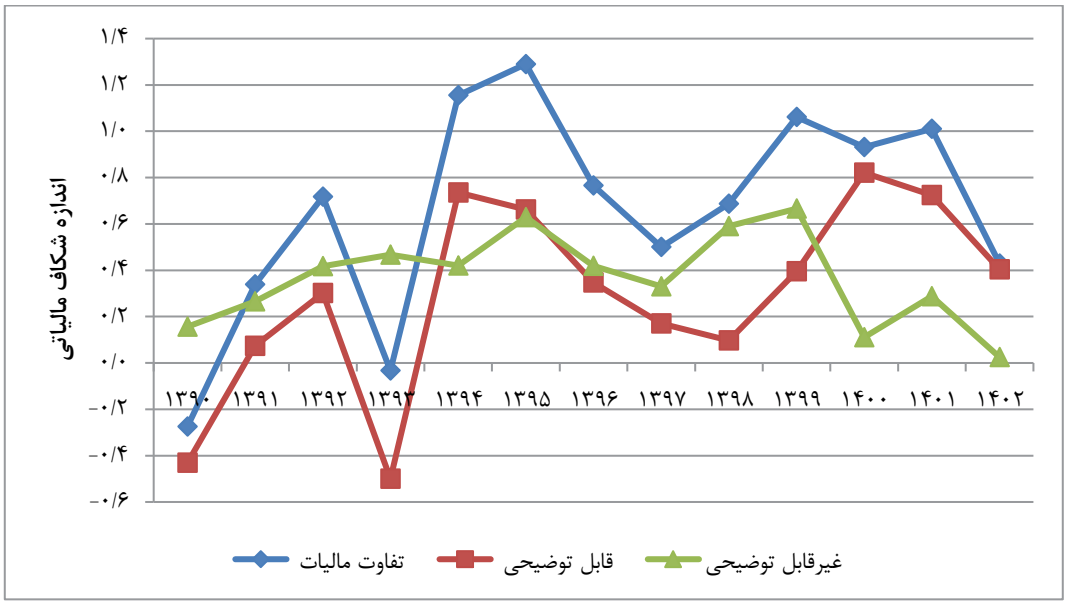
اهرم مالی به‌صورت نسبت بدهی به دارایی تعریف شده است، اهرم مالی نشان‌دهندهٔ توانایی بنگاه‌ها در بازپرداخت بدهی‌ها ازطریق دارایی‌ها است، به این‌صورت که هرچه نسبت بدهی برای بنگاهی بالاتر باشد، از نگاه اعتباردهندگان، تأمین مالی از ریسک بالایی برخوردار است؛ بنابراین اهرم مالی بر هزینهٔ بهره بالاتر در بنگاه دلالت می‌کند، و با افزایش هزینه‌ها، سود بنگاه کاهش یافته و مالیات پرداختی به‌طور معنی‌داری کاهش می‌یابد. اهرم مالی به‌عنوان نسبی است که نشان می‌دهد چه میزان از دارایی‌های بنگاه به‌واسطهٔ وام و بدهی تأمین شده است (اوکتاویانی و مانیدر، ۲۰۱۷). براساس مطالعات «واردنی» و «مورسیاتی» (۲۰۲۲) شرکت‌ها برای کاهش سود مشمول مالیات، از بدهی و هزینهٔ بهرهٔ متناسب با آن برای کاهش مالیات استفاده می‌کنند؛ لذا تعیین بهینهٔ اهرم مالی با دو شرایط پرریسک و مالیات پرداختی کمتر از مهم‌ترین دغدغه‌های مدیران است. نتایج برآوردها در رابطه با اثر اهرم مالی بر مالیات مؤثر پرداختی نشان می‌دهد که اهرم مالی باعث افزایش مالیات مؤثر در شرکت‌های با مالیات پایین‌تر شده است، اما اثر منفی بر مالیات مؤثر صنایع با مالیات بالاتر دارد؛ درواقع، در شرکت‌های با مالیات پرداختی بالاتر، مزیت مالیاتی مهم‌تر از ریسک تأمین مالی است و به‌همین‌دلیل از ظرفیت اهرم مالی برای کاهش مالیات استفاده می‌کنند، اما در شرکت‌های با مالیات پایین‌تر، ریسک تأمین مالی از اولویت بالاتری برخوردار است.

