مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۵۲

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

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۳ || شمارهٔ ۵۲ || زمستان ۱۴۰۳ ||

◄ بررسی اثر تغییر اقلیم بر رشد تولید ناخالص داخلی استان‌های ایران در دوره‌های زمانی مختلف
لطفعلی آذری، علی‌اکبر ناجی‌میدانی، نرگس صالح‌نیا ۹-۳۹

◄ نابرابری درآمدی و تغییرات سهم ارزشافزودهٔ صنایع: نقشِ شدت استفاده از عوامل تولید در اقتصاد ایران
شاهین کشاورزرضائی، محمدحسن زارع، مهدی حاجامینَی ۴۱-۷۱

◄ نقش بخش نامولد اقتصاد و بحران ارزی در ایجاد تورم
محمد مصطفی‌زاده، پرویز داودی، علی‌اکبر عرب‌مازار، حسین صمصامی ۷۳-۱۰۱

◄ بررسی اثربخشی سیاست پولی تحت سناریوهای مختلف تغییرات اقلیم در ایران
میثم نسرین‌دوست، محمدعلی فلاحی، علی چشمی ۱۰۳-۱۳۳

◄ قیمت سایه‌ای آب و رقابت‌پذیری بخش کشاورزی: مطالعهٔ موردی برای کالاهای کشاورزی منتخب ایران ...
سعید راسخی، صابر شاکری‌مآب، شهریار زروکی، آتنا سلمانپوراحمدی ۱۳۵-۱۷۴

◄ بررسی عدم تقارن درجهٔ عبور نرخ ارز به تورم انتظاری در ایران با رویکرد NARDL
مهدی عظیم‌زاده، شهرام فتاحی، علی فلاحتی ۱۷۵-۱۹۶

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

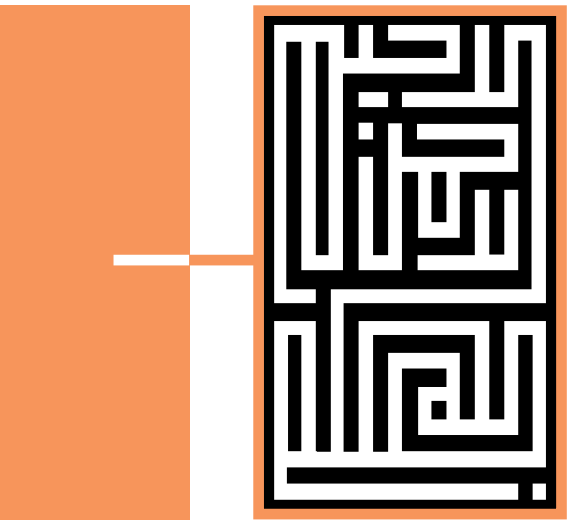
– ارجاع در متن مقاله

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 ۲۷۱۰۱۶/ ۲ به فصلنامه علمی پژوهشی است.

رتبهٔ علمی نشریه در وزارت علوم (سال ۱۴۰۳): **الف**

ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۴۰۳): **Q1 - 0.721**

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۳، شمارهٔ ۵۲، زمستان ۱۴۰۳
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۴۰۳): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۴۰۳): **Q1**

صاحب امتیاز: **دانشگاه بوعلی‌سینا**
با همکاری: **انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای**
مدیر مسئول: **سعید عیسی‌زاده**
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: ۳۸۳۸۱۱۹۲-۰۸۱

حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

فهرست مقالات

بررسی اثر تغییر اقلیم بر رشد تولید ناخالص داخلی استان‌های ایران در دوره‌های زمانی مختلف
لطفعلی آذری، علی‌اکبر ناجی‌میدانی، نرگس صالح‌نیا ۹-۳۹

نابرابری درآمدی و تغییرات سهم ارزش‌افزودهٔ صنایع: نقشِ شدت استفاده از عوامل تولید در اقتصاد ایران
شاهین کشاورزرضائی، محمدحسن زارع، مهدی حاج‌امینی ۴۱-۷۱

نقش بخش نامولد اقتصاد و بحران ارزی در ایجاد تورم
محمد مصطفی‌زاده، پرویز داودی، علی‌اکبر عرب‌مازار، حسین صمصامی ۷۳-۱۰۱

بررسی اثربخشی سیاست پولی تحت سناریوهای مختلف تغییرات اقلیم در ایران
میثم نسرین‌دوست، محمدعلی فلاحی، علی چشمی ۱۰۳-۱۳۳

قیمت سایه‌ای آب و رقابت‌پذیری بخش کشاورزی: مطالعهٔ موردی برای کالاهای کشاورزی منتخب ایران با رویکرد پویایی‌شناسی سیستم
سعید راسخی، صابر شاکری‌مآب، شهریار زروکی، آتنا سلمانپوراحمدی ۱۳۵-۱۷۴

بررسی عدم تقارن درجهٔ عبور نرخ ارز به تورم انتظاری در ایران با رویکرد NARDL
مهدی عظیم‌زاده، شهرام فتاحی، علی فلاحتی ۱۷۵-۱۹۶

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

داوران ایـــن شـــماره

حمید آسایش	استادیار دانشگاه آیت‌الله بروجردی
محسن ابراهیمی	دانشیار دانشگاه بوعلی‌سینا
مریم اصغری	دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی
یونس تیموری	استادیار برنامه و بودجه
آزاد خانزادی	استادیار دانشگاه رازی
موسی خوشکلام‌خسروشاهی	استادیار دانشگاه الزهراء (س)
کاوه درخشانی درآبی	استادیار دانشگاه اراک
حسن دلیری	استادیار دانشگاه گلستان
هیوا رحیمی‌نیا	مدرس دانشگاه پیام‌نور تهران
رضا روشن	دانشیار دانشگاه خلیج فارس بوشهر
شهریار زروکی	دانشیار دانشگاه مازندران
زهرا کریمی‌تکانلو	دانشیار دانشگاه تبریز
حبیب مروت	دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی
امیرحسین منتظرحجت	استادیار دانشگاه شهید چمران اهواز
صلاح‌الدین منوچهری	دکتری دانشگاه بوعلی‌سینا
رزیتا مویدفر	استاد دانشگاه اصفهان
پریسا مهاجری	دانشیار دانشگاه علامه طباطبائی
محمدحسین مهدوی‌عادلی	استاد دانشگاه فردوسی مشهد
یونس نادمی	استادیار دانشگاه آیت‌الله بروجردی

Vol. 13, No. 52, Winter (2025)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

Investigating the Effect of Climate Change on the Growth of the Gross Domestic Product of Iran's Provinces in Different Periods of Time

Lotfali Azari[1], Ali Akbar Naji Meidani[2], Narges Salehnia[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29480.3701
Received: 2024.06.16; Revised: 2024.07.29; Accepted: 2024.09.07
Pp: 9-39

Abstract

The extent of the effects and consequences of climate change on various dimensions of human life today has made this phenomenon more than an environmental issue and highlighted its economic aspects with regard to its effects on economic development, poverty, inequality and prosperity. Economic analysis of climate change, especially in different time periods, requires estimates at national and local levels. In view of conducting some limited and mostly partial studies on the economic impact of changing weather conditions in Iran, in this article using the economic production data and new calculation of weather variables for the provinces of the country between 2000 to 2020, it has been possible to estimate the impact of climate change on different time scales by using annual panel model and long difference model. The results show that there is a negative effect of changes in temperature and precipitation simultaneously and with a delay of one year on the production of Iranian provinces, although the value of these coefficients is very low. In addition, these changes affect short-term production and long-term growth. However, it can be claimed that there is no long-term effect between precipitation levels and changes in production, unlike temperature levels. Also, a significant negative effect of intermittent changes in temperature on production can be seen, and a positive effect can be extracted regarding intermittent changes in precipitation. In the regression of the long difference, there was no evidence that the temperature level (or the amount of precipitation) has an effect on the production of the provinces in long periods, although the change in precipitation has a greater influence in longer periods, and unlike temperature, its effect It is not rejected in shorter periods of time either.

Keywords: Climate Change, Economic Impacts, Climate Effects.
JEL Classification: Q54, Q51, O44, O13.

1. Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran (Corresponding Author), ***Email:*** naji@um.ac.ir.
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Citations: Azari, L.; Naji Meidani, A. A. & Salehnia, N., (2025). "Investigating the Effect of Climate Change on the Growth of the Gross Domestic Product of Iran's Provinces in Different Periods of Time". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(52): 9-39. doi: 10.22084/aes.2024.29480.3701
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5692.html?lang=en

1. Introduction

Climate change as a result of human activities and especially the emission of greenhouse gases can be introduced as the most important factor in global warming since the beginning of the industrialization process (IPCC, 2013). It is important to understand the relationship between climate and economic results, especially when predicting the effects of global warming (Newell et al., 2021). Weather conditions can play a vital role in directing human economic activities, and accordingly, these effects are considered to be inseparable components of climate change, with the explanation that the effects will not be the same in different geographical areas. And depending on the region, it can appear as an opportunity or a threat. According to the growing trend of global studies in the field of climate change, in this article, according to the domestic needs of Iran, the effectiveness of this phenomenon has been investigated in order to help the country's policy makers and decision makers in the low-cost transition of this process. In terms of sustainable exit from environmental conflicts and as a result, it helps to reduce economic threats in Iran's territorial future.

2. Materials and methods

The main focus in this article is to investigate and analyze the effects of local climate change and its conditions in different time scales in the provinces of Iran, while using a comprehensive set of data related to the provinces' gross domestic product. Country and climate data with full and extensive provincial coverage and a long-time scale from 2000 to 2020 using combined annual panel model and long difference model, as a practical method to investigate and analyze the effects of water change and Air is focused on economic production. The impact of climate change includes the impact on economic activity indicators and the effects that are based on the criteria of changes in the welfare of economic factors - producers, consumers and investors - due to market effects (Callaway et al., 2011). we consider a stylized Ramsey-type growth model. In general, with the modeling done, economic growth is affected by the following variables; 1) the immediate (or short-run) climate effect, 2) the transitory impact and 3) the long-term productivity growth rate (Dell et al., 2012; Kalkuhl & Wenz, 2020). In the current literature on economic effects of climate change, several different types of equations are proposed: Linear effects on the surface, nonlinear effects on the surface, nonlinear effects in the first-lag and finally nonlinear effects in positive and negative deviation from long-term weather conditions. There are also differences in how to model unobserved time heterogeneities. In this article, various characteristics of the recent literature are compared to determine which model best explains the effect of climate variables on the economic production of Iran's provinces.

3. Data

Temperature and precipitation data are extracted from the Climatic Research Unit of the University of East Anglia in the United Kingdom. Also, the gross domestic product of the provinces was extracted from the database of Iran Statistics Center and other data used according to the case from Iran Statistics Center, the digital maps of the height of the whole country in the Comprehensive Weather and Climatology Database of Iran and the Ministry of Energy.

4. Discussion

In this article, while focusing on the uncertainty of common models, research at the provincial level in Iran, which faces significant heterogeneity in climate and weather conditions and levels of development, has contributed to the progress of this field of study. Also, by using a comprehensive set of economic activity data at the provincial level with complete coverage at the national level, the relationship between economic production and weather conditions at different time scales has been analyzed. In order to measure the accuracy and strength of different models for using mixed data, while performing various tests, choosing the method of mixed data and then choosing the presence of fixed effects was accepted. In the estimation of annual models, the independent variables provided the best explanation for the dependent variable and most of them were at an acceptable level of significance. The results show the negative effect of changes in weather conditions on the production of Iran's provinces. In the estimation of the long difference models, the seven-year time periods were selected and analyzed, and some auxiliary variables were also considered according to the position of the provinces, which can be argued that the change in weather conditions did not bring adaptation over.

5. Conclusion

In this article, by using a comprehensive set of economic activity data at the provincial level with complete coverage at the national level, the relationship between economic production and weather conditions at different time scales has been analyzed. The results of this research, in line with the studies of Newell et al., (2021) and Olper et al. (2021), confirm the significant uncertainty of the current models and show the negative effect of temperature and precipitation changes simultaneously and with a delay of one year on the production of Iran's provinces, although the amount of these coefficients is very low. Economic sectors in the provinces are more dependent on temperature than precipitation,

which is the reason for the influence of temperature fluctuations on other sectors beyond agriculture, such as services, housing, construction, energy, and industry. etc. referred to rain. However, a significant negative effect of intermittent changes in temperature on production can be seen and a positive effect can be extracted regarding intermittent changes in precipitation. Although no evidence was found for continuous growth effects according to the models, higher final effects of temperature are reported compared to the models of Burke, Hsiang and Miguel (2015) and Kalkuhl and Wenz (2020). By using the regression of long difference, no evidence was found that the temperature level (or the amount of rainfall) affects the production of the provinces in long periods. In this context, it can be claimed that the expectations formed or the change in the situation compared to the previous periods have the ability to have a greater influence on the decision of economic and production activists in Iran.

Acknowledgments

The authors consider it necessary to express their gratitude to the staff and referees of the Iranian Applied Economic Studies Quarterly for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution

The authors declare that due to the fact that this article is extracted from a doctoral dissertation, the writing of the article was the responsibility of the first author and its guidance was the responsibility of the second and third authors.

Conflict of Interest

The authors declare the absence of conflict of interest by observing the ethical principles of publication in reference.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۲، زمستان ۱۴۰۳

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 نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

بررسی اثر تغییر اقلیم بر رشد تولید ناخالص داخلی استان‌های ایران در دوره‌های زمانی مختلف*

لطفعلی آذری[۱]، علی‌اکبر ناجی‌میدانی[۲]، نرگس صالح‌نیا[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29480.3701
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۲۷، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۵/۰۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۱۷
صص: ۳۹-۹

چکیده

گستردگی آثار و پیامدهای تغییرات آب و هوا بر ابعاد مختلف زندگی بشر امروزی، این پدیده را از یک مسأله محیط‌زیستی فراتر برده و جنبه‌های اقتصادی آن را با توجه به اثرات آن بر توسعهٔ اقتصادی، فقر، نابرابری و رفاه برجسته کرده است. تحلیل اقتصادی تغییرات آب و هوا به‌ویژه در دوره‌های زمانی مختلف به برآوردهایی در سطوح ملی و محلی نیاز دارد. نظر به انجام برخی مطالعات محدود و عمدتاً بخشی در زمینهٔ تأثیر اقتصادی تغییر شرایط آب و هوایی در ایران، در این پژوهش با بهره‌برداری از داده‌های تولید اقتصادی و محاسبهٔ جدید از متغیرهای آب و هوا برای استان‌های کشور بین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹، این امکان فراهم شده است که تأثیر تغییر آب و هوا در مقیاس‌های زمانی مختلف با استفاده از رگرسیون‌های ترکیبی (پانل) سالانه و تفاضل طولانی تخمین زده شود. نتایج نشان می‌دهد اثر منفی تغییرات دما و بارش هم‌زمان و با تأخیر یک ساله بر تولید استان‌های ایران وجود دارد؛ هرچند مقدار این ضرایب بسیار کم است. هم‌چنین یک اثر منفی قابل‌توجه از تغییرات باوقفهٔ دما بر تولید نیز قابل مشاهده است و اثر مثبت درخصوص تغییرات باوقفهٔ بارش قابل استخراج است. در رگرسیون تفاضل طولانی شواهدی مبنی‌بر تأثیرگذاری سطح دما (یا میزان بارندگی) بر تولید استان‌ها در دوره‌های طولانی یافت نشد؛ هرچند تغییر بارندگی، قدرت تأثیرگذاری بیشتری در دوره‌های طولانی‌مدت‌تر به‌همراه دارد و برخلاف دما، تأثیرگذاری آن در دوره‌های زمانی کوتاه‌تر نیز رد نمی‌شود.

کلیدواژگان: تغییر آب و هوا، اثرات اقلیم، تأثیرات اقتصادی.
طبقه‌بندی JEL: Q54, Q51, O44, O13.

*. این مقاله برگرفته از رسال دکترای نویسندهٔ اول در دانشگاه فردوسی مشهد است.

۱. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
Email: Lotfaliazari@mail.um.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران (نویسندهٔ مسئول)
Email: naji@um.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
Email: n.salehnia@um.ac.ir

ارجاع به مقاله: آذری، لطفعلی؛ ناجی‌میدانی، علی‌اکبر؛ و صالح‌نیا؛ نرگس، (۱۴۰۳). «بررسی اثر تغییر اقلیم بر رشد تولید ناخالص داخلی استان‌های ایران در دوره‌های زمانی مختلف». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۲): ۹-۳۹. doi: 10.22084/aes.2024.29480.3701
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5692.html

۱. مقدمه

تغییر آب و هوا به‌عنوان پیامد ناشی از فعالیت انسان و به‌طور ویژه، حاصل انتشار گازهای گلخانه‌ای را می‌توان مهم‌ترین عامل گرم شدن کره‌زمین از آغاز فرآیند صنعتی‌شدن تاکنون معرفی کرد. در صورتی‌که اقدامی برای کاهش کربن در سطح جهان انجام نشود و رشد اقتصادی محدود نگردد، این احتمال وجود دارد که میانگین دمای جهانی در پایان قرن بین ۲/۶ تا ۴/۸ درجهٔ سانتی‌گراد افزایش‌یابد (هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم[۱]، ۲۰۱۳). انتظار می‌رود با شتاب تغییرات آب و هوای جهانی، بر تعداد و شدت رویدادهای شدید آب و هوایی نیز افزوده شود (رحمستورف و کومو[۲]، ۲۰۱۱). شناخت مطلوب رابطهٔ بین اقلیم و نتایج اقتصادی به‌ویژه در زمان پیش‌بینی اثرات گرمایش جهانی حائز اهمیت است (نیول و همکاران[۳]، ۲۰۲۱). در سالیان اخیر هم در سطح جهانی و هم در سطح کشورها، تعداد فزاینده‌ای از شواهد اقتصادسنجی جمع‌آوری شده است که تغییرات تصادفی متغیرهای آب و هوا را به نتایج اقتصادی مرتبط می‌کنند (دل و همکاران[۴]، ۲۰۱۴؛ کلستاد و همکاران[۵]، ۲۰۲۰). ثابت شده است نوسانات دما و حد نهایی شاخص‌های آب و هوا، تأثیر قابل‌توجهی بر فعالیت‌های اقتصادی (دل و همکاران، ۲۰۱۴؛ بورک و همکاران[۶]، ۲۰۱۵)، رفاه انسان (پاتز و همکاران[۷]، ۲۰۰۵؛ شیانگ و همکاران[۸]، ۲۰۱۳؛ دشنیز[۹]، ۲۰۱۴) و عملکرد اکوسیستم (هویگ–گولدبرگ و برونو[۱۰]، ۲۰۱۰ و هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم، ۲۰۱۴) دارند؛ بنابراین شرایط آب و هوایی می‌تواند نقش حیاتی در جهت‌دهی به فعالیت‌های اقتصادی انسان داشته باشد و بر این‌اساس، این تأثیرات از اجزای جدانشدنی تغییر اقلیم محسوب می‌شود، با این توضیح که تأثیرگذاری در مناطق مختلف جغرافیایی یکسان نخواهد بود و به فراخور هر منطقه می‌تواند در نقش فرصت یا تهدید ظاهر شود.