نقدینگی یکی از متغیرهای تعیین‌کنندهٔ ساختار مالی بنگاه‌ها است، که دلالت‌بر توانایی بنگاه‌ها در پرداخت تعهدات کوتاه‌مدت دارد؛ به این‌صورت که هرچه میزان نقدینگی در بنگاهی افزایش یابد، توانایی پرداخت مالیات به‌عنوان یکی از تعهدات مالی افزایش می‌یابد، نتایج برآوردها نشان می‌دهد که افزایش نقدینگی باعث افزایش مالیات مؤثر شده است، نقدینگی از یک‌طرف به منابع راکد بدون درآمد بنگاه اطلاق می‌شود که باعث کاهش سود قبل از مالیات می‌شود، اما از طرف دیگر به‌دلیل توانایی پرداخت آنی با منابع در دسترس، سهولت مالیات پرداختی افزایش می‌یابد؛ بنابراین، مالیات مؤثر افزایش می‌یابد. اما این اثر در صنایع گروه اول معنی‌دار نبوده است؛ چراکه مالیات پرداختی این این گروه از بنگاه‌ها در سطح بالایی قرار دارد و هزینهٔ فرصت منابع راکد شرکت افزایش می‌یابد، لذا نقدینگی راکد در این گروه از شرکت‌ها تغییرات معنی‌داری را در مالیات مؤثر ایجاد نمی‌کند. یکی از عناصر مهم دارایی‌های هر بنگاهی، دارایی نامشهود است که ملموس و قابل مالیات‌گذاری نیست؛ واقعیت آن است که ارزش بسیاری از دارایی‌های نامشهود به‌طور ذهنی تعیین می‌شود، یکی از مصادیق مهم برای دارایی‌های نامشهود، برندهای تجاری است که باعث نوعی اختلاف قیمت در محصولات خواهد شد، به‌همین دلیل باعث افزایش سود قبل از مالیات می‌شوند، اما قابل مالیات‌گذاری نیستند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که افزایش سهم دارایی نامشهود از کل دارایی‌ها اثر معنی‌داری را بر مالیات پرداختی ندارد. یکی از سیاست‌های مهم دولت‌ها در سال‌های اخیر کاهش مالیات بر تولید بوده است؛ به‌طوری‌که در سه سال اخیر، سالانه ۵٪ مالیات بر تولید کاهش یافته است، اما درآمدهای عملیاتی به‌راحتی قابل مالیات‌گذاری هستند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که نسبت درآمدهای عملیاتی اثر مثبت و معنی‌داری را بر مالیات مؤثر پرداختی دارد؛ به این‌واسطه هرچه سهم درآمدهای عملیاتی افزایش یابد، مالیات مؤثر به‌طور معنی‌داری افزایش می‌یابد، و در صنایع با مالیات بالاتر، اثر کمتر است و برسیستم مالیات تنازلی دلالت دارد. درنهایت ترکیب بدهی نیز می‌تواند بر مالیات پرداختی اثر معنی‌داری داشته باشد، به این‌صورت بدهی بلندمدت نسبت به بدهی جاری اثر متفاوتی را بر مالیات خواهد داشت، چراکه بدهی‌های جاری تعهدی بوده و از محل دارایی‌ها تسویه می‌شوند. براساس برآوردها، افزایش نسبت بدهی جاری اثر مثبت و معنی‌داری را بر مالیات مؤثر دارد، به این‌صورت که هرچه نسبت بدهی جاری در ترازنامهٔ شرکت‌ها افزایش یابد، نرخ کاهش مالیات در مقابل نرخ کاهش سود قبل از مالیات کمتر بوده است و درواقع مزیت مالیاتی بدهی جاری دارای کارکرد مؤثر برای بنگاه‌ها نبوده است، و در صنایع با مالیات پرداختی بالاتر، این اثر افزایش یافته است؛ چراکه بدهی جاری در این گروه از صنایع که دارای ریسک بالاتری هستند، کاهش بیشتری را در سود قبل از مالیات ایجاد می‌کند و برای آن‌ها صرفهٔ مالیاتی ایجاد نمی‌کند. آزمون‌های اعتبار مدل مبنی‌بر استفاده از آزمون سارگان و آرلانو–باند نیز تأییدی بر اعتبار نتایج به‌دست آمده است؛ چراکه فرضیهٔ صفر آزمون سارگان تأیید شده است و فرضیهٔ صفر AR(1) رد شده است و فرضیهٔ صفر AR(2) تأیید شده است و بر اعتبار وقفهٔ اول مدل دلالت دارد.

۵-۲. مدل تجزیه

واقعیت آن است که دولت‌ها به‌دنبال حداکثر درآمد مالیاتی با استفاده از قوانین هستند، اما مالیات‌دهندگان تمایل دارند که با استفاده از خلأهای قانونی، مالیات پرداختی خود را کاهش دهند که در برآورد عوامل مؤثربر مالیات

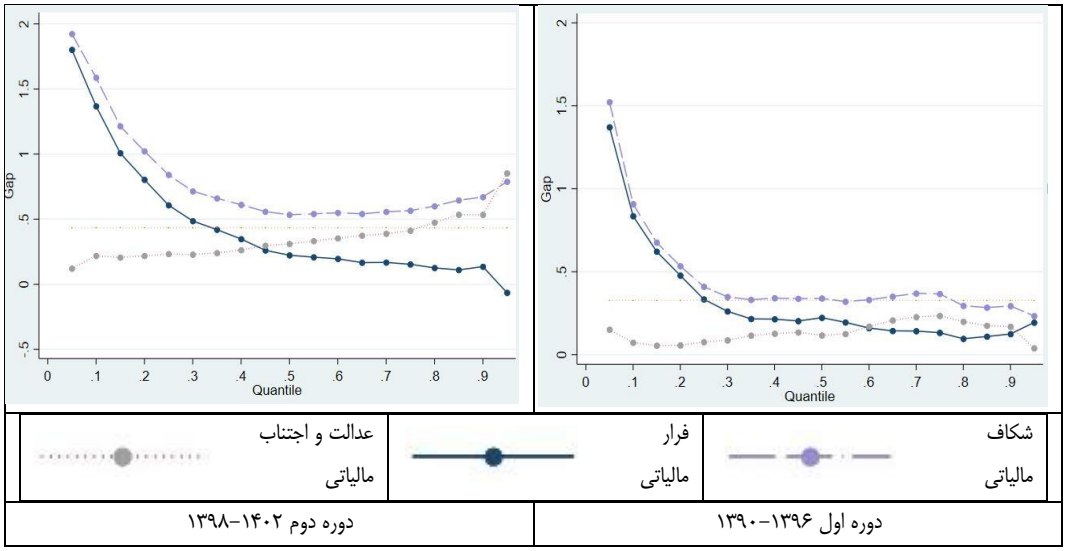
پرداختی به آن‌ها پرداخته شده است، اما پاسخ به این پرسش که آیا تفاوت مالیات بین بنگاه‌ها ناشی از فعالیت‌های اجتناب مالیاتی و یا قوانین مالیاتی و سودآوری بالاتر و یا ناشی از فرار مالیاتی است، مهم و دارای ارزش است. در این‌راستا از رهیافت مدل‌های تجزیه استفاده می‌شود. با برآورد ضرایب β برای دو گروه از صنایع با مالیات‌های بالاتر و پایین‌تر در جدول (۱) و هم‌چنین ویژگی‌های آماری گزارش‌شده در گزارش‌های حسابرسی شده شرکت‌های بورسی، مدل‌های تجزیه قابل برآورد هستند؛ به‌عبارتی در نتایج مدل‌های تجزیه از ضرایب جدول (۱) نیز استفاده می‌شود. نمودار (۲) نتایج برآورد مدل به روش تجزیهٔ اکساکا را نشان می‌دهد که بیشترین شکاف مالیاتی در سال ۱۳۹۵ وجود داشته است، و بعد از آن روندی نوسانی متمایل به کاهش را تجربه کرده است، واقعیت آن است که در سال ۱۳۹۴ حدود ۴۰٪ از شکاف مالیاتی بین صنایع مورد بررسی ناشی از فرار مالیاتی بوده است؛ به‌عبارتی، صنایع با مالیات پرداختی بالاتر، فرار مالیاتی کمتری را تجربه کرده است، اما در سال ۱۳۹۸ تقریباً ۸۶٪ شکاف مالیاتی ناشی از فرار مالیاتی بوده است، اما در سال‌های ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۲ این سهم به‌طور معنی‌داری کاهش یافته است؛ درواقع، عامل اصلی برای تفاوت مالیات پرداختی صنایع تفاوت در توانایی پرداخت و ظهور عدالت مالیاتی بوده است، بنابراین طی سال‌های گذشته که رشد درآمدهای مالیاتی افزایش یافته است، عدالت مالیاتی نمود بیشتری داشته است و ناشی از واقعیتی است که نرخ پیش‌رفت تکنولوژی و گسترش سامانه‌های مالیاتی در سال‌های اخیر به سرعت رشد کرده است. به‌طورکلی ۸۵٪ تفاوت مالیات بین صنایع در سال‌های ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۲ ناشی از عدالت مالیاتی بوده است.



نمودار ۲: مدل تجزیهٔ اکساکا-بلیندر (یافته‌های پژوهش).

Graph. 2: Oaxaca-Blinder Decomposition Model (Research Finding)

تجزیهٔ اکساکا-بلیندر تنها میانگین تفاوت درآمدهای مالیاتی را مورد بررسی قرار می‌دهد، و برای بررسی سهم تفاوت سیاست‌های اجتناب مالیاتی در مقابل سایر عوامل در کل توزیع از تجزیهٔ ماچادو-متا استفاده می‌شود. نتایج برآورد مدل به‌صورت نمودار (۳) نشان داده شده است.



نمودار ۳: مدل تجزیه ماچادو-متا (یافته‌های پژوهش).