تغییر اقلیم بر همهٔ جنبه‌های زندگی و فعالیت انسان اثرگذار است که یکی از مهم‌ترین آن، تأثیر بر سلامت است. هم‌چنین شرایط آب و هوایی قابلیت تأثیرگذاری متفاوت بر مناطق با اقلیم‌های متنوع را دارد. مطالعات انجام شده مبین وجود رابطهٔ غیرقابل انکار بین بخش‌هایی از اقتصاد به‌غیر از کشاورزی، امنیت غذایی، بهداشت و انرژی با آب و هوا است؛ به‌طوریکه شرایط آب و هوایی حتی بر ساختمان‌سازی، تفریح، کیفیت زندگی و برخی کالاهای غیربازاری نیز اثر دارد (مسترز و مک‌میلیان[۱۱]، ۲۰۰۱؛ مندلسون و همکاران[۱۲]، ۲۰۰۱؛ چانگ[۱۳]، ۲۰۰۲؛ لیندکوئیست[۱۴]، ۲۰۱۵؛ لیمباخ و همکاران[۱۵]، ۲۰۱۷). برای طراحی سیاست‌های بهینه به‌منظور کاهش اثرات و مقابله با پدیدهٔ تغییر اقلیم و هم‌چنین طراحی توافق‌نامه‌های فرامنطقه‌ای و بین‌المللی برای تقویت و توسعهٔ همکاری در

---

[1] Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)
[2] Rahmstorf and Coumou
[3] Newell, Prest and Sexton
[4] Dell, Jones & Olken
[5] Kolstad, Moore & Frances
[6] Burke, Hsiang & Miguel
[7] Patz et al.
[8] Hsiang, Burke & Miguel
[9] Deschenes
[10] Hoegh-Guldberg & Bruno
[11] Masters & McMillan
[12] Mendelsohn, Dinar & Sanghi
[13] Chang
[14] Lindquist
[15] Leimbach et al.

زمینهٔ کاهش انتشار جهانی، درک کاملی از کاهش هزینه‌ها و مزایای تغییر اقلیم ضروری است (کلکول و ونز[1]، ۲۰۲۰). شرایط اقلیمی قابلیت تأثیرگذاری در اشکال مختلف مستقیم و غیرمستقیم را بر بخش‌ها و زیربخش‌های گوناگون اقتصاد دارا می‌باشد که با مدنظر قرار گرفتن این‌که کشور پهناور ایران در پهنه‌بندی هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم، در زمرهٔ مناطق خشک و نیمه‌خشک جهان قرار گرفته و مجموعهٔ اطلاعات و داده‌های هواشناسی و هم‌چنین پیش‌بینی‌ها، مبین وقوع رخداد تغییر اقلیم، به‌ویژه در چند دههٔ اخیر و استمرار این وضعیت در ایران است، اهمیت این پژوهش بیش از پیش روشن می‌شود.

از نوآوری‌های مهم در ادبیات نوظهور مربوط به بررسی تأثیر اقتصادی تغییرات اقلیم، استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی مبتنی‌بر داده‌های ترکیبی (پانل) کوتاه‌مدت یعنی تغییر سالانهٔ متغیرهای آب و هوا، به‌منظور جداسازی بهتر رابطهٔ (علّی) دما– تولید است (دشنیز و گرین استون[2]، ۲۰۰۷؛ دل و همکاران، ۲۰۱۴؛ شیانگ[3]، ۲۰۱۶؛ بلانک و اشلنکر[4]، ۲۰۱۷؛ آف‌هامر[5]، ۲۰۱۸). بیشتر این ادبیات روبه‌توسعه بر رابطهٔ جهانی بین متغیرهای آب و هوا و متغیرهای سطح کلان اقتصاد مانند تولید ناخالص داخلی سرانه تمرکز دارند که در این‌زمینه می‌توان به مطالعات «دل» و همکاران[6] (۲۰۱۲)؛ «پرتیس»[7] و همکاران، (۲۰۱۸) و «نیول» و همکاران، (۲۰۲۱) اشاره داشت؛ هرچند نقدهایی به‌دلایل مختلف بر مطالعات و تحلیل‌های موجود درمورد تأثیر تغییرات آب و هوا وارد شده است؛ ازجمله، درنظر گرفته نشدن شرایط متوسط اقلیمی و یا عدم لحاظ روند این متغیرها.

باتوجه به روند رو به توسعهٔ مطالعات جهانی در زمینهٔ تغییر اقلیم، هرچند بخش عمده‌ای از مطالعات به علل و عوامل شکل‌گیری این پدیده پرداختند که نظر به این‌که انتشار آلاینده‌ها و پیامدهای زیست‌محیطی و در ادامه تأثیرات اقتصادی آن، مشکل جهانی و عمدتاً فرامرزی است؛ لذا رفع آن نیز عزم جهانی و فراسرزمینی طلب می‌کند. در این پژوهش بنا به نیاز داخلی برای کشور ایران، تأثیرپذیری از این پدیده مورد بررسی قرار گرفته است تا به سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران کشور در گذار کم‌هزینه از این فرآیند از حیث خروج پایدار از ناترازی‌های محیط زیستی و درنتیجه کاهش تهدیدهای اقتصادی در آیندهٔ سرزمینی ایران کمک کند. به‌همین‌دلیل، تمرکز اصلی در این پژوهش، بررسی و تحلیل تغییرات آب و هوای محلی و شرایط آن در مقیاس‌های زمانی مختلف به‌منظور رفع نواقص مطالعات قبلی در این‌زمینه است؛ لذا ضمن بهره‌گیری از مجموعهٔ جامع از داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی استان‌های کشور و اطلاعات آب و هوا در سطح کلیهٔ استان‌های کشور و مقیاس زمانی طولانی از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ با استفاده از رگرسیون‌های ترکیبی (پانل) سالانه و تفاضل طولانی، به‌عنوان روشی کاربردی به بررسی و تحلیل اثرات تغییر آب و هوا بر تولید اقتصادی پرداخته می‌شود. در این پژوهش پس از مقدمه، ادبیات موضوع و مبانی نظری به‌همراه پیشینهٔ پژوهش ارائه می‌شود و در ادامه نسبت به طراحی الگوی مدل و تحلیل تجربی و نهایتاً ارائه تفصیلی نتایج و یافته‌های پژوهش اقدام شده است.

---

[1] Kalkuhl & Wenz
[2] Deschenes & Greenstone
[3] Hsiang
[4] Blanc & Schlenker
[5] Auffhammer
[6] Dell, Jones & Olken
[7] Pretis et al.

۲. مبانی نظری

معمولاً به‌منظور بررسی تأثیر تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی در مطالعات مربوط، مسیرهایی مدنظر قرار می‌گیرد؛ ازجمله، تبعات ناشی از شرایط نامساعد آب و هوا که منجر به تخریب اکوسیستم و در ادامهٔ آن آسیب بر رشد اقتصادی می‌شود. علاوه‌بر این، تخصیص بیشتر منابع به‌منظور برطرف‌سازی یا محدودسازی تبعات گرمایش زمین یا سایر پیامدهای ناشی از تغییر اقلیم، منجر به محدودیت و کاهش منابع موردنیاز برای سرمایه‌گذاری در سایر زیرساخت‌ها می‌شود. هم‌چنین، شکل‌گیری عدم قطعیت در تصمیمات سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی به‌دلیل این‌که عوامل تولید به‌ویژه در بخش کشاورزی تمایل به سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های کم‌خطر، اما کم‌بازده دارند که این مسأله در مواجهه با شرایط آب و هوایی غیرقابل پیش‌بینی، از دیگر کانال‌های اثرگذار بر تولید است (باباتونده و آدفبی[1]، ۲۰۰۵؛ علی[2]، ۲۰۱۲). واضح است تغییر آب و هوا بر رشد بلندمدت مناطقی که اقتصادشان بیشتر به این شرایط وابسته است، تأثیرگذاری بیشتری دارد. مدل‌سازی برای بررسی کلیهٔ این اثرات، ازجمله چالش‌هایی است که محققان در این‌زمینه با آن مواجه هستند و این موضوع وقتی برای برآوردهای طولانی‌مدت صورت می‌گیرد، بیشتر می‌شود؛ به‌نحوی‌که ارائه یک الگوی تغییر فنی و هدایت‌شده از رشد اقتصادی و بهره‌وری انرژی به‌منظور مطالعهٔ تأثیر سیاست‌های کاهش تغییرات آب و هوا بر مصرف انرژی ضرورت دارد (کیسی[3]، ۲۰۲۴).

براساس مطالعات انجام شده، در هر دو دیدگاه خرد و کلان اقتصادی، اثرگذاری تغییرات آب و هوا بر تولید از طریق تأثیر بر میزان تولیدات، وضعیت نهادها، تشکیل سرمایه، وضعیت سلامت جامعه، نیروی کار و غیره قابل‌اثبات است (داسگوپتا و همکاران[4]، ۲۰۱۷؛ نیولو همکاران، ۲۰۲۱). تأثیر تغییر اقلیم شامل تأثیر بر شاخص فعالیت‌های اقتصادی و علاوه‌بر آن تأثیراتی است که براساس معیارهای تغییر در رفاه عوامل اقتصادی –تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران– به‌دلیل تأثیرات بازار صورت می‌گیرد (کلاوی و همکاران[5]، ۲۰۱۱).

پیش‌بینی‌های جهانی آسیب‌های تغییر اقلیم بر وضعیت کلان اقتصادی، معمولاً تأثیر میانگین دمای سالانه و ملی را در افق‌های طولانی‌مدت در نظر می‌گیرند (دسمت و روسی هانسبرگ[6]، ۲۰۲۴) و تابع آسیب مورداستفاده برای ارزیابی تأثیر اقتصادی تغییرات دما یکی از گمانه‌زنانه‌ترین مؤلفه‌های مدل‌های ارزیابی یکپارچه تغییرات آب و هوا است (ابرهارد[7]، ۲۰۲۴).

برآوردهای فعلی نشان می‌دهد، تغییرات آب و هوا احتمالاً تأثیر محدودی بر اقتصاد و رفاه انسان در قرن ۲۱ خواهد داشت؛ درواقع، تأثیر اولیه تغییر آب و هوا ممکن است مثبت باشد؛ با این‌حال، در دراز مدت تأثیرات منفی بر تأثیرات مثبت غالب است. تأثیرات منفی در کشورهای فقیرتر، گرم‌تر و پایین‌تر به‌طور قابل‌توجهی بیشتر خواهد بود، کاهش فقر مکمل کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای به‌عنوان وسیله‌ای برای کاهش اثرات تغییرات آب و هوایی است. اگرچه تغییرات آب و هوایی ممکن است بر نرخ رشد اقتصاد جهانی تأثیر بگذارد و افراد بیشتری را در دام فقر

---

[1] Babatunde & Adefabi
[2] Ali
[3] Casey
[4] Dasgupta et al.
[5] Callaway et al.
[6] Desmet and Rossi-Hansberg
[7] Eberhardt

بیاندازد، اما تعیین کمّیت این تأثیرات هم‌چنان دشوار است. برخلاف باور عمومی، نزد بسیاری افراد، انجام برخی اقدامات قوی‌تر در مورد تغییرات آب و هوا ممکن است رشد اقتصادی و حتی رفاه اجتماعی را تا حدودی افزایش دهد؛ اما به‌دلیل شکست‌های متعدد بازار که باعث می‌شوند عملکرد اقتصادی کمتر از حد مطلوب باشد، پرداختن به تغییرات آب و هوایی، گزند این شکست‌ها را کاهش می‌دهد (استرن و استیگلیتز[1]، ۲۰۲۳؛ تول[2]، ۲۰۲۴).

مطالعات انجام‌شده در بخش کشاورزی نشان می‌دهد؛ اثرات تغییر اقلیم برای کشورهایی که در نیمهٔ میانی عرض جغرافیایی قرار دارند، احتمالاً برای بیشتر قرن مفید بوده و فقط در اواخر قرن مضر خواهد بود؛ هرچند اثرات منفی بر کشاورزی در کشورهای آفریقایی، آمریکای لاتین و چین خواهد داشت. اندازهٔ کلی این تأثیر کمتر از تجزیه و تحلیل‌های قبلی است که به خاطر سازگاری پیش‌بینی شده است (بهرامی، ۱۴۰۰).

بر این‌اساس تبعات و پیامدهای ناشی از پدیدهٔ تغییر اقلیم در طول زمان جدی هستند. این پدیده خود را در تولیدات کمتر و درنتیجه مقادیر رشد پایین‌تر نشان می‌دهد. این وضعیت در ادامه بر سطح رفاه اقتصادی و نهایتاً فقر نیز تأثیرگذار خواهد بود و به‌همین‌دلیل در مراحل بعدی منجر به محدودیت در سطوح درآمدی خانوارها و سطح سلامت جامعه و نیروی کار خواهد شد. با توجه به این‌که تولیدات اقتصادی به کیفیت نیروی کار، ظرفیت‌های فیزیکی سرمایه به‌عنوان کیفیت محیطی و هم‌چنین سرمایه در دسترس اقتصاد برای تولید بستگی دارد، طبیعی است که با تحت‌تأثیر قرارگرفتن این موارد طی یک‌سال، رشد تولیدات آن سال با آسیب مواجه می‌شود.

۳. پیشینهٔ پژوهش

وجه اشتراک اغلب مطالعات مربوط به بررسی پیامدهای تغییر اقلیم در سطح جهان، بیان آثار و پیامدهای ناگزیر اقتصادی آن است که حوزهٔ تحقیقاتی بکری در این‌زمینه پیش‌روی محققان قرار داده است. با این‌وجود در داخل کشور، برخی از مطالعات جزئی و عمدتاً محدود به بخش کشاورزی انجام شده، هرچند خلأ محسوسی در تدوین و ارائه مطالعات جامع تأثیرگذاری این پدیده فراتر از بخش کشاورزی آشکار است؛ هرچند بخش عمدهٔ مطالعات، بر تأثیر بر بخش کشاورزی تمرکز دارد؛ ازجمله مطالعات: «چانگ» (۲۰۰۲)، «دشنیز» و «گرین استون» (۲۰۰۷)، «باریوس» و همکاران[3] (۲۰۰۸)، «گویترس»[4] (۲۰۰۹)، «آف‌هامر» و «اشلنکر»[5] (۲۰۱۴) و «اولپر» و همکاران[6] (۲۰۲۱). اما در مطالعاتی دیگر، «براون» و «لال»[7] (۲۰۰۶)، یک مدل رگرسیون برای بررسی چگونگی ارتباط تولید ناخالص داخلی سرانهٔ کشورها با مجموعه‌ای از ویژگی‌های آب و هوایی ایجاد کردند؛ طبق نتایج آنان، نوسانات بارش به‌عنوان یکی از بارزترین و مهم‌ترین نمودهای تغییر اقلیم، موجبات کاهش تولید ناخالص داخلی را فراهم می‌آورد. «گری» و «سادف»[8] (۲۰۰۶) نشان‌دادند رخدادهای سیل و خشکسالی در کشور اتیوپی، زمینهٔ کاهش یک–سوم رشد اقتصادی این کشور را فراهم آورده است؛ هم‌چنین «علی» (۲۰۱۲) برای کشور اتیوپی و الشناوی،

---

[1] Stern & Stiglitz
[2] Tol
[3] Barrios, Ouattara & Strobl
[4] Guiteras
[5] Auffhammer & Schlenker
[6] Olper et al.
[7] Brown & Lal
[8] Grey & Sadoff

«روبینسون» و «ویلنبوکل»[1] (۲۰۱۶) برای کشور مصر در مطالعاتی مشابه دریافتند که رشد اقتصادی در این دو کشور از تغییرات میزان بارندگی به‌صورت منفی تأثیرپذیر است. «بورک» و همکاران (۲۰۱۵) نشان‌دادند شرایط آب و هوایی می‌تواند تأثیر عمیقی بر عملکرد جوامع بشری پیشرفته داشته باشد، درحالی‌که تأثیر آن بر فعالیت‌های اقتصادی تاحدودی متناقض گزارش شده است. «هریس» و همکاران[2] (۲۰۱۵) ابعاد مختلف خسارات اقتصادی ناشی از تغییر آب و هوا را در آمریکا شامل بخش‌های کشاورزی، جنگل‌زدایی، از بین رفتن گونه‌ها، افزایش سطح آب دریا، تولید برق، سلامت، مهاجرت، مخاطرات آب و هوایی و غیره را بررسی کردند. نتایج مطالعهٔ دیگری برای کشور برزیل نیز توسط «تبالدی» و «بیودین»[3] (۲۰۱۶) انجام شده است که اثرات منفی تأثیرپذیری تولید اقتصادی در مناطق مختلف آن کشور را از تغییرات آب و هوا نشان می‌دهد. «کلکول» و «ونز» (۲۰۲۰)، شواهدی پیدا کردند که سطح بهره‌وری و رشد بهره‌وری در حد بالایی از دما متأثر است. «اولپر» و همکاران (۲۰۲۱) اثر تغییرات آب و هوا را برای مناطق مختلف کشور ایتالیا تا پایان قرن بررسی کردند و اثرگذاری ناچیز بر تولید ناخالص داخلی سرانه را نتیجه گرفتند؛ هرچند طبق نتایج آنان، تغییرات آب و هوا زیان‌های مهمی در بخش کشاورزی برجا خواهد گذاشت. در مطالعات دیگری ازجمله توسط: دل و همکاران (۲۰۱۴) چگونگی تأثیر دما، بارش و طوفان بر نتایج اقتصادی، «پاتز» و همکاران (۲۰۰۵) ارتباط بیماری‌های انسانی رایج با نوسانات آب و هوایی، «کارلتون» و «شیانگ»[4] (۲۰۱۶) اثرات آب و هوا بر سلامت، اقتصاد، درگیری، مهاجرت و جمعیت‌شناسی مورد بحث قرار گرفته است. از ایرادهای اساسی این مطالعات، بررسی تجمیعی اثرات در سطح ملی است که چون معمولاً تجزیه و تحلیل در سطوح ملی یا فراتر از سطح ملی انجام می‌شود، هنگام میانگین‌گیری از متغیرهای آب و هوا در سطح کشور، به‌طور طبیعی بخشی از اطلاعات و داده‌های مفید درنظر گرفته نمی‌شود و اگر کشور پهناور یا آب و هوای آن در مناطق مختلف جغرافیایی، متفاوت و ناهمگن باشد، این موضوع می‌تواند تأثیرگذاری بیشتری داشته باشد (بورک و تانوتاما[5]، ۲۰۱۹؛ اولپر و همکاران، ۲۰۲۱). «دسمت» و «روسی هانسبرگ» (۲۰۲۴) با استفاده از یک رویکرد تجربی که یک حد پایین قوی برای تداوم تأثیرات بر رشد اقتصادی ارائه می‌کند، نتیجه گرفتند که اقتصاد جهانی متعهد به کاهش درآمد ۱۹٪ طی ۲۶ سال آینده مستقل از انتخاب‌های انتشار آتی است. خسارات متحمل‌شده عمدتاً از طریق تغییرات در دمای متوسط ایجاد می‌شود، اما درنظر گرفتن اجزای آب و هوایی بیشتر تخمین‌ها را تقریباً ۵۰٪ افزایش می‌دهد و منجر به ناهمگونی منطقه‌ای قوی‌تر می‌شود. تلفات برای همهٔ مناطق به‌جز مناطقی که در عرض‌های جغرافیایی بسیار بالا قرار دارند، پیش‌بینی می‌شود؛ که در آن کاهش تغییرات دما مزایایی را به‌همراه دارد. بیشترین تلفات در عرض‌های جغرافیایی پایین‌تر در مناطقی با انتشارات تاریخی تجمعی کمتر و درآمد کنونی کمتر صورت می‌گیرد. «بارتز» و «تافتام»[6] (۲۰۲۳) نیز پیامدهای بلندمدت خطرات فیزیکی تغییرات آب و هوایی (یعنی تغییرات بارندگی) و اثرات کلان اقتصادی آن را در یک کشور درحال‌توسعه مانند آرژانتین مورد مطالعه قرار دادند که در آن، تأثیر تغییرات بارندگی بر ذخایر ارزی، کنترل فعالیت‌های اقتصادی، جریان سرمایه و بازپرداخت

[1] Elshennawy, Robinson & Willenbockel
[2] Harris, Brian & Annr
[3] Tebaldi & Beaudin
[4] Carleton & Hsiang
[5] Burke & Tanutama
[6] Bortz & Toftum

بدهی مطالعه شده است. طبق نتایج کاهش بارندگی در ژانویه (عمدتاً) و فوریه به‌طور قابل‌توجهی با انباشت ذخایر کمتر توسط بانک مرکزی ارتباط داشته است. نتایج مطالعهٔ انجام شده توسط ابرهارد (۲۰۲۴) مشخص کرده است که در کشورهای کم‌درآمد یا با دمای بالا، افزایش دائمی یک درجهٔ سانتی‌گراد دما با کاهش درآمد سرانه حدود ۱/۳٪ در کوتاه‌مدت و ۸/۵٪ در بلندمدت همراه است.