Graph. 3: Machado-Mata Decomposition Model (Research Finding)

نتایج تجزیهٔ ماچادو–متا در نمودار (۳) نشان می‌دهد که در دورهٔ دوم مطالعه نسبت به دورهٔ اول شکاف مالیاتی در تمام چندک‌ها افزایش یافته است، و مقدار شکاف ناشی از عدالت مالیاتی و فرار مالیاتی نیز افزایش یافته است، اما میزان افزایش عدالت مالیاتی بالاتر از فرار مالیاتی بوده است؛ به این‌صورت که متوسط افزایش مقدار عدالت مالیاتی برابر با ۰.۲۳ و فرار مالیاتی ۰.۱۳ بوده است؛ بنابراین از نظر مقداری عدالت مالیات افزایش معنی‌داری را تجربه کرده است. تغییرات مذکور در چندک‌های متفاوت مالیاتی ناهمگن است؛ چراکه میزان افزایش شکاف مالیاتی، عدالت مالیاتی و فرار مالیاتی در چهار چندک پایین مالیاتی به‌ترتیب به اندازهٔ ۰.۵۱، ۰.۱۲ و ۰.۳۹ افزایش یافته است، درحالی‌که در ۴ چندک بالای مالیاتی به‌ترتیب ۰.۴، ۰.۴۵ و ۰.۰۵- تغییر کرده است؛ به‌عبارتی، عدالت مالیاتی در چندک‌های بالای مالیاتی رشد بالاتری را نسبت به چندک پایین مالیاتی تجربه کرده است. اما بررسی سهم شکاف ناشی از عدالت مالیاتی و فرار مالیاتی نشان می‌دهد که در چندک‌های بالای مالیاتی سهم ناشی از عدالت مالیاتی به‌طور معنی‌داری افزایش یافته است و سهم ناشی از فرار مالیاتی کاهش یافته است؛ طوری‌که در ۴ چندک بالای مالیاتی سهم عدالت مالیاتی به اندازهٔ ۳۷٪ رشد کرده است و به‌همین نسبت سهم فرار مالیاتی کاهش یافته است و در ۴ چندک پایین مالیاتی، سهم عدالت مالیاتی ۶٪ افزایش یافته است؛ بنابراین، براساس سیاست‌های کلی نظام، باید متمرکز بر چندک‌های پایین مالیاتی برای افزایش سهم عدالت مالیاتی باشد.

باوجود افزایش در مالیات‌ها و سهم مؤلفه‌های عدالت مالیاتی، در دورهٔ دوم مطالعه در چندک پایین مالیاتی سهم مؤلفه عدالت مالیاتی تقریباً ۱۷٪ و فرار مالیاتی در حدود ۸۳٪ بوده است، و این مسئله دلالت‌بر توجه به عملکرد شرکت‌های با مالیات پرداختی پایین‌تر باوجود سودآوری نسبی بالاتر است؛ چراکه در چندک‌های بالای مالیاتی سهم فرار مالیاتی ۱۲٪ بوده است.