مبانی نظری و تجربی برای این‌گونه عملکردها مستمراً مورد نقدهایی نیز واقع شده است؛ به‌طور نمونه، «پیندیک»[1] (۲۰۱۳)، «فارمر» و همکاران[2] (۲۰۱۵)، «استرن» (۲۰۱۶) و «آفهامر» (۲۰۱۸) نقدهایی بر مدل‌های ارزیابی و بنیان‌های ضعیف نظری و تجربی و موضوعات کلیدی عدم قطعیت، تجمع، ناهمگونی و پیامدهای توزیعی، تغییرات تکنولوژیکی و مهم‌تر از همه، توابع واقع‌بینانهٔ آسیب برای تأثیر اقتصادی پیامدهای فیزیکی تغییرات آب و هوا در زمینهٔ مدل‌های اقتصادی تغییر آب و هوا وارد کردند.

در ایران نیز اغلب مطالعات تأکید بر تأثیرگذاری بر بخش کشاورزی و یا نگاه ویژه به امنیت غذایی دارد؛ ازجمله، «جعفری» و همکاران (۱۳۹۳) با بررسی اثرگذاری تغییر اقلیم بر امنیت غذایی و قابلیت تأثیرگذاری بلندمدت آن بر سودآوری و سطح درآمد کشاورزان، «خالقی» و همکاران (۱۳۹۴) ضمن بررسی تأثیرپذیری تولید بخش کشاورزی و اقتصاد ایران از تغییر اقلیم و ارتباط معنادار بین دما و بارش با تولید بخش کشاورزی، و «سلیمانی‌نژاد» و همکاران (۱۳۹۵) با بررسی اثرات منفی دما و مثبت بارش بر ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی، در این‌زمینه مطالعاتی انجام دادند. «صالحی‌کمرودی» و «ابونوری» (۱۳۹۸) برای دورهٔ زمانی ۹۳-۱۳۷۹ نشان‌دادند؛ تغییر اقلیم، قابلیت آن را دارد که سطح درآمد سرانهٔ خانوارهای ایرانی را کاهش دهد؛ هرچند مطابق یافته‌های آنان، شواهدی از تأثیر بر رشد اقتصادی مشاهده نشده است. در پژوهشی دیگر، «میرجلیلی» و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی اثر متغیرهای اقلیمی دما و بارش بر رشد تولید ناخالص داخلی ۲۷ استان ایران با بهره‌گیری از متغیرهای کنترلی با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳پرداخته‌اند که مطابق یافته‌های آنان، دما دارای اثر منفی و بارش با اثر مثبت بر رشد تولید ناخالص داخلی با احتساب نفت و بدون نفت در استان‌ها گزارش شده است. بهرامی (۱۴۰۰) در مقاله‌ای با مروری بر حدود پنجاه مقاله با موضوع مرتبط، اثرات تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی را بررسی کرده که طبق یافته‌های وی، ادعا شده تأثیر تغییر اقلیم بر اقتصاد جهانی طی ۵۰ سال آینده احتمالاً اندک خواهد بود و بزرگترین تهدیدی که تغییر اقلیم برای رشد اقتصادی بلندمدت ایجاد می‌کند، ناشی از تلاش‌های احتمالی بیش از حد برای کاهش گازهای گلخانه ای خواهد بود. در برخی بررسی‌های مصداقی نیز در مطالعهٔ «اکبری» و همکاران (۱۳۹۹) با تأکید بر تأثیرگذاری امنیت غذایی در کیفیت زندگی به‌عنوان یک شاخص درخورتوجه برای ارزیابی توسعهٔ اقتصادی کشور، بر سیاست‌های هدفمند در به تعادل رسیدن گروه‌های پرخطر جامعه تأکید داشتند؛ هم‌چنین «سالم» و «جباری» (۱۴۰۱) نیز با تحلیل و بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار در ایران، نشان‌دادند؛ خانوارها در استان‌هایی که شوک‌های ناشی از سیل را تجربه می‌کنند، مصرف خود را از تمام گروه‌های خوراکی کاهش می‌دهند.

وجه‌تمایز برجستهٔ این مطالعه با سایر مطالعات مشابه قبلی، ضمن بهره‌گیری از نقاط قوت آن مطالعات، در بررسی و تحلیل موضوع مبتنی‌بر داده‌های با پوشش گسترده جغرافیایی در کلیه استان‌ها و دورهٔ زمانی ۲۱ ساله و

[1] Pindyck
[2] Farmer

مقیاس‌های زمانی سالانه و میان‌مدت (۷ ساله) به‌منظور سنجش سازگاری و مقایسهٔ تطبیقی بین آن‌ها است.

٤. روش پژوهش

در مطالعات نظری به‌منظور بررسی تأثیر اقتصادی تغییر آب و هوا، مدل رشد رمزی[1] مدنظر قرار می‌گیرد. در این الگو، تولید ناخالص داخلی (Y) به‌صورت $Y = \varphi F(K.AL)$ درنظر گرفته می‌شود که در آن F تابع تولید نئوکلاسیک و همگن از درجهٔ یک است و K، A و L به‌ترتیب موجودی سرمایه، بهره‌وری نیروی کار و تعداد نیروی کار است که در آن جمعیت به‌جای تعداد نیروی کار به‌کار گرفته می‌شود؛ هم‌چنین $\varphi \equiv \varphi(T)$ که توسط «نوردهاوس»[2] معرفی شده، خسارات اقتصادی را برروی بهره‌وری کل نشان می‌دهد؛ در نتیجه، یک تغییر دائمی در میانگین دما (T)، کاهش مصرف بلندمدت را با ضریب $(1-\varphi)$ به‌همراه دارد. سایر متغیرهای آب و هوا، ازجمله بارش نیز مانند میانگین دما در این مدل وارد می‌شوند. تولید و مصرف سرانه در بلندمدت در مدل رمزی، با نرخ رشد بهره‌وری نیروی‌کار افزایش می‌یابند؛ درحالی‌که در مدل‌های رشد برون‌زا، این نرخ یک پارامتر است؛ در مدل‌های رشد درون‌زا بیشتر با پارامترهای ساختاری مربوط به هزینه‌های نوآوری، ساختار بازار، ترجیحات و فناوری توضیح داده می‌شود.

٤-١. الگوی پژوهش

در مدل‌های رشد درون‌زا، گرمایش زمین می‌تواند از طریق انگیزه‌های تحقیق و نوآوری بر رشد تأثیر گذارد (بارو و سالای‌مارتین[3]، ۲۰۰۳؛ استرن[4]، ۲۰۱۳؛ کلکول و ونز، ۲۰۲۰)؛ بنابراین تمرکز در تأثیر تغییرات آب و هوا بر کانال‌های رشد متداول، $g_A \equiv g_A(T)$ است. با مدنظر قرار گرفتن رابطهٔ یادشده:

$$\frac{\partial F}{\partial (AL)} = \frac{F - \frac{\partial F}{\partial K}K}{AL} \qquad (۱)$$

مطابق قضیهٔ «اولر»[5] و استفاده از لگاریتم تولید ناخالص داخلی، از مدل (۱) نتیجه‌گیری می‌شود:

$$\begin{aligned}\frac{dLn(Y)}{dt} &= \frac{\varphi'(T)}{\varphi(T)}\dot{T} + \frac{1}{F}\left(\frac{\partial F}{\partial K}\frac{dK}{dt} + \frac{\partial F}{\partial (AL)}\frac{d(AL)}{dt}\right)\\ &= \frac{\varphi'(T)}{\varphi(T)}\dot{T} + \frac{1}{F}\left(\frac{\partial F}{\partial K}\frac{dK}{dt} + \left(F - \frac{\partial F}{\partial K}K\right)\frac{dLn(AL)}{dt}\right)\\ &= \frac{\varphi'(T)}{\varphi(T)}\dot{T} + \emptyset\frac{1}{K}\frac{dK}{dt} + (1-\emptyset)g_{AL}\end{aligned} \qquad (۲)$$

در این معادله $\dot{T}$ مشتق زمانی T و $\emptyset = \frac{\partial F}{\partial K}\frac{K}{F}$ است. تغییرات موجودی سرمایه با I، نرخ استهلاک با δ به‌صورت $\frac{dK}{dt} = I - \delta K = sY - \delta K$ و نرخ پس‌انداز s با $0 \le s \le 1$ است؛ بنابراین رشد سرانه با استفاده از معادلهٔ (۲) به‌شرح زیر نوشته می‌شود:

---

[1] Ramsey
[2] Nordhaus
[3] Barro & Sala-i Martin
[4] Stern
[5] Euler's Theorem

$$g_y = \frac{dLn(Y)}{dt} = \frac{dLn\left(\frac{Y}{L}\right)}{dt} = \frac{dLn(Y)}{dt} - g_L$$
$$= \frac{\varphi'(T)}{\varphi(T)}\dot{T} + \emptyset\left(s\frac{Y}{K} - \delta\right) + (1-\emptyset)(g_A(T) + g_L) - g_L \quad (۳)$$

این معادله نیز با تجزیه به سه جزء به‌شرح زیر قابل ارائه است:

$$g_y = \frac{\varphi'(T)}{\varphi(T)}\dot{T} + \emptyset\left(s\frac{Y}{K} - \delta - g_L - g_A(T)\right) + g_A(T) \quad (۴)$$

در معادلهٔ (۴) رشد، تحت‌تأثیر متغیرهای پیش‌رو واقع می‌شود؛ ۱) تأثیر فوری (یا آنی) تغییر در دما از طریق تأثیر در سطح بهره‌وری یا $\frac{\varphi'(T)}{\varphi(T)}\dot{T}$، ۲) تأثیر زودگذر (ناپایدار) بر نرخ رشد برای همگرایی به نرخ رشد بلندمدت اقتصاد یا عبارت $\emptyset\left(s\frac{Y}{K} - \delta - g_L - g_A(T)\right)$ و ۳) نرخ رشد بلندمدت[1] یا عبارت $g_A(T)$. (دل همکاران، ۲۰۱۲؛ کلکول و ونز، ۲۰۲۰).

برای تشخیص این‌که تأثیرگذاری $\Psi(T)$ صرفاً یک تأثیر زودگذر (ناپایدار) است؛ اگر درنظر گرفته شود که اقتصاد در مسیر رشد متعادل بلندمدت قرار دارد، یعنی مسیری که در آن موجودی سرمایهٔ سرانه و تولید با نرخ رشد بلندمدت g_A رشد می‌کنند، با $\frac{dK}{dt} = I - \delta K = sY - \delta K$ به‌دست می‌آید که $\Psi(T) = 0$؛ بنابراین رشد زودگذر وجود ندارد، بلکه رشد فقط در نرخ رشد بلندمدت (یعنی در امتداد مسیر رشد متعادل بلندمدت) است. اگر تولید به خاطر تغییر دما کاهش‌یابد، Y به‌طور غیرمنتظره‌ای کاهش می‌یابد؛ درحالی‌که K توسط تصمیمات سرمایه‌گذاری قبلی تعیین می‌شود؛ بنابراین $\Psi(T)$ با Y پایین‌تر منفی می‌شود (بورک و همکاران، ۲۰۱۵؛ کلکول و ونز، ۲۰۲۰). چون اقتصاد باید اکنون به سطح پایین‌تر از سرمایهٔ مؤثر $\frac{K}{AL}$ همگرا شود، در این‌شرایط باید موجودی سرمایه بیش از حد خود را که در انتظار سطح بهره‌وری بالاتری ایجاد شده، کاهش دهد. این عدم سرمایه‌گذاری موقت باعث کاهش تولید ناخالص داخلی نیز خواهد شد؛ با این‌حال، نرخ رشد بلندمدت اقتصاد دوباره توسط $g_A(T)$ تعیین می‌شود و تنها از طریق کانال اثر مسیر رشد متعادل تغییر می‌کند؛ یعنی اگر $g_A(T)$ در ازای تغییرات در دما تغییر کند.

معمولاً یکی از مشکلات کلیدی که در بهره‌برداری از معادلات استخراج‌شده از معادلهٔ (۴) رخ می‌دهد، این است که اساساً یک نظریهٔ غالب در این‌زمینه وجود ندارد که چگونگی اثرگذاری متغیرهای آب و هوا بر نتایج اقتصادی را نشان دهد که در این‌زمینه می‌توان به مطالعات انجام‌شده توسط دل و همکاران (۲۰۱۴) و نیول و همکاران (۲۰۲۱) اشاره داشت. در ادبیات کنونی موضوعات مربوط به اثرات اقتصادی تغییر شرایط آب و هوا، چند نوع معادلهٔ مختلف مورد پیشنهاد است. با شروع از متغیر وابسته، مهم‌ترین تفاوت‌ها بین مشخصات در سطح مانند «دریوژینا» و «شیانگ»[2] (۲۰۱۷)، «داسگوپتا» و همکاران (۲۰۱۷) و برخی دیگر از پژوهشگران و مشخصات در نرخ رشد مانند مطالعات دل و همکاران (۲۰۱۲)، بورک و همکاران (۲۰۱۵) و پرتیس و همکاران (۲۰۱۸) شروع می‌شود. با توجه به متغیرهای آب و هوا (دما و بارش)، نیز چند گزینه وجود دارد؛ اثرات خطی در سطح مانند مطالعات دل و همکاران (۲۰۱۲)، اثرات غیرخطی در سطح در مطالعات بورک و همکاران (۲۰۱۵) و پرتیس و همکاران

1 Balanced growth path (BGP)
2 Deryugina & Hsiang

(۲۰۱۸)؛ هم‌چنین اثرات غیرخطی در وقفه‌های اول توسط نیول و همکاران (۲۰۲۱) و درنهایت اثرات غیرخطی در انحراف مثبت و منفی از شرایط آب و هوایی بلندمدت توسط «کان» و همکاران[1] (۲۰۲۱)؛ هم‌چنین تفاوت‌هایی نیز در رابطه با نحوهٔ مدل‌سازی ناهمگونی‌های زمانی مشاهده نشده وجود دارد، مانند اثرات ثابت زمان توسط دریوژینا و شیانگ (۲۰۱۷). در این پژوهش، مشخصات مختلفی از ادبیات اخیر با هم مقایسه می‌شوند تا مشخص شود کدام مدل به بهترین‌وجه تأثیر متغیرهای آب و هوا را بر تولید اقتصادی استان‌های ایران توضیح می‌دهد.

مدل‌های مطرح در این قسمت، چارچوبی مشخص برای تعیین معادلهٔ رگرسیون رشد فراهم می‌آورد که منعکس‌کنندهٔ شرایط کلیدی معادلهٔ (۴) در یک مفهوم گسسته زمانی است (جایی‌که $\Delta T = \dot{T}$ نشان‌دهندهٔ تغییر دما بین دو دوره است). با مدنظر قراردادن معادلهٔ (۴) و تعریف روابط $G(T) := \frac{\varphi'(T)}{\varphi(T)}$ و $\Delta T = \dot{T}$ و $F(T) := \Psi(T) + g_A(T)$ معادلهٔ (۵) به‌شرح زیر استخراج می‌شود:

$$g_y = G(T)\Delta T + F(T) \qquad (۵)$$

بنابراین در یک مدل تجربی باید فرضیه‌های زیر آزمون شود:

۱) تغییر ناگهانی در شرایط آب و هوا، ΔT، تغییر همزمان را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

۲) تأثیری که مشروط به شرایط غالب آب و هوایی (گذشته) T است (از طریق $G(T)$).

۳) اثر شرایط غالب آب و هوایی T بر تغییرات زودگذر و بلندمدت (از طریق $F(T)$).

۲-٤. مدل ترکیبی (پانل) سالانه

برای سنجش تأثیرگذاری متغیرهای آب و هوا بر تولید اقتصادی، الگوهای زیر مبتنی‌بر مطالعات قبلی انجام شده توسط دل و همکاران (۲۰۱۲)، بورک و همکاران (۲۰۱۵) و کلکول و ونز (۲۰۲۰) در مدل‌سازی مدنظر قرار گرفته است. علائم و نمادهای قبلی در ادامهٔ انجام مدل‌سازی در این پژوهش به‌کار گرفته شده است. در حالت کلی $T_{i.t} = (T_{i.t}, P_{i.t})$ به‌عنوان بردار سطوح متوسط دمای سالانهٔ (سانتی‌گراد) و مقادیر کل بارندگی سالانه (میلی‌متر) در سال t در استان i (از این به‌بعد به‌عنوان «آب و هوای سالانه» نامیده می‌شود) تعریف می‌شود. برای تعیین فرم‌های تابع در مدل‌های رگرسیون بعدی، خطی‌سازی $G(T) = \alpha + \beta T$ و تابع درجهٔ دوم $F(T) = \gamma_1 T + \gamma_2 T^2$ به‌عنوان مدل ترجیحی درنظر گرفته می‌شود. بر این‌اساس، الگوی کلی معادلهٔ رگرسیون بر پایهٔ معادلهٔ استخراج شده از معادلهٔ (۴) به‌شرح زیر است:

$$g_{it} = \alpha\Delta T_{it} + \beta T_{it}\Delta T_{it} + \gamma T_{it} + \theta T_{it}^2 + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

در این‌رابطه متغیرها و پارامترهای تعریف‌شده عبارتنداز: g_{it} : تغییر لگاریتمی تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ برای استان i ام، T_{it} : بردار معرف شرایط آب و هوای سالانه (بردار میانگین دمای سالانه برحسب درجهٔ سانتی‌گراد و مقدار کل بارندگی سالانهٔ برحسب میلی‌متر در سال t در استان i ام)، $\Delta T_{it} = T_{it} - T_{it-1}$: تغییر شرایط آب و هوا (بارندگی و دما) در سال t نسبت به سال $t-1$ در استان i ام، در ادامه ضمن تفکیک بردار معرف شرایط آب و هوایی به اجزای آن شامل دما و بارش، برای این الگوی کلی، شش مدل تفصیلی به‌شرح زیر برآورد می‌شود:

1 Kahn et al.

مدل اول: مدل کاملاً خطی از تأثیر تغییرات هم‌زمان و با وقفهٔ یک‌ساله در متغیرهای آب و هوا که ضرایب β ، γ و θ مستثنی شدند و صرفاً تأثیرات خطی را نشان می‌دهد.

مدل دوم: مدل هم‌زمان خطی و درجهٔ دوم از تأثیر متغیرهای آب و هوا که ضرایب α و β مستثنی شدند.

مدل سوم: برآورد با ویژگی‌های متقابل و خطی از تأثیر تغییرات هم‌زمان و با وقفهٔ یک‌ساله در متغیرهای آب و هوا که در این مدل ضریب θ مستثنی شده است.

مدل چهارم: مشابه مدل سوم با این تفاوت که تأثیر تغییرات شرایط آب و هوا درجهٔ دوم نیز به مدل اضافه شده است؛ در این مدل هیچ‌کدام از ضرایب α ، β ، γ و θ مستثنی نشدند.

مدل پنجم: برگرفته از مدل سوم با این تفاوت که دما و بارش با وقفه در مدل وارد می‌شوند.

مدل ششم: برگرفته از مدل چهارم است با این تفاوت که دما و بارش با وقفه در مدل وارد می‌شوند.

۳-٤. مدل تفاضل طولانی

برای سنجش سازگاری تغییرات آب و هوا، میانگین حداقل دو دورهٔ زمانی به تفکیک با دورهٔ اخیر (فراتر از یک سال) مورد بررسی واقع می‌شوند، مبتنی‌بر مطالعات بورک و امریک (۲۰۱۶)[1] و کلکول و ونز (۲۰۲۰) مدل‌سازی در قالب‌های زیر انجام شده است. الگوی کلی معادله برپایهٔ معادلهٔ (۴) به‌شرح زیر است:

$$g_i = \alpha\Delta T_i + \beta T_i\Delta T_i + \gamma T_i + \theta T_i^2 + \varepsilon_i \qquad (۷)$$

g_i : لگاریتم تغییرات در متوسط تولید ناخالص داخلی استان طی دوره، ΔT_i : تغییر میانگین شرایط آب و هوا (بارندگی و دما) طی دوره، T_i : میانگین شرایط آب و هوا (بارندگی و دما) طی دوره که معادلهٔ تفصیلی آن پس از تفکیک متغیرهای دما و بارش و درنظر گرفتن سه دوره به تفکیک سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۷۹ و ۱۳۹۲-۱۳۸۶ و ۱۳۹۹-۱۳۹۳ به‌شکل زیر قابل بازنویسی است:

$$g_{it} = \alpha_1\Delta T_i + \alpha_2\Delta P_i + \beta_1 T_i\Delta T_i + \beta_2 P_i\Delta P_i + \gamma_1 T_i + \gamma_2 P_i + \theta_1 T_i^2 + \theta_2 P_i^2 + \varepsilon_i \qquad (۸)$$

در ادامه برای این الگوی کلی، چهار مدل به‌شرح زیر برآورد شده است.

مدل اول: مدل با ویژگی‌های متقابل خطی و درجهٔ دوم از تأثیر تغییرات هم‌زمان در میانگین شرایط آب و هوا طی یک دوره است.

مدل دوم: مشابه مدل اول با این تفاوت که به‌منظور درنظر گرفتن اثرات همگرایی در رشد اقتصادی، لگاریتم تولید در ابتدای دورهٔ نخست به مدل اضافه شده است.

مدل سوم: برآورد مدل کاملاً خطی از تأثیر تغییر آب و هوا در دورهٔ طولانی بدون اثرات متقابل که در این مدل ضرایب β ، γ و θ در معادلهٔ (۷) مستثنی شدند.

مدل‌های اول تا سوم برای تغییرات بین دورهٔ ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹ در مقابل ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ نیز در قالب مدل‌های چهارم تا ششم نیز برآورد شده است؛ به‌منظور تخمین مدل‌ها از نسخهٔ ۱۲ نرم‌افزار ایویوز[2] استفاده شده است.

---

[1] Burke & Emerick
[2] Eviews

٤-٤. معرفی متغیرها و نحوهٔ گردآوری اطلاعات

اطلاعات مربوط به دما و بارش از اطلاعات واحد تحقیقات آب و هوایی وابسته به دانشگاه آنگلیای شرقی[1] در بریتانیا استخراج شده است؛ همچنین تولید ناخالص داخلی استان‌ها از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران و سایر داده‌های مورداستفاده نیز حسب مورد از مرکز آمار ایران، نقشه‌های رقومی ارتفاع کل کشور در پایگاه جامع هوا و اقلیم‌شناسی ایران و وزارت نیرو استخراج و مورداستفاده قرار گرفته است. خلاصهٔ آمارهای مربوط به داده‌ها که در مدل سالانه مورداستفاده قرار گرفته در جدول (۱) ارائه شده است؛ بیشترین مقدار تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ مربوط به استان تهران در سال ۱۳۹۹ و کمترین مقدار آن مربوط به استان ایلام در سال ۱۳۷۹ است؛ علاوه‌بر این، بیشترین سرانهٔ این متغیر متعلق به استان بوشهر در سال ۱۳۹۵ و کمترین آن متعلق به استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۷۹ است.

جدول ۱: خلاصهٔ آمارها- داده‌های ترکیبی سالانه برای استفاده در مدل ترکیبی (پانل) سالانه

Tab. 1: Summary statistics - annual panel data for use in the annual panel model

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	انحراف معیار
تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت (میلیون ریال)	۶۳۰	۱۵۴	۷۷/۴۱۴	۲۰۰۰	۱۱/۵۲۹	۲۶۴
تولید ناخالص داخلی سرانه بدون نفت به قیمت ثابت (میلیون ریال)	۶۳۰	۵۵/۲۵۴	۴۸/۱۹۲	۳۲۹/۹۸۴	۱۷/۴۸۴	۳۳/۳۵۶
تغییر سالانهٔ تولید ناخالص داخلی سرانه بدون نفت به قیمت ثابت (درصد)	۶۰۰	۳/۶۶۸	۲/۹۱۹	۵۶/۳۳۳	-۱۸/۰۸۴	۷/۳۵۳
میانگین سالانهٔ دما (سانتی‌گراد)	۶۳۰	۱۶/۲۴۹	۱۵/۸۸۳	۲۵/۷۰۵	۸/۸۵۶	۴/۲۹۳
تغییر میانگین سالانهٔ دما (سانتی‌گراد)	۶۰۰	۰/۰۱۷	۰/۰۱۰	۲/۱۴۳	-۱/۸۶۶	۰/۸۲۲
کل بارش سالانه (میلی‌متر)	۶۳۰	۲۶۵/۸۶۸	۲۶۳/۸۵۵	۹۴۳/۳۵۷	۲۶/۵۳۴	۱۱۸/۳۶۴
تغییر بارش سالانه (میلی‌متر)	۶۰۰	۳/۴۲۰	۰/۵۷۰	۴۹۱/۲۱۱	-۳۷۶/۸۸۹	۹۰/۶۷۶
تعداد استان	۳۰	۳۰	۳۰	۳۰	۳۰	۳۰

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

کمترین میانگین سالانهٔ دما در استان زنجان در سال ۱۳۹۰ با ۸/۸ درجهٔ سانتی‌گراد و بیشترین آن در استان بوشهر در سال ۱۳۹۶ با ۲۵/۷ درجه رخ داده است. بارش سالانه نیز مقدار ۲۶/۵ میلی‌متر در سال ۱۳۸۲ در استان سیستان‌وبلوچستان کمترین و در سال ۱۳۹۹ در استان گیلان با ۹۴۳/۳ میلی‌متر بالاترین میزان ثبت شده است؛ هم‌چنین به‌شرح اطلاعات جدول (۲) خلاصهٔ آمار به تفکیک سه دورهٔ زمانی هفت ساله نیز ارائه شده است.

[1] Climate Research Unit (CRU) of the University of East Anglia

جدول ۲: خلاصهٔ آمارها-داده‌های تفاضل طولانی برای استفاده در مدل تفاضل طولانی

Tab. 2: Summary statistics-long difference data for use in the long difference model

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	بیشترین مقدار	کمترین مقدار
تغییر در لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ در دوره ۹۹-۱۳۹۳ نسبت به دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹	۳۰	۰/۱۹۵	۰/۱۶۲	۰/۷۰۹	۰/۰۷۵
تغییر در لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانهٔ بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ در دوره ۹۹-۱۳۹۳ نسبت به دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶	۳۰	۰/۰۶۶	۰/۰۴۹	۰/۲۹۱	۰/۰۰۷
میانگین دما در دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹ (سانتی‌گراد)	۳۰	۱۶/۰۵۲	۱۵/۶۹۱	۲۴/۳۸۰	۹/۸۲۵
میانگین دما در دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶ (سانتی‌گراد)	۳۰	۱۶/۰۵۰	۱۵/۶۰۸	۲۴/۴۹۷	۹/۸۵۴
میانگین بارش در دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹ (میلی‌متر)	۳۰	۲۷۴/۳۳۴	۲۹۲/۵۹۳	۴۴۷/۸۰۸	۶۸/۶۶۱
میانگین بارش در دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶ (میلی‌متر)	۳۰	۲۴۵/۹۵۷	۲۵۱/۹۷۵	۳۸۹/۱۲۱	۸۵/۲۶۱
تغییر میانگین دما در دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ نسبت به دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹	۳۰	۰/۵۹۲	۰/۶۰۴	۱/۰۱۸	۰/۰۹۲
تغییر میانگین دما در دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ نسبت به دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶	۳۰	۰/۵۹۴	۰/۶۰۲	۰/۹۹۲	۰/۲۵۱
تغییر میانگین بارش در دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ نسبت به دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹	۳۰	۲/۹۸۱	۰/۵۱۴	۱۰۶/۱۱۲	-۶۶/۹۰۴
تغییر میانگین بارش در دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ نسبت به دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶	۳۰	۳۱/۳۵۸	۳۵/۰۶۳	۱۲۳/۳۷۸	-۷/۹۹۴
میانگین ارتفاع از سطح دریا (متر)	۳۰	۱۳۲۱/۲۱۵	۱۳۴۱/۳۵۶	۲۲۹۳/۴۵۲	۳۱۱/۴۷۴
طول رودخانه‌های دائمی (کیلومتر)	۳۰	۲۵۴۴/۳۶۷	۱۹۹۵	۷۰۷۵	۱۷۲

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

بالاترین میانگین دمای سالانه در دورهٔ هفت‌سالهٔ ۸۵-۱۳۷۹ مربوط به استان هرمزگان با ۲۴/۳۸ درجه سانتی‌گراد و در دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶ مربوط به استان بوشهر با ۲۴/۴ درجه بوده، درحالی‌که کمترین میانگین دما در هر دو دوره در استان زنجان به وقوع پیوسته است. درمورد وضعیت بارندگی نیز هرچند در استان سیستان‌وبلوچستان در هر دو دوره کمترین میانگین بارندگی اتفاق افتاده، اما در دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹ استان لرستان با ۴۴۷/۸ میلی‌متر و در دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶ استان اردبیل با ۳۸۹/۱ میلی‌متر بالاترین میانگین بارش را داشتند.

۵ . نتایج و بحث

۵-۱. آزمون‌ها

برای سنجش صحت و قوت مدل‌های مختلف برای استفاده از داده‌های ترکیبی، از آمارهٔ F استفاده می‌شود که به F لیمر[1] مشهور است و این امکان را فراهم می‌آورد تا از بین رگرسیون تلفیقی[2] و ترکیبی یکی انتخاب شود. نتایج آزمون لیمر برای شش مدل موردنظر در بخش داده‌های ترکیبی (پانل) سالانه در جدول (۳) آورده شده است.

[1] Limer F
[2] Pooled

جدول ۳: نتایج آزمون معنی‌داری اثرات گروهی برای مدل‌های ترکیبی (پانل) سالانه

Tab. 3: The results of the significance test of group effects for annual panel models

مدل	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
آمارهٔ F	۵۱/۵۵۶۸۰۳	۴۰/۹۴۹۲۸۴	۱۲۹/۵۰۱۸۷۷	۶۴/۶۳۸۳۸۱	۶۸/۷۱۷۴۷۳	۶۵/۹۲۰۹۵۲
سطح احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

با مقایسهٔ نتایج و درنظر گرفتن آمارهٔ F لیمر، انتخاب روش داده‌های ترکیبی (اثرات ثابت، اثرات تصادفی[1]) نسبت به حداقل مربعات معمولی[2] ارجحیت دارد و فرضیهٔ صفر (H_0) رد و روش ترکیبی انتخاب می‌شود. [فرض H_0، یعنی آزمون فرض یکسان بودن عرض از مبدأها رد شده است.] پس از این‌که نتیجهٔ عدم استفاده از روش‌های تلفیقی و یا ترکیبی حاصل شد، با مدنظر قرار گرفتن این‌که مدل‌های آثار ثابت و تصادفی دارای تفاوت‌هایی هستند، ناگزیر باید بین این دو مدل، انتخاب یک روش صورت پذیرد. برای این‌منظور از آزمون «هاسمن»[3] استفاده می‌شود. در آزمون هاسمن، فرضیهٔ صفر این است که هیچ ارتباطی بین جزء اخلال مربوط به عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و مطرح‌کنندهٔ این است که در تخمین معادلات باید اثرات تصادفی را درنظر گرفت. نتایج به‌دست آمده در آزمون هاسمن (آمارهٔ χ^2 در جدول ۴) حاکی از انتخاب اثرات تصادفی برای تخمین هر شش مدل است.

جدول ٤: نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب روش در الگوی ترکیبی (پانل) سالانه

Tab. 4: Results of the Hausman test for method selection in the panel annual model

مدل	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
آمارهٔ χ^2	۳۳/۴۳۳۶۲۵	۲۹/۹۵۴۹۶۲	۱۳۰/۹۵۷۳۴۷	۱۳۷/۷۲۴۹۴۵	۱۲۱/۰۶۶۵۷۵	۱۲۷/۱۱۸۰۶۷
سطح احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

طبق نتایج، به‌دلیل این‌که مقدار آمارهٔ خی–دو (χ^2) در تمامی تصریح‌های مورد بررسی، بیش از مقدار بحرانی جدول می‌باشند، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر وجود اثرات تصادفی رد و فرضیهٔ مقابل مبنی‌بر وجود اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

از آنجا که مدل رگرسیونی مورداستفاده در این پژوهش، با استفاده از داده‌های ترکیبی (پانل) برآورد شده است، لذا برای اطمینان از صحت نتایج حاصل در مراحل بعد، پایایی متغیرهای رگرسیون با استفاده از آزمون‌های ریشهٔ واحد «لوین» و همکاران[4] LLC، «ایم» و همکاران[5] IPS، دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[6] ADF و دیکی‌فولر PP آزمون

[1] Fixed effects, Random effects
[2] Ordinary Least Square
[3] Hausman
[4] Levin et al.
[5] Im et al.
[6] Augmented Dickey Fuller Test

شده است. نتایج حاصل از تخمین ریشهٔ واحد برای متغیرهای مورداستفاده ناشی از آزمون‌های مختلف عمدتاً دلالت‌بر وجود ریشهٔ واحد در سطح اطمینان ۹۹٪ برای متغیرها در سطح دارند؛ از سوی دیگر، فرض وجود ریشهٔ واحد برای تفاضل متغیرهای یادشده، باقدرت رد می‌شود.

۲-۵. برآورد مدل‌های سالانه

در ابتدا برمبنای معادلهٔ (۶)، رگرسیون مبتنی‌بر ساختار داده‌های ترکیبی (پانل) سالانه اجرا می‌شود. نتایج به‌شرح جدول (۵) ارائه شده است. به‌منظور تصریح مدل‌های برآورد شده مبنی‌بر این‌که آیا تخمین‌های انجام گرفته توانسته است با متغیرهای مستقل به‌درستی و جامع، متغیر وابسته را توضیح دهد؛ و این‌که از دقت برآوردها در تخمین مدل مطمئن باشیم و اطمینان نسبی از دسترسی به مدل بهینه، مبتنی‌بر فروض کلاسیک و افزودن متغیرها به مدل در چارچوب مبانی نظری این مطالعه، حسب مورد آزمون‌های لازم انجام شد. نتایج بیان‌گر این است که متغیرهای مستقل، بهترین توضیح را برای متغیر وابسته ارائه دادند و اغلب آن‌ها در سطح معنی‌داری قابل‌قبولی قرار گرفتند.

به‌شرح اطلاعات جدول (۵)؛ مدل (۱) برآورد رابطهٔ خطی از تغییرات دما و بارش شامل تغییرات هم‌زمان و وقفهٔ یک‌ساله است. در این مدل، صرفاً اثرات فوری (آنی) خطی تولید را ازطریق تغییر آب و هوا ارائه می‌کند که در بخش نخست معادلهٔ (۴) مشخص شده است. هر چهار متغیر در سطح ۹۹٪ معنی‌دار می‌باشند که بیانگر اثر منفی تغییرات دما و بارش هم‌زمان و با تأخیر یک‌ساله بر تولید استان‌های ایران است؛ هرچند مقدار این ضرایب بسیار کم است (به ستون ۱ در جدول ۵ مراجعه شود.)

در مدل (۲) تأثیر هم‌زمان خطی و درجهٔ دوم متغیرهای دما و بارش بر تولید نشان داده شده است. در این مدل، کانال تأثیرگذاری فوری (آنی) نادیده گرفته شده و اتکاء بر تأثیرگذاری کانال‌های (۲) و (۳) معادلهٔ (۴) یعنی اثرات زودگذر (ناپایدار) و رشد متعادل است. تأثیر قابل‌توجه هر چهار متغیر نشان می‌دهد تغییر دما و بارش بر تولید اقتصادی زودگذر (ناپایدار) و رشد بلندمدت متعادل از طریق معادلات $\psi(T)$ و $g_A(T)$ در معادلهٔ (۴) تأثیرگذار است. با این‌حال، هنگامی‌که سطوح دما و بارش درجهٔ دوم در مدل‌های بعدی با شرایط اثرات متقابل درنظر گرفته می‌شوند (مدل‌های ۴ و ۶)، ضرایب بدون وقفهٔ دما و درجهٔ دوم آن معنی‌دار نیستند؛ درحالی‌که ضرایب با وقفهٔ یک‌سالهٔ دما با معنی‌داری در سطح ۹۹٪ در مدل (۶) مواجه است؛ هرچند این موضوع برای بارش وجود ندارد و درنظر گرفتن سطوح بارش و درجهٔ دوم آن در مدل‌های با اثرات متقابل با معنی‌داری همراه نیست، می‌توان ادعا کرد اثر بلندمدتی بین سطوح بارش با تغییرات تولید برخلاف سطوح دما برقرار نیست که می‌تواند ناشی از دو موضوع ارزیابی شود؛ این‌که سطوح بارش تأثیر خود را در کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران، به‌ویژه ازطریق تأثیر بر بخش کشاورزی نشان می‌دهد تا سایر بخش‌ها یا این‌که دامنه بررسی بیش از دو دهه که در این پژوهش مدنظر بوده است، زمان کافی برای سنجش این تأثیرپذیری را طبق این الگوها در اقتصاد ایران فراهم نمی‌کند.

در برآوردهای مبتنی‌بر مدل‌های (۳) تا (۶)، تأخیرهای هم‌زمان و با وقفهٔ یک‌ساله در تغییرات دما و بارش مدنظر قرار گرفته است؛ هرچند این مدل‌ها با تأخیر بیشتر نیز برآورد شدند، اما تغییرات با تأخیر یک‌ساله، ضریب تعیین تعدیل‌یافته $(\overline{R}^2)$ را افزایش می‌دهد؛ درحالی‌که افزودن تأخیرهای بیشتر، اثرات بسیار جزئی و قابل‌اغماض بر این شاخص دارد. بررسی تکمیلی مشخص نمود. در مدل‌های پیش‌رو ضریب دمای هم‌زمان و تأخیری معنی‌دار

است، اما ضرایب هم‌زمان و تأخیری بارش در موارد محدودی با معنی‌داری همراه است؛ البته درخصوص هر دو متغیر دما و بارش، تأخیرهای بیشتر از یک‌سال، معنی‌دار نیست یا به‌ندرت معنی‌دار می‌شوند. این موضوع بیانگر این است که معمولاً اثرات زودگذر (ناپایدار) تا دو سال طول می‌کشد و در طول زمان به مرور ضعیف‌تر شده و از نظر آماری ناچیز و اندک می‌شوند یا در تحلیل دیگر می‌توان به سازگاری این تغییرات در بخش‌های اقتصاد ایران پس از دو سال اشاره داشت.