٦. نتیجه‌گیری

اقتصاد ایران یکی از اقتصادهایی است که در سال‌های اخیر به‌دلیل عدم توجه به درآمدهای مالیاتی، چالش‌های مهمی را در رابطه با تغییرات درآمدهای نفتی به‌دلیل تحریم تجربه کرده است؛ تجربهٔ چنین واقعیت‌هایی در اقتصاد ایران باعث شد که در سال‌های اخیر درآمدهای مالیاتی به‌شدت افزایش یابند، به‌طوری‌که براساس آمارهای رسمی سالنامهٔ مالیاتی و هم‌چنین بانک مرکزی نرخ رشد درآمدهای مالیات در سه سال ۱۴۰۲–۱۴۰۰ به‌طور سالانه بالغبر ۵۰٪ بوده است؛ اما واقعیت آن است که پویایی و افزایش درآمدهای مالیاتی وابسته به اعتماد بین مالیات‌دهندگان و دولت است، به‌طوری‌که با برقراری عدالت مالیاتی (نرخ بهینهٔ مالیات براساس اصل توانایی پرداخت و فایده) و کارایی مالیاتی (صرف مالیات در پیشران‌های اقتصادی) توانایی و تمایل به پرداخت مالیات از جانب مؤدیان را افزایش و هزینهٔ جمع‌آوری مالیات از جانب دولت در حداقل قرار می‌گیرد، به‌همین‌دلیل یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌های کلی نظام دست‌یابی به درآمد مالیاتی بالاتر با درنظر گرفتن عدالت مالیاتی است؛ لذا پژوهش حاضر با استفاده از آمارهای ۱۱۳ شرکت بورسی طی دورهٔ ۱۴۰۲–۱۳۹۰ به بررسی سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیاتی می‌پردازد، نتایج نشان می‌دهد که مالیات متناسب با سودآوری در سال‌های اخیر رشد نکرده است و این تأییدی بر سیستم مالیات تنازلی در اقتصاد ایران است، اما اهرم مالی در صنایع با مالیات بالاتر منجر به افزایش اجتناب مالیاتی به‌دلیل هزینهٔ بهره و در صنایع با مالیات پایین‌تر باعث کاهش اجتناب مالیاتی شده است، هم‌چنین درآمدهای عملیاتی، اندازهٔ شرکت و بدهی‌های جاری باعث کاهش اجتناب مالیاتی شده است. نتایج مدل‌های تجزیه نشان می‌دهد که طی دورهٔ زمانی ۱۴۰۲–۱۳۹۴ تقریباً ۵۵٪ از شکاف مالیاتی به‌واسطهٔ مؤلفه‌های عدالت مالیاتی قابل توضیح است و رهیافت ماچادو–متا نشان می‌دهد که در چندک‌های پایین مالیاتی، سهم فرار مالیاتی در شکاف مالیات‌ها برابر با ۸۶٪ و در چندک‌های بالای مالیاتی سهم مؤلفه عدالت مالیاتی بالاتر و برابر با ۷۶٪ است. بررسی سهم شکاف ناشی از عدالت مالیاتی در دورهٔ دوم (۱۴۰۲–۱۳۹۸) نسبت به دورهٔ اول (۱۳۹۶–۱۳۹۰) نشان می‌دهد که در چندک‌های بالای مالیاتی سهم ناشی از عدالت مالیاتی به‌طور معنی‌داری افزایش یافته است، به‌طوری‌که در ۴ چندک بالای مالیاتی سهم عدالت مالیاتی به اندازهٔ ۳۷٪ رشد کرده است و در ۴ چندک پایین مالیاتی، سهم عدالت مالیاتی ۶٪ افزایش یافته است؛ بنابراین، مهم‌ترین سیاست برای افزایش سهم عدالت مالیاتی از شکاف مالیاتی، استفاده از سامانهٔ جامع اطلاعات مرتبط با سودآوری شرکت‌های بورسی و ایجاد جریمه‌های سنگین در صورت فرار مالیاتی و بازنگری اساسی در سیاست مشوق‌ها و تخفیف‌های مالیاتی است؛ درواقع، افزایش جامعیت اطلاعات مالی شرکت‌های بورسی امکان توانایی سیاست‌گذاری برای افزایش سهم عدالت مالیاتی را افزایش می‌دهد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه با نظرات ارزشمند خود به غنای متن مقاله افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله نتایج یک پژوهش دانشگاهی است که گردآوری مطالب بر عهدهٔ نویسندهٔ دوم و نگارش آن تحت نظارت نویسندهٔ اول بوده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی و دقیق بودن آن در متن و انتهای مقاله، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– اسکندری، علیرضا؛ و درستان، سمیه، (۱۴۰۱). «تأثیر مکانیسم های حاکمیت شرکتی، سودآوری، اهرم مالی و مدیریت سود بر اجتناب از پرداخت مالیات در بورس اوراق بهادار تهران». *چشم‌انداز حسابداری و مدیریت*، ۵(۶۸): ۱۲۵-۱۰۸. https://www.jamv.ir/article_163440.html

– بیات مانیزانی، محمدرضا، (۱۴۰۳). «رابطه نوع سهامداران و نسبت جریان نقدی با اجتناب مالیاتی با رگرسیون چند متغیره». *چشم انداز حسابداری و مدیریت*، ۷(۹۰): ۲۷۲-۲۸۵. https://www.jamv.ir/article_201113.html.

– حقیقی‌فشی، شیرین؛ بنی‌مهد، بهمن؛ اوحدی، فریدون؛ و همتی، بهرام، (۱۳۹۹). «بررسی تأثیر ابعاد هنجارهای اجتماعی و شخصی بر تمکین مالیاتی». *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۹(۳۳): ۴۱-۵۹. https://sid.ir/paper/402643/fa

– دودکانلوی میلان، جلال؛ و صدیقی، روح اله، (۱۴۰۰). «بررسی تأثیر بدهی و جریان‌های نقد آزاد بر اجتناب مالیاتی با تأکید بر نقش مالکیت نهادی». *پژوهشنامه مالیات*، ۲۹ (۵۲): ۱۳۱- ۱۵۲. http://taxjournal.ir/article-1-2099-fa.html

– سعیدی، عباس؛ و حسینی، رضا، (۱۴۰۳). «بررسی تأثیر مالکیت نهادی، اهرم مالی و نقدینگی بر اجتناب مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران». *چشم انداز حسابداری و مدیریت*، ۷(۹۱): ۱۸۶- ۱۹۹. https://www.jamv.ir/article_203268.html.

– طاهری، ماندانا؛ و جلیلی، محمد، (۱۴۰۲). «اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و تبیین رابطه آن با بیشاطمینانی مدیران و ویژگی‌های کمیته حسابرسی». *پژوهشنامه مالیات*، ۳۱ (۵۷): ۲۹-۵۰. http://taxjournal.ir/article-1-2257-fa.html

– عزیزی، صدیقه؛ و جوکار، حسین، (۱۴۰۰). «تأثیر مسئولیت‌پذیری اجتماعی و نقش تعدیلی اندازه شرکت بر اجتناب مالیاتی با استفاده از معادلات ساختاری». *حسابداری و منافع اجتماعی*، ۱۱(۴): ۱۲۳-۱۵۶. https://doi.org/10.22051/jaasci.2022.34961.1618.