در مدل (۳) هرچند ضرایب دما و بارش همزمان معنی‌دار نمی‌باشند، اما ضرایب متقابل هم درخصوص دما و هم بارش با معنی‌داری بالایی همراه است؛ به‌عبارت بهتر، اثرات متقابل هم‌زمان و با تأخیر یک‌سالهٔ دما در سطح بالای ۹۹٪ و با تأثیرگذاری معکوس معنی‌دار است؛ درحالی‌که این اثر برای بارش صرفاً درخصوص اثر هم‌زمان با علامت مثبت معنی‌دار است و برای وقفهٔ یک‌ساله با معنی‌داری همراه نیست. مدل (۴) که درواقع تکمیل‌شدهٔ مدل (۳) است، بیانگر این است که با افزودن شرایط آب و هوایی درجهٔ دوم، تقریباً همهٔ متغیرهای مدل بی‌معنی می‌شوند و صرفاً اثرات متقابل تأخیری دما در سطح ۹۵٪ با علامت منفی معنی‌دار است. مدل‌های (۵) و (۶) همان مدل‌های برآورد شده در الگوهای (۳) و (۴) است که در آن از وقفهٔ دما و بارش برای T_{it} استفاده شده است. در این الگوها، تأخیرهای مختلفی برای T_{it} وΔT_{it} هم برای دما و هم بارش درنظر گرفته شد که تغییرات آب و هوا مشروط به دمای سال‌های قبل و اثرات نرخ رشد براساس دمای سال‌های قبلی محاسبه شده است. در مدل (۵) معنی‌داری اثرات تغییرات بارش نسبت به اثرات تغییرات دما بر تولید کمتر است؛ با این‌حال، یک اثر منفی قابل‌توجه از تغییرات باوقفهٔ دما بر تولید قابل مشاهده است و اثر مثبت درخصوص تغییرات باوقفهٔ بارش قابل استخراج است. تغییرات در بارش منجر به تأثیر مثبت تولیدات استان‌های ایران در سال بعد می‌شود که با مدنظر قراردادن وابستگی غالب اقتصاد به بخش کشاورزی و تأثیرپذیری تولیدات استان‌ها از این بخش و سایر بخش‌هایی که مستقیماً با این بخش درحال مبادله هستند، این نتیجه دور از انتظار نیست، ازجمله این‌که معمولاً با تغییر مثبت بارش، به‌دلیل انتظارات مثبت خروج از خشکسالی، در سال بعد مساحت زیرکشت محصولات دیم افزایش می‌یابد؛ هرچند شواهدی برای اثرات رشد مداوم طبق الگوها پیدا نشد اما مدل انتخابی، اثرات نهایی بالاتر دما را نسبت به مدل‌های بورک و همکاران (۲۰۱۵) و کلکول و ونز (۲۰۲۰) گزارش می‌کند.

جدول ۵: نتایج برآورد مدل‌های ترکیبی (پانل) سالانه به تفکیک شش الگوی موردنظر

Tab. 5: The estimation results of annual combined models panel by separating the six desired patterns

	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
ΔT	−۰/۰۰۵۴۵***		−۰/۰۰۹۴۳*	−۰/۰۰۵۷۶	۰/۰۲۲۹۸***	۰/۰۲۶۸۹***
	(−۵/۸۴۸۶۹)		(−۱/۷۶۶۲۲)	(−۰/۲۷۲۷۵)	(۳/۶۵۶۰۹)	(۴/۰۸۳۲۷)
$L\Delta T$	−۰/۰۰۵۰۳***		۰/۰۰۰۲۹	۰/۰۰۶۰۰	۰/۰۰۹۴۰	−۰/۰۱۳۰۹***
	(−۵/۰۷۵۸۰)		(۰/۰۶۸۸۵)	(۰/۶۲۸۲۶)	(۱/۵۳۳۷۶)	(−۷/۴۴۷۳۰)
$T \times \Delta T$			−۰/۰۰۱۰۸***	−۰/۰۰۱۱۷	−۰/۰۰۱۵۵***	−۰/۰۰۱۷۴***
			(−۳/۹۲۴۹۳)	(−۰/۸۳۷۱۰)	(−۳/۷۰۸۲۸)	(−۳/۹۶۳۴۰)
$T \times L\Delta T$			−۰/۰۰۰۹۳***	−۰/۰۰۱۲۶**	−۰/۰۰۱۴۵***	
			(−۳/۳۳۲۶۷)	(−۱/۹۲۲۹۵)	(−۳/۴۸۵۸۴)	

T		۰/۰۰۹۵۰* (۱/۷۱۲۱۷)	۰/۰۲۵۵۶*** (۵/۱۶۴۲۴)	۰/۰۲۸۶۴ (۰/۹۸۲۰۰)	۰/۰۲۲۵۰*** (۳/۲۰۳۲۸)	۰/۰۶۶۱۱*** (۵/۰۷۱۳۹)
T^2		−۰/۰۰۰۵۲*** (−۲/۸۸۴۴۵)		−۰/۰۰۰۲۲ (−۰/۲۳۲۷۲)		−۰/۰۰۱۳۴*** (−۳/۳۲۵۳۰)
ΔP	−۰/۰۰۰۰۳*** (−۳/۸۷۲۹۲)		−۰/۰۰۰۱۳*** (−۴/۳۸۹۲۵)	−۰/۰۰۰۰۹۲ (−۰/۹۸۸۲۷)	−۰/۰۰۰۱۱** (−۲/۳۹۸۳۱)	−۰/۰۰۰۰۵۵ (−۱/۳۵۷۴۳)
LΔP	−۰/۰۰۰۰۲*** (−۲/۷۰۳۴۰)		−۰/۰۰۰۰۶۶** (−۲/۳۵۱۱۸)	−۰/۰۰۰۰۷۴ (−۱/۴۲۲۳۱)	−۰/۰۰۰۱۲*** (−۳/۰۵۷۲۳)	−۰/۰۰۰۰۵*** (−۳/۶۲۵۸۶)
P × ΔP			۰/۰۰۰۰۰۰۱*** (۲/۸۲۱۸۰)	−۰/۰۰۰۰۰۰۱ (−۰/۰۴۲۱۲)	۰/۰۰۰۰۰۰۲** (۲/۰۸۸۹۷)	۰/۰۰۰۰۰۱ (۰/۹۶۹۵۰)
P × LΔP			۰/۰۰۰۰۰۰۳ (۰/۴۳۸۳۳)	۰/۰۰۰۰۰۰۲۰ (۰/۱۳۲۹۸)	۰/۰۰۰۰۰۰۱۷* (۱/۷۲۳۲۸)	
P		−۰/۰۰۰۱۸*** (−۵/۱۷۸۹۰)	۰/۰۰۰۰۴۳ (۱/۱۹۷۳۷)	−۰/۰۰۰۰۶ (−۰/۴۱۶۳۶)	۰/۰۰۰۰۶۳ (۱/۳۱۶۹۳)	۰/۰۰۰۰۵۵ (۰/۶۷۴۰۳)
P^2		۰/۰۰۰۰۰۰۱*** (۳/۷۷۳۳۴)		۰/۰۰۰۰۰۰۱ (۰/۷۷۸۷۰)		۰/۰۰۰۰۰۰۰۳ (۰/۲۸۹۹۹)
مشاهدات	۵۴۰	۶۰۰	۵۴۰	۵۴۰	۵۴۰	۵۴۰
آب و هوا	ندارد	همزمان	همزمان	همزمان	با وقفه	با وقفه
سال‌ها	۱۳۷۹-۹۹	۱۳۷۹-۹۹	۱۳۷۹-۹۹	۱۳۷۹-۹۹	۱۳۷۹-۹۹	۱۳۷۹-۹۹
اثرات ثابت	استان	استان	استان	استان	استان	استان

آمارهٔ t داخل پرانتز درج شده است. $*** P < 0.01$ و $** P < 0.05$ و $* P < 0.10$

(منبع: محاسبات تحقیق).

۳-۵. برآورد مدل‌های تفاضل طولانی

با عنایت به عدم امکان جداسازی اثرات زودگذر با رشد متعادل در مدل‌های ترکیبی سالانه و تخمین تأثیرات این دو به‌طور مشترک، به‌منظور تفکیک این اثرات نیاز به الگوسازی متفاوتی است؛ علاوه‌بر این، در مدل‌های ترکیبی (پانل) سالانه از تغییر آب و هوای سالانهٔ استان‌ها استفاده می‌شود و هم‌چنین اثرات ثابت استان‌ها، شرایط آب و هوایی بلندمدت و تغییرات آن را تحلیل می‌کند که بررسی این تغییرات به درک تأثیر گرمایش تدریجی استان‌ها مرتبط است؛ به عبارت دیگر، مدل‌های ترکیبی سالانه ممکن است بسیاری از سرمایه‌گذاری‌های انجام گرفته برای سازگاری و یا پاسخ‌گویی به تغییرات تدریجی اقلیم را دست‌کم بگیرد و این‌گونه سرمایه‌گذاری‌ها ممکن است در آن مدنظر قرار نگیرد. یکی از راهکارهای رفع این مشکل و غلبه‌بر این محدودیت، بهره‌گیری از رگرسیون مقطعی مربوط به تغییر تولید در دوره‌های زمانی طولانی‌تر از یک‌سال است؛ به‌طوری‌که بورک و امریک (۲۰۱۶) و کلکول و ونز (۲۰۲۰) در مطالعات خود، این شیوهٔ بررسی و تحلیل را تحت عنوان –مدل تفاضل طولانی– به‌کار بردند. اساساً این الگو همان رگرسیون تعمیم‌یافته با رویکرد تفاضل طولانی است که ابتدا توسط بورک و امریک پیشنهاد شده و سپس توسط کلکول و ونز ضرایب β، γ_1 و γ_2 به مدل اضافه شده است. مدل تفاضل طولانی پیشنهادی برای این برآوردها، الگوی معرفی شده در معادلهٔ (۸) است. باتوجه به اطلاعات موجود برای متغیرهای موردنظر در این پژوهش و نظر به این‌که قرار است مقایسهٔ تطبیقی برای اطلاعات موردنظر در حداقل سه مقطع زمانی طولانی برای مقایسه انجام شود، با توجه به داده‌های در دسترس، حداکثر تعداد سال‌هایی که در سه دوره برای مقایسهٔ دورهٔ سوم با دو دورهٔ قبل امکان‌پذیر است، هفت‌سال می‌باشد؛ لذا دوره‌های زمانی هفت‌ساله مبنای انتخاب و تحلیل

قرار گرفت و مشابه رگرسیون ترکیبی (پانل)، شرایط آب و هوایی درنظر گرفته می‌شود که در آن T_i به سطوح دما و بارش در دورهٔ قبلی اشاره دارد. هم‌چنین ضرایب α و β چگونگی تغییر در تولید اقتصادی سرانه را با شرایط آب و هوایی مورد تخمین قرار می‌دهند. برخلاف مدل ترکیبی (پانل) سالانه، انتظار می‌رود اثر زودگذر در مدل تفاضل طولانی به‌دلیل این‌که دوره‌های زمانی طولانی‌تر از یک‌سال درنظر گرفته شده است، به‌طور نسبی کمتر باشد؛ بنابراین ضرایب γ_1 و γ_2 به‌عنوان ضرایبی تفسیر خواهند شد که نشان می‌دهند چگونه تغییر بلندمدت تولید، یعنی همان مسیر رشد تعادلی، تحت‌تأثیر شرایط آب و هوایی قرار می‌گیرد.

متغیرهای انتخاب‌شده به‌عنوان متغیرهای کمکی استانی باتوجه به موقعیت و برخورداری از منابعی که ممکن است بر تولید تأثیرگذار باشد، در χ_1 درنظر گرفته شده است؛ علاوه‌بر این، برمبنای مدل گزینش‌شده در داده‌های ترکیبی (پانل) سالانه، اثرات ثابت استان‌ها استخراج و در مدل مقطعی وارد شد که در هیچ‌کدام از الگوها معنی‌دار نشد و به‌همین دلیل از معادلات حذف گردید؛ هم‌چنین به تبعیت از مطالعهٔ انجام‌شده توسط کلکول و ونز (۲۰۲۰)، طول نوار ساحلی دریایی به تفکیک استان‌ها نیز استخراج شد (در هفت استان ساحلی) اما متغیر مربوط در مدل‌های برآوردشده با معنی‌داری مواجه نشد و از مدل حذف گردید.

نتایج برآوردها به تفکیک در جدول (۶) ارائه شده است. ستون‌های (۱) تا (۳) به مدل‌هایی اشاره دارد که در آن تغییرات دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ نسبت به دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹ ارائه شده و ستون‌های (۴) تا (۶) نیز نتایج تخمین را برای تغییرات بین دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ با دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶ نشان می‌دهد. باتوجه به این‌که رگرسیون‌های مقطعی رشد به‌طور قوی نشان می‌دهد، به‌دلیل اثرات رشد همگرایی، رشد به‌طور منفی با سطوح اولیه تولید ناخالص داخلی مرتبط است؛ یعنی در مفهوم کلی، کشورهای فقیرتر تمایل دارند با نرخ‌های رشد سریع‌تری نسبت به اقتصادهای ثروتمندتر رشد کنند (منکیو و همکاران، ۱۹۹۲)[1]. بر این‌اساس مدل‌های (۲) و (۵) شامل عبارتی تحت عنوان لگاریتم تولید اولیه مربوط به سال آغازین دوره مورد بررسی، است. این عبارت برای مدنظر قرار دادن اثرات رشد همگرایی به مدل اضافه شده و ضرایب مربوط به این متغیر ازجمله ضرایب مهم در این برآوردها هستند. این ضریب برای مقایسهٔ دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ نسبت به دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹ معنی‌دار نبوده، اما برای تغییرات بین دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ با دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶ در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار است.

طبق نتایج، هرچند ضریب دما در مدل‌های برآورد شده معنی‌دار نیست، اما شواهد حاکی از تأثیرگذاری تغییرات دمای متوسط دورهٔ هفت‌ساله نسبت به دو دورهٔ قبل از آن است؛ درحالی‌که شواهدی مبنی‌بر تأثیرگذاری این‌شرایط برای یک دورهٔ قبل مشاهده نمی‌شود. بر این‌اساس، می‌توان استدلال نمود نه‌تنها تغییر شرایط آب و هوا به مرور انطباق و سازگاری به‌همراه نداشته؛ بلکه این تغییر در حالتی که متأثر از تغییر دما باشد، با تأثیرگذاری بیشتری در دوره‌های بعدی همراه است و اثرات آن در دوره‌های طولانی‌تر خود را نشان خواهد داد. بررسی تکمیلی مؤید آن است که هرچند تغییر میانگین دمای سالانه بین دو دورهٔ تقریباً یکسان است در دورهٔ نخست میانگین دمای سالانهٔ استان‌ها ۱۶/۰۵۲ درجه و در دورهٔ میانی ۱۶/۰۵۰ درجه (تغییرات دما بین دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ با دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹ در حدود افزایش ۰/۵۹۲ درجهٔ سانتی‌گراد و بین دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ با دورهٔ ۹۲-۱۳۸۶ افزایش در حدود ۰/۵۹۴ درجهٔ

[1] Mankiw et al.

سانتی‌گراد) اما تأثیرگذاری تغییر دما بر تغییر تولید در مقایسه با دورهٔ قدیمی‌تر با شواهد بیشتری همراه است. این موضوع احتمال این‌که تغییر اندک دما بین دو دوره در تأثیرگذاری این تفاوت نقش دارد را رد می‌کند؛ بنابراین به‌جز ضریب دما، سایر ضرایب مربوط به دما شامل تغییرات دما ΔT_i، اثرات متقابل $T_{i.t-1} \times \Delta T_i$ و مجذور دما T_i^2 بین دورهٔ ۹۹–۱۳۹۳ با دورهٔ ۸۵–۱۳۷۹ در سطح ۹۹٪ معنی‌دار هستند و این موضوع شواهد مناسبی را برای اثبات تأثیرگذاری رگرسیون‌های با تفاضل طولانی در ارائه اثرات تغییرات بلندمدت ناشی از شرایط آب و هوا بین دورهٔ ۹۹–۱۳۹۳ با دورهٔ ۸۵–۱۳۷۹ نشان می‌دهد.

تحلیل نتایج به‌دست آمده درمورد بارندگی، وضعیت به نسبت متفاوتی را نسبت به دما ارائه می‌کند؛ به این ترتیب که کلیه ضرایب بارندگی P_i، تغییرات بارندگی ΔP_{it}، اثرات متقابل بارندگی $P_{i.t-1} \times \Delta P_i$ و مجذور بارندگی P_i^2 برای مقایسهٔ بین دورهٔ ۹۹–۱۳۹۳ با دورهٔ ۸۵–۱۳۷۹ در سطح بالا معنی‌دار است، درحالی‌که برای مقایسهٔ بین دورهٔ ۹۹–۱۳۹۳ با دورهٔ ۸۶–۱۳۸۶ در برخی موارد این ضرایب معنی‌دار نیستند. این موضوع نیز تأثیرگذاری تغییر شرایط آب و هوا را در دورهٔ طولانی‌تر گواهی می‌کند؛ به‌عبارت دیگر، تغییر بارندگی، قدرت تأثیرگذاری بیشتری در دوره‌های طولانی‌مدت‌تر به‌همراه دارد؛ هرچند برخلاف دما، تأثیرگذاری آن در دوره‌های زمانی کوتاه‌تر نیز رد نمی‌شود.

جدول ٦: نتایج برآورد مدل‌های تفاضل طولانی به تفکیک سه الگوی موردنظر

Tab. 6: Estimation results of long difference models by separating the three desired models

	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
ΔT	۱/۹۶۷۲۲***	۱/۹۱۸۰۹**	۰/۰۸۶۳۰**	۰/۲۴۸۴۵	−۰/۲۳۱۲۱	۰/۱۸۶۱۰***
	(۲/۵۷۶۱۲)	(۲/۵۴۴۸۴)	(۲/۵۶۳۷۲)	(۰/۹۸۹۹۳)	(−۰/۵۷۵۳۷)	(۳/۳۵۱۶۶)
$T \times \Delta T$	−۰/۱۸۴۲۱***	−۰/۱۸۰۲۴***		−۰/۰۲۶۵۴	۰/۰۰۵۸۴	
	(−۲/۸۵۵۰۶)	(−۰۲/۸۳۰۶۶)		(−۱/۴۳۸۳۸)	(۰/۲۲۵۳۷)	
T	۰/۰۲۳۰۲	۰/۰۱۰۴۷		۰/۰۲۹۷۴	−۰/۰۲۲۲۹	
	(۰/۴۵۶۱۵)	(۰/۲۰۶۳۵)		(۱/۲۶۸۵۹)	(−۰/۶۳۳۳۵)	
T^2	۰/۰۰۷۰۴***	۰/۰۰۷۰۶***		۰/۰۰۰۰۹۸	۰/۰۰۱۵۰*	
	(۲/۸۰۴۰۰)	(۲/۸۵۱۱۴)		(۰/۱۴۹۱۴)	(۱/۸۸۴۶۶)	
ΔP	−۰/۰۰۸۸۰**	−۰/۰۰۸۲۶**	−۰/۰۰۲۴۶**	−۰/۰۰۲۹۸	−۰/۰۱۲۵۵***	−۰/۰۰۱۳۷**
	(−۲/۳۸۹۴۶)	(−۲/۲۶۰۱۳)	(−۲/۴۶۹۹۳)	(−۰/۸۶۱۲۴)	(−۳/۵۳۴۰۵)	(−۲/۰۷۴۶۰)
$P \times \Delta P$	۰/۰۰۰۰۳۷***	۰/۰۰۰۰۳۴***		۰/۰۰۰۰۱۰	۰/۰۰۰۰۵۰***	
	(۲/۸۸۸۵۷)	(۲/۶۲۳۴۷)		(۰/۸۲۸۱۶)	(۳/۳۳۲۷۳)	
P	۰/۰۱۵۲۹***	۰/۰۱۵۴۴***		۰/۰۰۲۸۳**	۰/۰۰۳۷۹***	
	(۳/۵۴۸۷۸)	(۳/۶۳۲۷۹)		(۲/۵۳۶۳۲)	(۲/۹۷۱۲۴)	
P^2	−۰/۰۰۰۰۱۹***	−۰/۰۰۰۰۲۰***		−۰/۰۰۰۰۰۴۳**	−۰/۰۰۰۰۰۸۰***	
	(−۳/۳۶۰۹۷)	(−۳/۵۳۸۱۳)		(−۱/۹۲۰۵۶)	(−۲/۶۱۶۱۵)	
لگاریتم GRP اولیه		−۰/۰۰۲۲۴			۰/۲۲۱۹۸**	
		(−۱/۲۴۷۷۲)			(۲/۳۷۰۱۲)	

میانگین ارتفاع از سطح دریا	۱/۲۶۱۹۶*** (۳/۵۸۸۲۳)	۱/۱۷۲۲۳*** (۳/۳۱۱۰۷)	-۰/۱۶۳۷۰*** (-۳/۲۰۴۸۳)	۰/۰۲۱۹۶ (۰/۱۸۱۷۳)	۰/۲۸۳۶۴** (۲/۲۰۰۹۲)	-۰/۱۳۹۶۰** (-۲/۱۴۳۶۲)
مجموع طول رودخانه‌های دائمی	۰/۴۶۴۵۴*** (-۸/۷۳۱۷۲)	-۰/۴۴۶۶۰*** (-۸/۲۱۳۵۵)	-۰/۰۰۰۸۳ (-۰/۰۵۰۹۸)	-۰/۰۶۹۹۲** (-۲/۲۱۳۵۴)	-۰/۱۳۲۹۶*** (-۴/۲۷۵۴۴)	-۰/۰۲۸۹۷ (-۱/۲۳۷۲۶)
دوره‌ها	۱۳۹۳-۹۹ درمقابل ۱۳۷۹-۸۵	۱۳۹۳-۹۹ درمقابل ۱۳۷۹-۸۵	۱۳۹۳-۹۹ درمقابل ۱۳۷۹-۸۵	۱۳۹۳-۹۹ درمقابل ۱۳۸۶-۹۲	۱۳۹۳-۹۹ درمقابل ۱۳۸۶-۹۲	۱۳۹۳-۹۹ درمقابل ۱۳۸۶-۹۲
مدت (سال)	۷ سال	۷ سال	۷ سال	۷ سال	۷ سال	۷ سال
وقفه (دوره)	۲	۲	۲	۱	۱	۱

آمارهٔ t داخل پرانتز درج شده است. $*** P < 0.01$ و $** P < 0.05$ و $* P < 0.10$

(منبع: محاسبات تحقیق).