– فخار، مرجان؛ فغانی‌ماکرانی، خسرو؛ و فاضلی، نقی، (۱۴۰۲). «بررسی تأثیرعوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی و ارائـه مدل بهینه پیشگیری از اجتناب مالیاتی». *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۵(۵۹): ۸۶-۶۳. https://doi.org/10.22034/iaar.2023.185327

– فلاح سوقه، امیر؛ خردیار، سینا؛ پورعلی، محمدرضا؛ و صمدی‌لرگانی، محمود، (۱۴۰۲). «بررسی عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی با استفاده از معادلات رگرسیون خطی». *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۱۲(۴۵): ۵۳۳–۵۴۴. https://www.jmaak.ir/article_23524.html

– قادری، بهمن، کفعمی؛ مهدی، کریمی؛ حصاری، فرشاد، (۱۳۹۷). «بررسی تأثیر عوامل مالی و غیرمالی مؤثر بر شکاف مالیاتی». *چشم انداز حسابداری و مدیریت*، ۱(۲): ۱–۱۶. https://www.jamv.ir/article_74172.html?lang=en

قوی‌پنجه، رامین؛ و غریب، حجت، (۱۳۹۷). «بررسی رابطه بین محدودیت در تأمین مالی و اجتناب مالیاتی». *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۶ (۲۱): ۱۵۹–۱۸۲. http://qjfep.ir/article-1-855-fa.html

– نمازیان، علی؛ پورحیدری، امید؛ و زینلی، حدیث، (۱۴۰۰). «بررسی تأثیر نرخ مؤثر مالیاتی و کیفیت حاکمیت شرکتی بر فرار مالیاتی و فساد مالیاتی». *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۸(۳): ۵۰۷–۵۳۲. https://doi.org/10.22059/acctgrev.2021.313990.1008470

References

- Alkurdi, A. & Mardini, G. H., (2020). “The impact of ownership structure and the board of directors’ composition on tax avoidance strategies: empirical evidence from Jordan”. *Journal of Financial Reporting and Accounting,* 18(4): 795-812. https://doi.org/10.1108/JFRA-01-2020-0001.

- Apriani, R., Mulyani, S. & Setiawati, E., (2024). “The Influence of Profitability and Leverage on Tax Avoidance in Food and Beverage Companies Registered on BEI in 2019-2023 (Tri Wulan III)”. *JISIP (Jurnal Ilmu Sosial dan Pendidikan)*, *8*(2): 1224-1234. https://doi.org/10.58258/jisip.v8i2.6722.

- Bayat, M., (2024). “The relationship between type of shareholders and cash flow ratio with tax avoidance with multivariate regression”. *Journal of Accounting and Management Vision,* 7(90): 272-285. https://www.jamv.ir/article_201113.html. (In Persian).

- Blinder. A. S., (1973). “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”. *Journal of Human Resources*, 4(8): 436-455. https://doi.org/10.2307/144855.

- Chouaibi, J., Rossi, M. & Abdessamed, N., (2022). “The effect of corporate social responsibility practices on tax avoidance: an empirical study in the French context”. *Competitiveness Review: An International Business Journal,* 32(3): 326-349. https://doi.org/10.1108/CR-04-2021-0062.

- Dang, V. C. & Tran, X. H., (2021). “The impact of financial distress on tax avoidance: An empirical analysis of the Vietnamese listed companies”. *Cogent Business & Management,* 8(1). https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1953678.

- Darsani, P. A. & Sukartha, I. M., (2021). “The effect of institutional ownership, profitability, leverage and capital intensity ratio on tax avoidance”. *American Journal of Humanities and Social Sciences Research (AJHSSR),* 5(1): 13-22. https://www.ajhssr.com/wp-content/uploads/2021/01/C215011322.pdf

- Dudkanluy Milan, J. & Siddiqui, R., (2022). “Investigating the Impact of Debt and Free Cash Flows on Tax Avoidance with Emphasis on the Role of Institutional Ownership”. *Journal of Tax Research,* 29 (52): 131-152. http://taxjournal.ir/article-1-2099-fa.html (In Persian).

- Eskandari, A. & Darestan, S., (2022). "The effect of corporate governance mechanisms, profitability, financial leverage and profit management on tax avoidance in Tehran Stock Exchange". *Journal of Accounting and Management Vision,* 5(68): 108-125. https://www.jamv.ir/article_163440.html (In Persian).

- Fakhar, M., Faghani Makrani, K. & Fazeli, N., (2023). "Investigating the Impact of Factors Affecting Tax Avoidance and Presenting an Optimal Tax Avoidance Prevention Model". *Accounting and Auditing Research,* 15(59): 63-86. doi: 10.22034/iaar.2023.18532 (In Persian).

- Fallah Sougheh, A., Kheradyar, S., Pourali, M. R. & Samadi Largani, M., (2023). "The Factors Affecting Tax Avoidance Using Linear Regression Equations". *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge,* 12(45): 533-544. https://www.jmaak.ir/article_23524.html (In Persian).

- Ghavipanjeh, R. & Gharib, H., (2018). "The Relationship between Financial Constraints and Tax Avoidance". *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 6 (21): 159-182. http://qjfep.ir/article-1-855-fa.html. (In Persian).

- Haghighi fashi, S., Banimahd, B., Ohadi, F. & Hemmati, B., (2020). "Investigating the Impact of Dimensions of Social and Personal Norms on Tax compliance". *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge,* 9(33): 40-60. https://sid.ir/paper/402643/fa. (In Persian).

- Hossain, M. S., Ali, M. S., Islam, M. Z., Ling, C. C. & Fung, C. Y., (2024). "Nexus between profitability, firm size and leverage and tax avoidance: evidence from an emerging economy". *Asian Review of Accounting,* 32 (5): 759–780. https://doi.org/10.1108/ARA-08-2023-0238.

- Lucut Capras, I., Achim, M. V. & Mara, E. R., (2024). "Is tax avoidance one of the purposes of financial data manipulation? The case of Romania". *The Journal of Risk Finance,* 25 (4): 588–601. https://doi.org/10.1108/JRF-11-2023-0273.

- Machado, J. & Mata, J., (2005). "Counterfactual decomposition of changes in wage distribution using quantile regression". *Journal of Applied Econometrics,* 445-465. https://doi.org/10.1002/jae.788

- Mediaty, M., Habbe, A. H. & Awaluddin, M. R., (2024). "Effect of Transfer Pricing, Profitability, and Leverage on Tax Avoidance". *Advances In Social Humanities Research*, 2(2): 134-141. https://doi.org/10.29103/micolls.v3i-.540.

- Minnick, K. & Noga, T., (2010). "Do corporate governance characteristics influence tax management?". *Journal of Corporate Finance,* 16(5): 703–718. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2010.08.005

- Namazian, A., Pourheidari, O. & Zeinali, H., (2021). "Investigating the Effect of Effective Tax Rate and Quality of Corporate Governance on Tax Evasion and Tax Corruption". *Accounting and Auditing Review,* 28(3): 507-532. doi: 10.22059/acctgrev.2021.313990.1008470 (In Persian).

- Oaxaca, R., (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review*, 14: 693–709 https://doi.org/10.2307/2525981.

- Qaderi, B., Kafami, M. & Karimi, F., (2018). "The Effect of Financial and Non-Financial Firms Characteristics on Tax Gap". *Journal of Accounting and Management Vision,* 1(2): 1-16. https://www.jamv.ir/article_74172.html?lang=en (In Persian).

- Saeidi, A. & Hosseini, R., (2024). "Investigating the effect of institutional ownership, financial leverage and liquidity on tax avoidance listed firms on the Tehran Stock

Exchange". *Journal of Accounting and Management Vision,* 7(91): 186-199. https://www.jamv.ir/article_203268.html. (In Persian).

- Sandag, E. C., Rotinsulu, C. N. M., Tandiawan, V. & Rinaldi, M., (2022). "Profitability and company size have a strong influence on tax avoidance". *Al-Kharaj: Journal of Islamic Economic and Business,* 4(2): 23-39. https://doi.org/10.24256/kharaj.v4i2.3602.

- Sari, P. I. P. & Ramli, A. H., (2023). "The Effect of Leverage, Company Size, Company Risk on Tax Avoidance In 2020-2022: Case Study of a Manufacturing Company in the Raw Materials Sector". *Jurnal Ilmiah Akuntansi Kesatuan*, 11(3): 625-636. https://doi.org/10.37641/jiakes.v11i3.2074.

- Suciarti, C., Suryani, E. & Kurnia, K., (2020). "The effect of leverage, capital intensity and deferred tax expense on tax avoidance". *Journal of Accounting Auditing and Business,* 3(2): 2-38. https://doi.org/10.24198/jaab.v3i2.28624.

- Taheri, M. & Jalili, M., (2023). "Tax Avoidance and its Relationship with Manager Overconfidence and Audit Committee Characteristics". *Journal of Tax Research*, 31 (57): 29-50. http://taxjournal.ir/article-1-2257-fa.html (In Persian).

- Watts, R. L. & Zimmerman, J. L., (1986). *Positive accounting theory*.

- Yahaya, K. A. & Yusuf, K., (2020). "Impact of company characteristics on aggressive tax avoidance in Nigerian listed insurance companies". *Journal of Administration Business*, 9(2): 101-111. https://doi.org/10.14710/jab.v9i2.30512.