٦. نتیجه‌گیری

درک ابعاد مختلف تأثیر اقتصادی و اجتماعی تغییر شرایط آب و هوایی، هرچند یگ گام پیچیده است، اما در تدوین توصیه‌های سیاستی کاربردی و صحیح در ابعاد فراملی، ملی و محلی ضروری به‌نظر می‌رسد. این زمینهٔ مطالعاتی با هدف بهبود تخمین‌های مربوط به آسیب‌های حاصل از تغییر شرایط آب و هوا، بستر روبه توسعه‌ای را برای تجزیه و تحلیل فراهم آورده است و در دو دههٔ اخیر مطالعات اقتصادسنجی متعددی به چگونگی تأثیر نوسانات دما و بارش بر نتایج مختلف اقتصادی و اجتماعی برای ارزیابی تأثیر گرم‌شدن آیندهٔ زمین بر اقتصاد یا بخش‌های خاصی در اقتصاد در جوامع محلی یا فراملی پرداختند؛ با این‌حال، ابزارهای اقتصادسنجی فعلی مورداستفاده برای بررسی تأثیر اقتصادی آب و هوا در مواردی با عدم قطعیت مربوط به مدل‌های تجربی به‌کارگرفته شده و نمونه‌گیری در داده‌های مورد استفاده، مواجه هستند. در این پژوهش، ضمن تمرکز بر عدم قطعیت مدل‌های رایج، پژوهش در سطح استانی در ایران که با ناهمگونی قابل‌توجهی در اقلیم و شرایط آب و هوا و سطوح توسعه یافتگی مواجه است، به پیشرفت این زمینهٔ مطالعاتی کمک شده است؛ هم‌چنین با استفاده از یک مجموعهٔ جامع از داده‌های فعالیت اقتصادی در سطح استان‌ها با پوشش کامل در سطح ملی، به تجزیه و تحلیل رابطهٔ بین تولید اقتصادی و شرایط آب و هوا در مقیاس‌های زمانی مختلف پرداخته شده است.

نتایج این پژوهش همسو با مطالعات نیول و همکاران (۲۰۲۱) و اولپر و همکاران (۲۰۲۱) عدم قطعیت قابل‌توجه مدل‌های فعلی را تأیید می‌کند؛ با این‌حال، انتخاب براساس ابزارهای اقتصادسنجی استانداردتر (یعنی اهمیت متغیرهای دما و بارش و اثرات خطی در مقابل غیرخطی) نشان می‌دهند اثر منفی تغییرات دما و بارش هم‌زمان و با تأخیر یک‌ساله بر تولید استان‌های ایران وجود دارد؛ هرچند مقدار این ضرایب بسیار کم است. علاوه‌بر این، تغییر دما و بارش بر تولید زودگذر (ناپایدار) و رشد بلندمدت متعادل نیز تأثیرگذار است؛ با این‌حال، می‌توان ادعا کرد اثر بلندمدتی بین سطوح بارش با تغییرات تولید برخلاف سطوح دما برقرار نیست. هم‌چنین معمولاً اثرات زودگذر (ناپایدار) دما و بارش بر تولید تا دو سال طول می‌کشد و در طول زمان به مرور ضعیف‌تر شده و از نظر آماری ناچیز و اندک می‌شوند. در مدل‌های توسعه داده شده مشخص گردید؛ معنی‌داری اثرات تغییر بارش نسبت به تغییر دما

بر تولید کمتر است؛ به عبارت دیگر، بخش‌های اقتصادی در استان‌ها نسبت به دما وابستگی بالاتری دارند تا بارش، که از دلایل آن می‌توان قدرت تأثیرگذاری نوسانات دما بر سایر بخش‌ها فراتر از بخش کشاورزی، ازجمله بخش‌های خدمات، مسکن، ساختمان، انرژی، صنعت و غیره نسبت به بارش اشاره داشت؛ با این‌حال، یک اثر منفی قابل‌توجه از تغییرات باوقفهٔ دما بر تولید قابل مشاهده است و اثر مثبت درخصوص تغییرات باوقفهٔ بارش قابل استخراج است. هرچند شواهدی برای اثرات رشد مداوم طبق الگوها پیدا نشد، اما اثرات نهایی بالاتر دما نسبت به مدل‌های بورک و همکاران (۲۰۱۵) و کلکول و ونز (۲۰۲۰) گزارش می‌شود.

با بهره‌گیری از رگرسیون تفاضل طولانی به‌منظور بررسی این‌که آیا نتایج حاصل از مدل ترکیبی (پانل) سالانه به مقیاس‌های زمانی طولانی‌تر نیز قابل‌تعمیم است یا خیر؟ شواهدی مبنی‌بر تأثیرگذاری سطح دما (یا میزان بارندگی) بر تولید استان‌ها در دوره‌های طولانی یافت نشد. این نکته از این حیث درخور توجه است که بخش‌های اقتصادی در ایران، به‌ویژه در دوره‌های بلندمدت، بیشتر متأثر از انتظارات ناشی از تغییرات دما یا تغییرات بارش هستند تا سطح این متغیرها؛ به‌عبارت دیگر، می‌توان ادعا کرد انتظارات شکل‌گرفته و یا تغییر وضعیت نسبت به دوره‌های قبل، قابلیت تأثیرگذاری بیشتری بر تصمیم فعالان اقتصادی و تولید در ایران را دارند. در این‌زمینه نتایج مشخص نمود، نه‌تنها تغییر شرایط آب و هوا به مرور انطباق و سازگاری به همراه نداشته، بلکه این تغییر در حالتی که متأثر از تغییر دما باشد، با تأثیرگذاری بیشتری در دوره‌های بعدی همراه است و اثرات آن در دوره‌های طولانی‌تر خود را نشان خواهد داد. بررسی تکمیلی شواهد مناسبی را برای اثبات تأثیرگذاری رگرسیون‌های با تفاضل طولانی در ارائه اثرات تغییرات بلندمدت ناشی از شرایط آب و هوا بین دورهٔ ۹۹-۱۳۹۳ با دورهٔ ۸۵-۱۳۷۹ نشان می‌دهد؛ هرچند تحلیل نتایج به‌دست آمده درمورد بارندگی، وضعیت به نسبت متفاوتی را نسبت به دما ارائه می‌کند و تأثیرگذاری تغییر شرایط آب و هوا را در دورهٔ طولانی‌تر گواهی می‌کند؛ به‌عبارت دیگر، تغییر بارندگی، قدرت تأثیرگذاری بیشتری در دوره‌های طولانی‌مدت‌تر به‌همراه دارد؛ هرچند برخلاف دما، تأثیرگذاری آن در دوره‌های زمانی کوتاه‌تر نیز رد نمی‌شود.

در تجزیه و تحلیل انجام‌گرفته در این پژوهش، هم‌چنان برخی نکات وجود دارد که توجه به آن در مطالعات مربوط ضروری است؛ نخست این‌که با توجه به عدم قطعیت در مدل‌ها، نتایج به‌دست آمده، به‌ویژه در تفسیر اندازهٔ تخمین تغییرات آب و هوای آینده باید با احتیاط مدنظر قرار گیرد. دوم این‌که تا چه حد این توابع واقعاً تأثیر آب و هوا و نه فقط تغییرات آب و هوای کوتاه‌مدت را منعکس می‌کنند.

پیشنهاد می‌شود تجزیه و تحلیل‌های تجربی در مطالعات آینده علاوه‌بر گسترش مدل‌ها در راستای دستیابی به مدل‌سازی صریح و سازگار مبتنی‌بر تئوری موجود به‌منظور تمایز بهتر بین اثرات رشد در مقابل اثرات سطح در راستای سنجش اثرات کوتاه‌مدت در مقابل اثرات بلندمدت نیز توسعه یابند. بدیهی است تکامل مدل‌سازی و بررسی‌های تجربی جدید قادر خواهد بود، تفکیک تأثیرات آب و هوا و نه فقط تغییرات آب و هوا را به‌نحو مناسب‌تری به تصویر بکشد. علاوه‌بر این، باتوجه به این‌که تجزیه و تحلیل انجام شده در این پژوهش مبتنی‌بر سوابق گذشته آب و هوا است؛ بنابراین نمی‌تواند رویدادهای شدید بالقوه‌ای که خارج از این محدوده واقع می‌شوند، اما ممکن است توسط تغییرات آب و هوایی سال‌های آینده ایجاد شوند را ثبت کند. هم‌چنین مدنظر قرار دادن اصول ملاحظات اقلیمی و پیامدهای ناشی از تغییرات آب و هوایی در فرآیند توسعهٔ اقتصادی کشور در ابعاد ملی و محلی و به‌طور

مشخص ورود آن در قوانین به‌منظور نهادینه‌سازی محدودیت‌های پیش‌رو در راهبردهای ملی توسعهٔ پایدار کشور در کنار تدوین بسته‌های سیاستی شامل اقدامات مقابله‌ای و سازگاری با پدیدهٔ تغییر اقلیم ضرورت دارد.

سپاسگزاری

نویسندگان برخود لازم می‌دانند از دست‌اندرکاران و داوران فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران برای بهبود و غنی‌سازی متن مقاله تشکر و قدردانی کنند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند با توجه به این‌که این مقاله از رسالهٔ دکتری استخراج شده است، نگارش مقاله برعهدهٔ نویسندهٔ اول و راهنمایی آن بر عهدهٔ نویسندگان دوم و سوم قرار داشته است.

تضاد منافع

نویسندگان با رعایت اصول اخلاقی انتشار در ارجاع، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– اکبری، محمدرضا؛ پیش‌بهار، اسماعیل؛ و دشتی، قادر، (۱۳۹۹). «شناسایی عوامل موثر بر ناامنی غذایی خانوارهای روستایی ایران: کاربرد الگوی لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹ (۳۵): ۹۱-۱۲۵. https://doi.org/10.22084/aes.2020.21656.3058

– بهرامی، علی، (۱۴۰۰). «اثر تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی». *دوازدهمین کنفرانس ملی اقتصاد کشاورزی*، دانشگاه کردستان، سنندج. https://civilica.com/doc/1798470

– جعفری، شایسته؛ جلالی‌نسب، محمد؛ و ایروانی، هوشنگ، (۱۳۹۳). «ارزیابی اثرات اقتصادی تغییر اقلیم در بخش کشاورزی». *همایش ملی تغییر اقلیم و مهندسی توسعه پایدار کشاورزی و منابع طبیعی*، همدان. https://civilica.com/doc/282442.

– خالقی، سعیده؛ بزازان، فاطمه؛ و مدنی، شیما، (۱۳۹۴). «اثر تغییر اقلیم بر تولید بخش کشاورزی و بر اقتصاد ایران (رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی)». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۷ (۲۵): ۱۳۵-۱۱۳. dor: 20.1001.1.20086407.1394.7.25.6.1

– سالم، علی‌اصغر؛ و جباری، لیلا، (۱۴۰۱). «بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار در ایران با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۱ (۴۲): ۴۷-۸۲. https://doi.org/10.22084/aes.2022.25884.3418

– سلیمانی‌نژاد، س.؛ دوراندیش، الف.؛ و نیکوکار، الف.، (۱۳۹۵). «شناسایی عوامل اقتصادی و اقلیمی اثرگذار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران». *مجموعه مقالات دهمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران*. https://sid.ir/paper/877539/fa

– صالحی کمرودی، محسن؛ و ابونوری، اسمعیل، (۱۳۹۸). «تأثیر تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی ایران». *مطالعات*

علوم محیط زیست، ۴(۳): ۱۲۲-۱۶۱۴. https://www.jess.ir/article_95550.html

– لیندکوئیست، سون، (۲۰۱۵). *مبارزه با تغییرات آب و هوایی، برنامه توسعه سازمان ملل متحد*. ترجمهٔ محمدحسن فطرس و جواد براتی (چاپ دوم ۱۳۹۴)، همدان، دانشگاه بوعلی‌سینا.

– میرجلیلی، سید حسین؛ آماده، حمید؛ و متقیان‌فرد، مهدیس، (۱۳۹۸). «اثر تغییر اقلیم بر رشد تولید ناخالص داخلی در ۲۷ استان ایران (با استفاده از روش داده‌های پانل)». *اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی*، ۳ (۵): ۱۵۲-۱۲۷. https://doi.org/10.22054/eenr.2019.12479

- Akbari, M. R.; Pishbahar, I. & Dashti, Q., (2019). "Identifying factors affecting food insecurity of rural households in Iran: the application of the generalized ordinal logit model". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly,* 9(35): 91-125, https://doi.org/10.22084/aes.2020.21656.3058 (In Persian).

- Ali, S. N., (2012). "Climate change and economic growth in a rain-fed economy: how much does rainfall variability cost Ethiopia?". https://doi.org/10.2139/ssrn.2018233.

- Auffhammer, M., (2018). "Quantifying Economic Damages from Climate Change". *Journal of Economic Perspectives,* 32 (4): 33–52, https://doi.org/10.1257/jep.32.4.33.

- Auffhammer, M. & Schlenker, W., (2014). "Empirical studies on agricultural impacts and adaptation". *Energy Econ.,* 46: 555-561. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.09.010.

- Babatunde, M. A. & Adefabi, R. A., (2005). "Long run relationship between education and economic growth in Nigeria: Evidence from the Johansen's cointegration approach". In: *Regional conference on education in west Africa*.

- Bahrami, A., (2021). "Effect of Climate Change on Economic Growth". *12th National Conference on Agricultural Economics*, University of Kurdistan, Sanandaj. https://civilica.com/doc/1798470. (In Persian).

- Barrios, S., Ouattara, B. & Strobl, E., (2008). "The impact of climatic change on agricultural production: Is it different for Africa?". *Food policy,* 33(4): 287-298., https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2008.01.003.

- Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X., (2003). *Economic Growth.* vol. 1. MIT Press Books.

- Blanc, E. & Schlenker, W., (2017). "The use of panel models in assessments of climate impacts on agriculture". *Rev. Environ. Econ. Policy*., 11(2): 258-279. https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:renvpo:v:11:y:2017:i:2:p:258-279.

- Bortz, P. G. & Toftum, N., (2023). "Changes in rainfall, agricultural exports and reserves: macroeconomic impacts of climate change in Argentina". *Journal of Environmental Economics and Policy:* 243-258, https://doi.org/10.1080/21606544.2023.2236987.

- Brown, C. & Lall, U., (2006). "Water and economic development: The role of variability and a framework for resilience". *Natural Resources Forum,* 30: 306–317, https://doi.org/10.1111/j.1477-8947.2006.00118.x.

- Burke, M. & Emerick, K., (2016). "Adaptation to Climate Change: Evidence from US Agriculture". *American Economic Journal: Economic Policy,* 8(3): 106–40, https://doi.org/10.1257/pol.20130025.

- Burke, M., Hsiang, S. M. & Miguel, E., (2015). "Global non-linear effect of temperature on economic production". *Nature*, 527: 75-77, 235–239, https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115430.

- Burke, M. & Tanutama, V., (2019). "Climate constraints on aggregate economic output". *NBER Working Paper No.* 25779. https://doi.org/10.3386/w25779.

- Callaway, J. M., et al., (2011). "Assessing the Economic Impact of Climate Change: National Case Studies by the United Nations Development Program". https://www.researchgate.net/publication/256086760

- Carleton, T. A. & Hsiang, S. M., (2016). "Social and economic impacts of climate". *Science*, 353 (6304): aad9837, https://doi.org/10.1126/science.aad9837.

- Casey, G., (2024). "Energy Efficiency and Directed Technical Change: Implications for Climate Change Mitigation Get Access Arrow". *The Review of Economic Studies,* 91: 192–228, https://doi.org/10.1093/restud/rdad001.

- Chang, C., (2002). "The Potential impact of climate change on Taiwan's agriculture". *Agricultural Economics*, 27 (1): 51-64. https://doi.org/10.1016/S0169-5150(01)00060-3.

- Dasgupta, S., Bosello, F., De Cian, E. & Mistry, M., (2017). *Global Temperature Effects on Economic Activity and Equity: A Spatial Analysis.* CMCC Working paper. https://www.rff.org/publications/working-papers/global-temperature-effects-on-economic-activity-and-equity-a-spatial-analysis/

- Dell, M., Jones, B. F. & Olken, B. A., (2012). "Temperature shocks and economic growth: Evidence from the last half century". *American Economic Journal: Macroeconomics,* 4(3): 66-95. https://doi.org/10.1257/mac.4.3.66.

- Dell, M., Jones, B. F. & Olken, B. A., (2014). "What do we learn from the weather? The new climate-economy literature". *J. Econ. Lit.*, 52: 740-798, https://doi.org/10.1257/jel.52.3.740

- Deryugina, T. & Hsiang, S. M., (2017). "The Marginal Product of Climate (NBER)". *Working Paper Series no. 24072,* Cambridge, MA. https://EconPapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:24072.

- Deschenes, O., (2014). "Temperature, human health, and adaptation: a review of the empirical literature". *Energy Econ.*, 46: 606–619, https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.10.013.

- Deschenes, O. & Greenstone, M., (2007). "The economic impacts of climate change: evidence from agricultural output and random fluctuations in weather". *American Economic Review,* 97(1): 354-385, https://doi.org/10.1257/aer.102.7.3761.

- Desmet, K. & Rossi-Hansberg, E., (2024). "Climate Change Economics over Time and Space". *Annual Review of Economics,* 16, https://doi.org/10.1146/annurev-economics-072123-044449.

- Eberhardt, M., (2024). "Climate change and economic prosperity: Evidence from a flexible damage function". *Journal of Environmental Economics and Management,* 125: 102974, https://doi.org/10.1016/j.jeem.2024.102974.

- Elshennawy, A., Robinson, S. & Willenbockel, D., (2016). "Climate change and economic growth: An intertemporal general equilibrium analysis for Egypt". *Economic Modelling,* 52: 681-689. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.10.008.

- Farmer, J. D., Hepburn, C., Mealy, P. & Teytelboym, A., (2015). "A third wavein the economics of climate change". *Environ. Resour. Econ.*, 62 (2): 329–357, https://doi.org/10.1007/s10640-015-9965-2.

- Grey, D. & Saddoff, C., (2006). *Water for Growth and Development.* A Theme Document of the 4th World Water Forum. World Bank. https://pt.ircwash.org/sites/default/files/WWC-2006-Thematic.pdf.

- Guiteras, R., (2009). "The impact of climate change on Indian agriculture". Manuscript, Department of Economics, University of Maryland, College Park, Maryland.

- Harris Jonathan M., Roach, B. & Codur, A-M., (2015). *The Economic of global climate change*. Global developmemt and environment instisie, Tufts University. https://www.bu.edu/eci/2023/04/24/the-economics-of-global-climate-change/

- Hoegh-Guldberg, O. & Bruno, J. F., (2010). "The Impact of Climate Change on the World's Marine Ecosystems". *Science,* 328: 1523-1528, https://doi.org/10.1126/science.1189930.

- Hsiang, S., (2016). "Climate Econometrics". *Ann. Rev. Resour. Econ.*, 8: 43-75, https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100815-095343.

- Hsiang, S. M., Burke, M. & Miguel, E., (2013). "Quantifying the influence of climate on human conflict". *Science*, 341. https://doi.org/10.1126/science.1235367.

- IPCC., (2013). *Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.* IPCC, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.

- IPCC., (2014). *Climate Change 2014: Impacts, Adaptation, and Vulnerability. Part A: Global and Sectoral Aspects, Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.* IPCC, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.

- Jafari, Sh., Jalalinasab, M. & Irvani, H., (2014). "Evaluation of the economic effects of climate change in the agricultural sector". *National Conference on Climate Change and Engineering Sustainable Development of Agriculture and Natural Resources,* Hamedan. https://civilica.com/doc/282442. (In Persian).

- Kahn, M. E., Mohaddes, K., Ng, R. N.C., Pesaran, M. H., Raissi, M. & Yang, J.-Ch., (2021). "Long-term macroeconomic effects of climate change: A cross-country analysis". *Energy Economics, Elsevier,* 104(C), https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105624.

- Kalkuhl, B, M. & Wenz, L., (2020). "The impact of climate conditions on economic production, Evidence from a global panel of regions". *Journal of Environmental Economics and Management,* 103: 102-360, https://doi.org/10.1016/j.jeem.2020.102360.

- Khaleghi, S., Bazazan, F. & Madani, Sh., (2014). "The Effects of Climate Change on Agricultural Production and Iranian Economy". *Agricultural Economics Research,* 7(25): 113-135. https://doi.org/20.1001.1.20086407.1394.7.25.6.1. (In Persian).

- Kolstad, C. D. & Moore, F. C., (2020). "Estimating the impact of climate change using weather observation". *Review of Environmental Economics and Policy,* 14 (1): 1-24, https://doi.org/10.1093/reep/rez024.

- Leimbach, M., Kriegler, E., Roming, N. & Schwanitz, J., (2017). "Future growth patterns of world regions–A GDP scenario approach". *Global Environmental Change,* 42: 215-225. https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2015.02.005.

- Lindquist, S., (2015). *Combating climate change, United Nations Development Program*. Translated by: Mohammad Hassan Fotros & Javad Barati (2nd edition 2015), Hamadan, Bu-Ali Sina University. (In Persian).

- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N., (1992). "A contribution to the empirics of economic growth". *Q. J. Econ.,* 107 (2): 407–437, https://doi.org/10.2307/2118477.

- Masters, W. A. & McMillan, M. S., (2001). "Climate and Scale in Economic Growth". *Journal of Economic Growth.,* 6:167-186. http://journals.kluweronline.com/issn/1381-4338/contents.

- Mendelsohn, R., Dinar, A. & Sanghi, A., (2001). "The effect of development on the climate sensitivity of agriculture". *Environment and Development Economics,* 6(1): 85–101. http://www.jstor.org/stable/44378882.

- Mirjalili, S. H., Amade, H. & Mottaghianfard, M., (2018). "The effect of climate change on the growth of gross domestic product in 27 provinces of Iran (using the panel data method". *Quarterly Journal of Environment and Natural Resources Economics,* (5)3: 152-127. https://doi.org/10.22054/eenr.2019.12479, (In Persian).

- Newell, G. R., Prest, B. C. & Sexton, E. S., (2021). "The GDP temperature relationship: implications for climate change damages". *J. Environ. Econ. Manag.*, 108: 1-26. https://doi.org/10.1016/j.jeem.2021.102445.

- Olper, A., Maugeri, M., Manara, V. & Raimondi, V., (2021), "Weather, climate and economic outcomes: Evidence from Italy". *Ecological Economics,* 189: 107-156, https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2021.107156.

- Patz, J., Campbell-Lendrum, D., Holloway, T., et al., (2005). "Impact of regional climate change on human health". *Nature,* 438: 310–317, https://doi.org/10.1038/nature04188.

- Pindyck, R. S., (2013). "Climate Change Policy: What Do the Models Tell Us?". *Journal of Economic Literature,* 51 (3): 860–72. https://doi.org/10.1257/jel.51.3.860.

- Pretis, F., Schwarz, M., Tang, K., Haustein, K. & Myles, R. A., (2018). "Uncertain impacts on economic growth when stabilizing global temperatures at 1.5◦ C or 2◦ C warming, Philos". *Trans. R. Soc, A. A.*, 376: 20160460, https://doi.org/10.1098/rsta.2016.0460.

- Rahmstorf, S. & Coumou, D., (2011). "Increase of extreme events in a warming world". *Proc. Natl. Acad. Sci. Unit. States Am.*, 108 (44): 4709–4714, https://doi.org/10.1073/pnas.110176610.

- Salehi Komroudi, M. & Abounoori, E., (2019). "The Impact of Climate Change on Iranian Economic Growth". *Journal of Environmental Science Studies,* 4(3): 1614-1622. https://www.jess.ir/article_95550.html. (In Persian).

- Salem, A. & Jabari, L., (2022). "Investigating the effect of natural disasters on household consumption patterns in Iran using the difference-in-differences model". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly,* (42)11: 47-82, https://doi.org/10.22084/aes.2022.25884.3418, (In Persian).

- Soleimaninejad, S., Dourandish, A. & Nikoukar, A., (2016). "Identification of Economic and Climatic Factors Affecting the Agricultural Sector in Iran". *The 10th Biennial Conference of Iran's Agricultural Economics,* May, 2016. Shahid Bahonar University of Kerman, Iran. https://sid.ir/paper/877539/fa, (In Persian).

- Stern, N., (2013). "The Structure of Economic Modeling of the Potential Impacts of Climate Change: Grafting Gross Underestimation of Risk onto Already Narrow Science Models". *Journal of Economic Literature,* 51 (3): 838–59, https://doi.org/10.1257/jel.51.3.838.

- Stern, N., (2016). "Economics: current climate models are grossly misleading". *Nature*, 530 (7591): 407–409, https://doi.org/10.1038/530407a.

- Stern, N. & Stiglitz, J. E., (2023). "Climate change and growth". *Industrial and Corporate Change,* 32: 277–303. https://doi.org/10.1093/icc/dtad008.

- Tebaldi, E. & Beaudin, L., (2016). "Climate change and economic growth in Brazil". *Applied Economics Letters,* 23(5): 337-381. https://doi.org/10.1080/13504851.2015.1076141.

- Tol, R. S. J., (2024). "A meta-analysis of the total economic impact of climate change". *Energy Policy,* 185. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2023.113922.

- https://crudata.uea.ac.uk/cru/data/hrg/

- https://data.irimo.ir/

Vol. 13, No. 52, Winter (2025)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

Income Inequality and the Share of Value Added of Industries: The Role of Production Factors Intensity in Iran's Economy

Shahin Keshavarz Rezaei[1], Mohammad Hassan Zare[2], Mehdi Hajamini[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29605.3704
Received: 2024.07.14; Revised: 2024.09.12; Accepted: 2024.09.16
Pp: 41-71

Abstract

The type of industries that grow the economy, based on their intensity of production factors, plays a crucial role in shaping income distribution within a society. Failure to consider the intensity of production factors in industries may result in a scenario where production grows while income inequality worsens. The primary objective of this study is to examine how variations in the value-added share of industries, based on production factor utilization intensity, impact income inequality in the economy of Iran. The research employs the generalized method of moments (GMM) and utilizes data from all 31 provinces of the country spanning from 2010 to 2019. Findings indicate that a proportional rise in the value-added share of labor-intensive and natural resource-intensive industries contributes to a decline in income inequality at the national level. Given Iran's significant abundance of labor and natural resources, these industries exhibit comparative advantages in line with the Heckscher-Ohlin theory. Consequently, prioritizing the nation's comparative advantages serves to enhance income distribution, aligning with the Stolper-Samuelson theorem. Thus, transitioning towards a market system mechanism over government intervention in price determination for production factors or industry selection not only preserves economic efficiency but also enhances income distribution compared to the present scenario. The government must provide direct financial assistance to individuals with low incomes and adhere to appropriate strategies for redistributing income via the taxation framework. By doing so, based on the principles outlined in the second welfare theorem, it becomes feasible to attain a new optimal Pareto equilibrium, resulting in a more just allocation of income, all the while preserving overall efficiency.

Keywords: Income Inequality, Factor Intensity, Stolper-Samuelson Theorem, Value-Added Share, Generalized Method of Moments.
JEL Classification: D31, F12, F16.

1. MA Student of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** mhzarea@yazd.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran

Citations: Keshavarz Rezaei, S., Zare, M. H. & Hajamini, M., (2025). "Income Inequality and the Share of Value Added of Industries: The Role of Production Factors Intensity in Iran's Economy Shahin Keshavarz Rezaei". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(52): 41-71. doi: 10.22084/aes.2024.29605.3704
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5711.html?lang=en

1. Introduction

Numerous studies have substantiated the reciprocal correlation existing between income inequality and economic growth. Furthermore, aside from the pace at which economic progress unfolds, the trajectory of development within a nation also exerts an influence on income disparity. To elucidate, the manner in which various industries drive economic expansion, contingent on the intensity of production factors, dictates the manner in which income is apportioned within a given society. Failure to consider factors of intensity may lead to a scenario where a nation witnesses a surge in production alongside a deterioration in the distribution of income. The Stolper-Samuelson theorem posits that the expansion of production via leveraging comparative advantages translates to a rise in the actual income of the production factor that is relatively abundant. While it is anticipated that, owing to the amplified presence of the abundant factor in the production factor market, income distribution will ameliorate through the pursuit of comparative advantage, this outcome may not materialize due to the impact of demand dynamics on the relative pricing of production factors. For instance, a nation that boasts an abundance of capital and enhances the export of capital-intensive goods will bolster the real income of capitalists representing a smaller segment of the production factor market, consequently exacerbating income inequality. Unwise governmental interventions aimed at rectifying this market anomaly might exacerbate the situation, particularly if governmental decisions are swayed by specific interest factions. Fundamentally, income inequality can arise from market inefficiencies or governmental meddling, necessitating a clear differentiation between the two. Consequently, it is imperative to scrutinize the correlation between the respective value-added contributions of different industries based on their factor intensities and income inequality to discern the nature of governmental involvement in the economic landscape. The pivotal query revolves around whether delegating the issue of income inequality in Iran to market forces, facilitated by the realization of comparative advantages, would yield superior outcomes compared to the present scenario. The ongoing research endeavors to provide insights into this inquiry.

2. Methodology and Data

The primary aim of this study is to explore the notable correlation between income inequality and the proportional representation of various industries in the added value of the industrial sector relative to their levels of factor intensity. To achieve this objective, two models were designed. The initial model involves the utilization of the ratio of added value from labor-intensive industries to the total added value from capital-intensive and

research and development-intensive industries as the explanatory variable. In the subsequent model, this explanatory variable was substituted with the ratio of natural resource-based industries. The Gini coefficient will be utilized as a measure of income inequality. Control variables including the logarithm of real per capita production, health expenditure index (which represents the proportion of government expenditure on health in relation to real GDP), and education index (which signifies the ratio of literate workers to the total workforce in the industry) were entered into the analysis. Data was sourced from the Iran's Ministry of Economy and Finance, the Central Bank of Iran, and the Iran's Statistics Center over a decade spanning from 1390 to 1399 for all 31 provinces within the country. Industries in the nation were then categorized into four groups based on their capital, labor, research and development, and natural resource intensities as outlined by Salvatore in the book "International Economics" (2019). The Generalized Moments Method (GMM) was employed to estimate the research models.

3. Discussion

Validation examinations such as Sargan's test and first and second order autocorrelations validate the credibility of both research models. The findings indicate that the influence of the share of both categories of labor-intensive and natural resources-intensive sectors on income inequality is significant and adverse. Put differently, income inequality diminishes as the value-added share of these sectors increases. Moreover, the results reveal that the absolute magnitude of the impact coefficient of labor-intensive sectors surpasses that of natural resources. A mere one percent rise in the relative share of labor-intensive sectors reduces income inequality by roughly 0.018 percent, whereas this value stands at 0.012 percent for natural resource-intensive sectors. This aspect demonstrates the superior impact of the labor element on the balance of income distributing within Iran's economic landscape. The escalation in actual per capita output in both models has triggered a surge in income inequality. The direct correlation between real per capita output and income inequality signifies the uneven dispersal of income stemming from the surge in per capita output within the nation. The literacy level of labor force participants in the industry exerts an adverse impact on the Gini coefficient in both models. The adverse effect of healthcare expenditures on income inequality is corroborated in the initial framework, whereas it lacks significance in the subsequent model. Concerning this particular variable, the empirical proof also appears somewhat contradictory.

4. Conclusion

The results indicate that as the proportion of labor-intensive and natural resources-intensive sectors grows, the Gini coefficient decreases, thus reducing income inequality. These findings validate the Stolper-Samuelson theorem within Iran's economy due to the abundant presence of these production factors. Therefore, it can be inferred that the pursuit of comparative advantages leads to enhanced income distribution within the nation. Essentially, reliance on market forces does not worsen the current situation, suggesting that the high-income inequality in Iran stems mainly from governmental inefficiencies rather than market failures. Manipulating prices in the market for goods and production factors to aid vulnerable groups disrupts resource allocation optimization and hinders the realization of comparative advantages based on factor abundance, consequently skewing income distribution in favor of scarce production factors. While managing inflation, the government should offer direct assistance to low-income individuals and implement appropriate income redistribution strategies through the tax system. The Stalper-Samuelson theorem, applicable to labor-abundant countries, promises a shift in income distribution towards workers. Simultaneously, expanding exports through intra-industry trade and economies of scale provides capital owners with opportunities to boost their income by engaging in the global value chain and leveraging the global economy's capacities. To prevent the manipulation of government policies by owners of scarce factors seeking to increase their income, active political and trade diplomacy is essential to foster constructive engagement with the global economy and avoid erecting protectionist barriers and tariffs at the expense of abundant factors.

Acknowledgments

In the end, the authors consider it necessary to express their gratitude to the editor and anonymous reviewers of the Iranian Quarterly journal of Applied Economic Studies for improving and enriching the text of article.

Observation contribution

The authors declare that due to extraction of the article from the MA Thesis, the writing was done by the first author by the guidance and supervision of the second and third authors respectively.

Conflict of Interest

The Authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۲، زمستان ۱۴۰۳

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 نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

نابرابری درآمدی و تغییرات سهم ارزش‌افزودهٔ صنایع: نقشِ شدت استفاده از عوامل تولید در اقتصاد ایران

شاهین کشاورزرضائی[۱]، محمدحسن زارع[۲]، مهدی حاج‌امینی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29605.3704
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۲۴، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۶/۲۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۲۶
صص: ۷۱-۴۱

چکیده

نوع صنایع رشددهندهٔ اقتصاد براساس شدت استفاده آن‌ها از عوامل تولید، تعیین‌کنندهٔ نحوهٔ توزیع درآمد در یک جامعه است. اگر به‌شدت استفادهٔ صنایع از عوامل تولید توجه نشود، ممکن است یک کشور رشد تولید را همراه با بدتر شدن توزیع درآمد تجربه کند. هدف پژوهش حاضر، بررسی اثر تغییر در سهم ارزش‌افزودهٔ صنایع با لحاظ شدت استفاده از عامل تولید بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران است. به این‌منظور، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ (GMM) و داده‌های ۳۱ استان طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است. نتایج نشان‌داد که افزایش نسبی سهم ارزش‌افزودهٔ صنایع کاربر و منابع‌طبیعی‌بر منجر به کاهش نابرابری درآمدی در کشور می‌شود. هم‌چنین تأثیر درآمد سرانه بر نابرابری مثبت و تأثیر متغیرهای سطح سواد شاغلان و مخارج بهداشتی بر نابرابری منفی به‌دست آمده است که مطابق انتظار نظری است. با توجه به فراوانی نسبی نیروی کار و منابع طبیعی در ایران، طبق نظریهٔ «هکشر-اوهلین»، صنایع مذکور مزیت‌های نسبی کشور را نشان می‌دهند و دنبال کردن مزیت‌های نسبی موجب بهبود توزیع درآمد می‌شود. این نتیجه با قضیهٔ استالپر-ساموئلسن سازگار است؛ بنابراین، اگر ساز و کار نظام بازار جایگزین دخالت‌های دولتی در روند تعیین قیمت در بازار عوامل تولید یا گزینش صنایع اولویت‌دار شود، نه‌تنها کارایی اقتصادی مختل نخواهد شد، بلکه توزیع درآمد نسبت به وضعیت فعلی بهبود خواهد یافت.

کلیدواژگان: نابرابری درآمدی، شدت استفاده از عوامل تولید، قضیهٔ استالپر-ساموئلسن، سهم ارزش‌افزودهٔ صنایع، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته.
طبقه‌بندی JEL: D31, F12, F16.

۱. کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران
Email: keshavarz.shahin93@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: mhzarea@yazd.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران
Email: hajamini.mehdi@yazd.ac.ir

ارجاع به مقاله: کشاورز رضایی، شاهین؛ زارع، محمدحسن؛ و حاج امینی، مهدی ، (۱۴۰۳). «نابرابری درآمدی و تغییرات سهم ارزش‌افزودهٔ صنایع: نقشِ شدت استفاده از عوامل تولید در اقتصاد ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۲): ۴۱-۷۱. doi: 10.22084/aes.2024.29605.3704
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5711.html?lang=fa

۱. مقدمه

نابرابری درآمدیِ قابل‌توجه می‌تواند آثار منفی اقتصادی و اجتماعی گسترده‌ای به‌دنبال داشته باشد. افزایش نابرابری درآمدی موجب افزایش بی‌ثباتی اقتصادی و سیاسی، افزایش جرم و جنایت، کاهش اعتماد مردم به یک‌دیگر و دولت، کاهش مشارکت اجتماعی و سیاسی مردم، کاهش سطح سلامت جسمی و روانی جامعه و حتی کاهش کیفیت تحصیلی و یادگیری کودکان می‌شود. این عوامل مجدداً به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم (برای مثال از طریق کاهش رشد اقتصادی) وضعیت نابرابری درآمدی را تشدید خواهند کرد.

علاوه‌بر رابطهٔ متقابلی که میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی وجود دارد، نوع رشد اقتصادی نیز بر نابرابری درآمدی تأثیرگذار است؛ به بیان دیگر، نوع صنایع رشددهندهٔ اقتصاد براساس شدت استفاده آن‌ها از عوامل تولید[1]، تعیین‌کنندهٔ نحوهٔ توزیع درآمد است. اگر رشد اقتصادی مبتنی‌بر مزیت‌های نسبی باشد، سهم درآمد عامل تولیدی که به‌طور نسبی فراوان است، افزایش می‌یابد؛ بنابراین در کشورهای درحال‌توسعه باوجود فراوانی نسبیِ نیروی کار انتظار می‌رود که رشد اقتصادی بر تولید و صادراتِ محصولات کاربر متکی باشد و توزیع درآمد بهبود یابد. اما اگر صنایع متکی‌بر عوامل تولید کمیاب مثل سرمایه شکل بگیرند، سهم درآمد سرمایه‌داران و متعاقباً نابرابری درآمدی بیشتر می‌شود.