-Azizi, S, & Jokar, H., (2017). "The effect of social responsibility and the moderating role of firm size on tax avoidance using structural equations". *Accounting and Social Benefits,* 11(4): 123-156. https://doi.org/10.22051/jaasci.2022.34961.1618. (In Persian).

Contents

Dynamic Modeling of the Impact of Water and Energy Subsidy Reforms in the Persian Gulf and Oman Sea Water Transfer Project on Exports and Added Value of Iran's Economic Sectors with an Environmental Sustainability Approach: Horizon 2046 9-41
Nadia Anjomshoa, Seyed AbdulMajid Jalaei, Mehdi Nejati

The Impact of Income Tax and Capital Tax Shocks on Household Welfare in Iran: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach 43-76
Mostafa Lotfi Parsa, Seyed Ehsan Hosseinidoust, Mohammad Hasan Fotros, Reza Maboudi

Optimal Monetary Policy Analysis Under Exchange-Rate Shocks: Reframing Inflation, Output, and Exchange-Rate Stability Objectives within a DSGE Framework 77-113
Hassan Naraghi, Ahmad Sarlak, Seyed Fakhreddin Fakhrhosseini, Maryam Sharifnezhad

The Effect of the Urban Family Physician Program on Out-of-Pocket Health Spending in Iran: Evidence from a Quasi-Experimental Difference-in-Differences Analysis 115-145
Behnaz Mehrjoo, Sajjad Faraji Dizaji, Seyed Mohammad Karimi, Abbas Asari Arani

The Impact of BRICS Plus Membership on Iran's Economic Development Indicators (The GTAP Approach) 147-186
Arash Yavarifar, Ali Emami Meybodi, Teymour Mohammadi

Dynamic Analysis of the Economic Effects of Wheat Pricing Policy in Iran: Application of Censored Quantile Autoregressive Method 187-209
Raheleh Shayeghan, Ebrahim Moradi

Regional Market Regulation in Iran: A Conceptual and Operational Framework for Crisis Conditions 211-239
Alireza Garshasbi, Sadegh Dadashi, Somayeh Nematollahi

Examining the Impact of the Closure of the Strait of Hormuz on the Volatility of Major Global Stock Market Indices 241-270
Seyyed Abdollah Razavi, Samira Basirizadeh

Agent-Based Simulation of Housing Price Volatility: The Impact of Speculative Behavior on Housing Market Dynamics (Case Study: Shiraz city) 271-300
Sara Parang, Zahra Dehghan Shabani

Evaluating the Contribution of Tax Justice to the Tax Gap of Iranian Stock Market Companies 301-322
Ali Falahati, Zahra Shirzour Aliabadi

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
]*Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.*

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

57

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 15, No. 57, 2026
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: **Ali Akbar Gholizadeh**
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 © 2026 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)**

OPEN ACCESS

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

57

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 15 || No. 57 || 2026 ||

- Dynamic Modeling of the Impact of Water and Energy Subsidy Reforms in the ...
  Nadia Anjomshoa, Seyed AbdulMajid Jalaei, Mehdi Nejati 9-41
- The Impact of Income Tax and Capital Tax Shocks on Household Welfare in Iran ...
  Mostafa Lotfi Parsa, Seyed Ehsan Hosseinidoust, Mohammad Hasan Fotros, Reza Maboudi 43-76
- Optimal Monetary Policy Analysis Under Exchange-Rate Shocks: Reframing ...
  Hassan Naraghi, Ahmad Sarlak, Seyed Fakhreddin Fakhrhosseini, Maryam Sharifnezhad 77-113
- The Effect of the Urban Family Physician Program on Out-of-Pocket Health ...
  Behnaz Mehrjoo, Sajjad Faraji Dizaji, Seyed Mohammad Karimi, Abbas Asari Arani 115-145
- The Impact of BRICS Plus Membership on Iran's Economic Development ...
  Arash Yavarifar, Ali Emami Meybodi, Teymour Mohammadi 147-186
- Dynamic Analysis of the Economic Effects of Wheat Pricing Policy in Iran ...
  Raheleh Shayeghan, Ebrahim Moradi 187-209
- Regional Market Regulation in Iran: A Conceptual and Operational Framework ...
  Alireza Garshasbi, Sadegh Dadashi, Somayeh Nematollahi 211-239
- Examining the Impact of the Closure of the Strait of Hormuz on the Volatility of ...
  Seyyed Abdollah Razavi, Samira Basirizadeh 247-270
- Agent-Based Simulation of Housing Price Volatility: The Impact of Speculative ...
  Sara Parang, Zahra Dehghan Shabani 271-300
- Evaluating the Contribution of Tax Justice to the Tax Gap of Iranian Stock Market ...
  Ali Falahati, Zahra Shirzour Aliabadi 301-322