این مسأله که شدت استفاده از عامل تولید در جهت بهبود توزیع درآمد عمل نکند، به دو عامل تقاضای بالای کالای کاربر در کشور درحال‌توسعه یا تصمیمات و دخالت‌های دولت مربوط می‌شود. پس نابرابری درآمدیِ بیشتر می‌تواند نتیجهٔ شکست بازار یا دخالت‌های دولتی باشد؛ به‌همین‌دلیل، تحلیل و درک دقیق از ارتباط شدت کاربری صنایع در ایران با نابرابری درآمدی برای قضاوت درخصوص نوع عملکرد دولت در اقتصاد مهم است.

درحال‌حاضر، دولت در ساز و کار قیمت در بازار عوامل تولید با استفاده از ابزارهایی هم‌چون تعیین حداقل دستمزد، حداکثر نرخ بهره و تخصیص اعتبارات ترجیحی به برخی بخش‌ها دخالت می‌کند.

پرسش و فرضیهٔ پژوهش: پرسش اساسی این است که، اگر مسأله نابرابری درآمدی در ایران به نیروهای بازار از طریق تحقق مزیت‌های نسبی سپرده شود نتیجه‌ای بهتر از وضعیت فعلی عاید اقتصاد می‌شود یا خیر؟ پژوهش حاضر، پاسخ به این پرسش را دنبال می‌کند. فرضیهٔ اصلی پژوهش آن است که افزایش نسبی سهم صنایع کاربر و منابع‌طبیعی‌بر منجر به کاهش نابرابری درآمدی می‌شود.

بخش‌های بعدی پژوهش بدین‌صورت سامان یافته است؛ بخش دوم تا ششم پژوهش به‌ترتیب به مبانی نظری، پیشینهٔ پژوهش، روش‌شناسی، تحلیل یافته‌ها، و سرانجام نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

---

[1]. Factor intensity

۲. مبانی نظری

در این بخش به بررسی ادبیات نظری مرتبط با موضوع پژوهش یعنی اثر شدت استفاده از عامل تولید بر توزیع درآمد پرداخته می‌شود. مطالب در قالب دو عنوان «تجارت بین‌صنعتی»[۱] و «تجارت درون‌صنعتی»[۲] مطرح می‌شوند.

تجارت بین‌صنعتی: توزیع درآمد می‌تواند تحت‌تأثیر توزیع عاملی درآمد باشد. بخشی از ادبیات موجود در تجارت بین‌الملل به‌همین ارتباط اختصاص دارد. براساس نظریهٔ هکشر–اوهلین، مزیت صادراتی یک کشور در کالاهایی است که از عامل تولیدیِ با فراوانی نسبی بیشتر در آن کشور، با شدت بیشتری استفاده شده است. پس تفاوت کشورها در دسترسی به نیروی کار، سرمایه، زمین و فناوری تعیین‌کنندهٔ الگوی تجارت خارجی آن‌ها با یک‌دیگر است (کروگمن و همکاران[۳]، ۲۰۱۲: ۹۱).

اما فراوانی نسبی عوامل تولید چگونه مشخص می‌شود؟ پژوهش‌های تجربی نشان‌دادند که برگشت شدت استفاده از عامل تولید[۴] به علت تفاوت زیاد کشش جانشینی عوامل تولید در صنایع مختلف، پدیدهٔ نادری است؛ بنابراین با تغییر قیمت نسبی عوامل تولید، شدت استفاده از عوامل در صنایع تغییر درخورتوجه‌ای نمی‌کند و فراوانی نسبی عوامل تولید را به‌جای مقدار فیزیکی در دسترس، می‌توان با مقایسهٔ قیمت نسبی عوامل تولید بین دو کشور مشخص کرد (سالواتوره[۵]، ۲۰۱۳: ۱۱۴ و ۱۴۸–۱۵۱).

بنابراین تفاوت در فراوانی نسبی موجودی عوامل تولید، تفاوت در قیمت‌های نسبی عوامل تولید را به‌همراه خواهد داشت. متعاقباً تفاوت در قیمت‌های نسبی عوامل تولید، تفاوت در قیمت‌های نسبی کالاها را ایجاد می‌کند. قیمت‌های نسبی متفاوت کالاها بین کشورها، الگوی تجارت میان آن‌ها را تعیین می‌کند. پس هر دو طرف تقاضا و عرضه در تعیین فراوانی نسبی نقش دارند؛ برای نمونه، ممکن است باوجود عرضهٔ فراوان یک عامل تولید، تقاضای داخلیِ بالایی برای آن عامل تولید یا محصول مرتبط با آن وجود داشته باشد، به‌طوری‌که قیمت نسبی از سایر کشورها بزرگ‌تر باشد؛ درنتیجه، نسبت به سایر کشورها از فراوانی نسبی آن عامل برخوردار نخواهد بود (کارباو[۶]، ۲۰۱۴: ۷۱).

به‌هرحال، «استالپر» و «ساموئلسن» (۱۹۴۱) نشان‌دادند که تجارت آزاد موجب برابر شدن قیمت نسبی و مطلق عوامل تولید بین کشورها می‌شود. این قضیه تحت حالت‌های مختلف از بازدهی کاهشی نسبت به مقیاس توسط «یلون»[۷] (۱۹۸۷) و «اگاوا»[۸] (۱۹۸۷) تا لحاظ ادغام‌های عمودی و کالاهای غیرقابل‌تجارت توسط «ما»[۹] (۲۰۰۹) تعمیم و اثبات شده است. همان‌طورکه «راسخ»[۱۰] (۲۰۱۰) بیان کرده، باوجود شواهد و پژوهش‌های تجربی متناقض، کلّیت این قضیه تا به امروز زیرسؤال نرفته است.

---

1. Inter-industry trade
2. Intra-industry trade
3. Krugman et al.
4. Factor intensity reversal
5. Salvatore
6. Carbaugh
7. Ylonen
8. Agawa
9. Ma
10. Rassekh

پس طبق قضیهٔ استالپر–ساموئلسن، تجارت جایگزینی برای تحرک عوامل تولید است. تجارت بین‌المللی موجب افزایش قیمت نسبی کالای صادراتی به‌نفع عامل تولید فراوان می‌شود، درحالی‌که افزایش تعرفه سبب افزایش قیمت نسبی کالای جانشین واردات به‌نفع عامل تولید کمیاب می‌شود. پس آزادسازی تجاری، توزیع درآمد را به‌نفع عامل تولیدی با فراوانی نسبی تغییر می‌دهد (راسخ، ۲۰۱۰؛ گاندولفو[1]، ۲۰۱۴: ۱۰۴). هم‌چنین، براساس «ریبژینسکی»[2] (۱۹۵۵)، افزایش فراوانی یک عامل تولید موجب افزایش تولید کالای صنعتی می‌شود که شدت استفاده در آن عامل دارد؛ و البته تولید سایر صنایع کاهش می‌یابد؛ بنابراین شدت استفاده از یک عامل تولید، توزیع درآمد را به‌نفع آن عامل تولید تعیین می‌کند.

براساس توضیحات پیشین، تجارت آزاد به زیان عوامل تولید کمیاب خواهد بود؛ درحالی‌که خودکفایی[3] به زیان عامل تولیدی با فراوانی نسبی است. «باگواتی»[4] (۱۹۵۹)، «جوهانسن»[5] (۱۹۵۹ و ۱۹۶۰) و «رائو»[6] (۱۹۷۱) امکان جبران را بررسی و حالت‌های مختلفی را تحت عنوان شرایط لازم و کافی برای امکان تعرفه‌گذاری و جبران زیانِ عامل تولیدیِ فراوان یا عکس آن امکان تجارت آزاد و جبران زیانِ عوامل تولید کمیاب تعیین کردند.

بایستی توجه شود که تغییر توزیع درآمد به‌نفع عامل فراوان لزوماً منجر به بهبود توزیع درآمد نمی‌شود. همان‌طورکه بیان شد، فراوانی نسبی در نظریهٔ هکشر–اوهلین براساس عرضه و تقاضا تعیین می‌شود؛ یعنی قیمت نسبی عوامل تولید و نه عرضهٔ نسبی آن‌ها. ولی کاهش نابرابری درآمدی به عرضهٔ نسبی عوامل تولید بستگی دارد و نه قیمت‌های نسبی عوامل تولید. در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌نیافته، انتظار می‌رود توزیع درآمد بهبود یابد؛ زیرا رشد اقتصادی از طریق مزیت‌های نسبی همراه با افزایش درآمد عامل تولیدی است که به‌طور نسبی فراوان است (نیروی کار).

به‌هرحال ممکن است به‌علت تأثیر طرف تقاضا بر قیمت نسبی عوامل تولید، این نتیجه محقق نشود؛ به‌عنوان مثال، اگر در کشوری که فراوانی فیزیکی نسبی نیروی کار دارد، تقاضای داخلی کالاهای کاربر به‌طور قابل‌توجهی افزایش یابد؛ مزیت صادراتی کاهش و حتی در مواردی از دست می‌رود. درنتیجه، قیمت نسبی سرمایه کمتر خواهد شد و درآمد سرمایه‌داران بیشتر می‌شود که توزیع درآمد را نابرابرتر خواهد کرد. پس نقش تجارت آزاد در نابرابری درآمدی تا حدودی مبهم است؛ برهمین‌اساس باگواتی (۱۹۵۹)، جوهانسن (۱۹۵۹ و ۱۹۶۰) و رائو (۱۹۷۱) ثابت کردند این مسأله که منافع درآمدی عامل فراوان بیش از ضرر درآمدی عامل کمیاب باشد و دولت بتواند با یک سیاست توزیع مجدد درآمد، نابرابری درآمدی را کاهش دهد به‌شرایط مختلفی بستگی دارد.

به‌علاوه، قضیهٔ استالپر–ساموئلسن در بلندمدت و تحت شرایطی که تحرک کامل عوامل تولید بین صنایع امکان‌پذیر است، صحت دارد. از یک‌سو، در کوتاه‌مدت برخی از عوامل مانند سرمایهٔ امکان جابه‌جایی بین صنایع ندارند. در این حالت، تجارت آزاد اثر نامعلومی بر بازده و درآمد حقیقی عوامل متحرک دارد؛ اگرچه موجب افزایش

---

1. Gandolfo & Trionfetti
2. Rybczynski
3. Self-sufficiency or autarky
4. Bhagwat
5. Johnson
6. Rao

بازده نهایی و درآمد حقیقی عامل تولیدیِ غیرمتحرک صنایع صادراتی و کاهش بازده نهایی و درآمد حقیقی عامل خاص صنایع جانشین واردات می‌شود (کروگمن و همکاران، ۲۰۱۲: ۷۹).

از سوی دیگر، تحرک عوامل تولید به‌خودی‌خود و مستقل از فراوانی نسبی عوامل تولید می‌تواند توزیع درآمد را تحت‌تأثیر قرار دهد. تحت شرایط خاصی، مهاجرت نیروی کار ماهر یا ورود سرمایه از خارج، توزیع درآمد را به‌نفع نیروی کار غیرماهر (عامل فراوان نسبی در کشور درحال‌توسعه) تغییر می‌دهد. در مقابل، اگر مهاجرت نیروی کار اتفاق افتد، توزیع درآمد بدتر خواهد شد. پس تحرک بیشتر عوامل تولید اگر به‌معنی خروجِ عامل تولید با فراوانی نسبی از آن کشور باشد، نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد. درمجموع، اثرات تحرک بین‌المللی عوامل تولید پیچیده و به‌شرایط مختلف ازقبیل نهادهای بازار کار، اختلاف شدت استفاده از عوامل تولید مانند سرمایه در بخش‌های مختلف و... بستگی دارد (چادوری و یابوچی[1]، ۲۰۰۷؛ یابوچی و چادوری، ۲۰۰۷؛ یابوچی، ۲۰۰۷؛ چادوری، ۲۰۰۸).

تجارت درون‌صنعتی: همان‌طورکه «لانکستر»[2] (۱۹۸۰) و کروگمن (۱۹۸۱) بیان کرده‌اند، حداقل دو واقعیت سبک‌وار[3] وجود دارد: ۱) بیشتر تجارت جهانی بین کشورهایی است که از نظر موجودی عوامل، تکنولوژی و حتی ترجیحات شبیه یک‌دیگر هستند؛ ۲) تجارت بین کشورهای شبیه، تجارت درون‌صنعتی و تجارت دوطرفهٔ کالاهای یکسان است.

نظریهٔ هکشر–اوهلین در حالت تجارت بین‌صنعتی کاربرد دارد. حالتی که کشورهای درگیر تجارت، ازنظر فراوانی نسبی عوامل تولید متفاوت هستند؛ اما اگر دو کشور از نظر فراوانی نسبی عوامل تولید مشابه باشند (برای نمونه، هرچه‌قدر کشورها صنعتی‌تر می‌شوند، موجودی عوامل تولید آن‌ها به‌هم شبیه‌تر و فراوانی سرمایه بیشتر می‌شود) تجارت درون‌صنعتی جای تجارت بین‌صنعتی را می‌گیرد؛ به‌بیان دیگر، به‌جای مزیت نسبی، تخصص‌گرایی درون‌صنعتی اتفاق می‌افتد (لانکستر، ۱۹۸۰).

تجارت درون‌صنعتیِ کالاهای همگن[4] با دلایلی از قبیل هزینه‌های حمل‌ونقل و فصلی بودن قابل توضیح است؛ هم‌چنین تجارت درون‌صنعتیِ کالاهای متمایز[5] که تحت بازارهای ناقص اتفاق می‌افتند، با دلایلی ازجمله تقاضای طبقهٔ خاص یا هم‌پوشانی بخش‌های تقاضا[6] قابل توجیه است؛ برای مثال، «مارکوزنا» و «ونابلس»[7] (۲۰۰۰) به‌صورت نظری، نقش اصطلاک‌های تجاری مانند هزینهٔ حمل‌ونقل و هم‌چنین نقش دسترسی ارزان‌تر به بازار برای شرکت‌های چندملیتی را در گسترش تجارت درون‌صنعتی میان کشورها بررسی و تأیید کرده‌اند.

به‌طور خلاصه، مبنای تجارت بین‌صنعتی، فراوانی نسبی عوامل تولید و مبنای تجارت درون‌صنعتی، صرفه‌های حاصل از مقیاس است. اهمیت صرفه‌جویی‌های مقیاس به‌حدی است که لانکستر (۱۹۸۰) و کروگمن (۱۹۸۱)، مبنای مدل‌سازی‌های تجارت درون‌صنعتی را قدرت انحصاری و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس

---

1. Chaudhuri & Yabuuchi
2. Lancaster
3. Stylized facts
4. Homogeneous products
5. Differentiated products
6. Overlapping demand segments
7. Markusen & Venables

گذاشته‌اند؛ هم‌چنین کروگمن (۱۹۸۰) نشان می‌دهد که اگر دو کشور حتی ترکیب تقاضای یکسانی داشته باشند، با فرض وجود صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس (بازدهی افزایشی)، هر کشور صادرکنندهٔ خالص کالایی خواهد شد که بازار داخلی بزرگ‌تری دارد.

با تجارت درون‌صنعتی، کشورهای درگیر تجارت، گونه‌های مختلف کالا با شدت استفاده از عامل تولید یکسان را با هم مبادله می‌کنند و این فرصت حاصل می‌شود که بازده همهٔ عوامل تولید افزایش‌یابد (کارباو، ۲۰۱۴: ۹۰-۹۲؛ فینسترا[1]، ۲۰۱۴: ۱۶۷-۱۷۰)؛ درواقع، همان‌طورکه کروگمن (۱۹۸۱) مدعی شده، به‌نظر می‌رسد تجارت درون‌صنعتی توزیع درآمد را تغییر نمی‌دهد؛ البته این نظر اکنون ساده‌انگارانه است.

براساس توضیحات این بخش، تغییر شدت استفاده از عوامل تولید، دو نوع اثر توزیعی به‌همراه دارد؛ اثر اول، یکسان شدن قیمت عوامل تولید ناشی از تجارت بین‌صنعتی است که قضیهٔ استالپر-ساموئلسن آن را بیان کرده و توزیع درآمد به‌نفع عامل با فراوانی نسبی تغییر می‌کند، البته از لحاظ نظری یا تجربی موارد استثنایی نیز مطرح شده است. اثر دوم، مربوط به تجارت درون‌صنعتی است که از اندازهٔ بازار و صرفه‌های ناشی از مقیاس ناشی می‌شود؛ در اثر دوم، هر دو عامل تولید فراوان و کمیاب منتفع می‌شوند. برآیند این دو اثر وضعیت رفاهی توزیع درآمد بر حسب عوامل تولید را مشخص می‌کند و نابرابری افزایش یا کاهش خواهد یافت.

۳. پیشینهٔ پژوهش

بررسی‌ها نشان‌داد که موضوع نابرابری درآمدی از زاویهٔ نگاه این پژوهش یعنی تأثیرپذیری از شدت استفاده از عوامل تولید، تاکنون موردتوجه جدی قرار نگرفته است؛ به‌همین جهت، مروری بر پژوهش‌های مرتبط شده و سپس وجه‌تمایز پژوهش حاضر با آن‌ها بیان می‌شود.

«شین»[2] (۲۰۱۲) به تحلیل تأثیر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی پرداخته است؛ وی از یک مدل رشد بهینهٔ تصادفی استفاده و نتیجه گرفته که هر دو تأثیر مثبت و منفی نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه‌ی کشور امکان‌پذیر است؛ هم‌چنین بازتوزیع درآمد از طریق مالیات بر درآمد تصاعدی، نابرابری درآمد را به‌ویژه در مراحل اولیهٔ توسعهٔ اقتصادی کاهش نمی‌دهد.

«دلبیانکو» و همکاران[3] (۲۰۱۴) به بررسی رابطهٔ بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ۲۰ کشور آمریکای لاتین و حوزهٔ کارائیب طی دورهٔ ۲۰۱۰-۱۹۸۰م. پرداخته‌اند. این مطالعه نشان‌داده برای دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر بهبود نسبی وضعیت درآمدی جمعیت فقیرتر مفید خواهد بود.

«ژاموت» و «اوسوریو-بویترون»[4] (۲۰۱۵) نشان‌داده‌اند که تضعیف اتحادیه‌ها و کاهش حداقل دستمزدها موجب روند افزایشی در نابرابری می‌شود. مقررات‌زدایی مالی و نرخ‌های مالیات تنازلی نیز منجر به افزایش نابرابری درآمدی می‌شود.

---

1. Feenstra
2. Shin
3. Delbianco et al.
4. Jaumotte & Osorio-Buitron

«مهیک»[1] (۲۰۱۸) با تحلیل داده‌های ۲۷ کشور با درآمد بالا و متوسط بین سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۴م. به این نتیجه رسیده‌اند که اشتغال صنعتی به‌طور قابل‌توجهی با نابرابری درآمدی رابطهٔ منفی دارد. براساس برآوردها، با کاهش ۱٪ در اشتغال صنعتی، نابرابری درآمدی حدود ۵٪ افزایش می‌یابد.

«اِرمان» و «مارسل»[2] (۲۰۱۹) با استفاده از مجموعه داده‌های ۲۲ صنعت در ۸۶ کشور در دورهٔ زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲م. به شناسایی اثر نابرابری بر رشد ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت پرداخته‌اند. طبق مشاهدات این پژوهش، نابرابری درآمدی بالاتر، نرخ رشد صنایع سرمایه‌بر را افزایش و رشد صنایع کاربر را کاهش می‌دهد؛ البته سرمایهٔ انسانی کمتر با نابرابری بیشتر در توزیع درآمد همراه است که تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد؛ بنابراین کشورهایی که متکی به صنایع سرمایهٔ انسانی‌بر هستند، بیشتر تحت‌تأثیر رابطهٔ منفی نابرابری درآمدی بر رشد صنعت قرار می‌گیرند.

«آمار» و «پراتاما»[3] (۲۰۲۰) به بررسی نقش رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در کاهش فقر در کشورهای ASEAN پرداختند؛ در این مطالعه از داده‌های دورهٔ زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۷م. و رویکرد داده‌های ترکیبی پویا استفاده شده است. نتایج نشان‌داده که تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر فقر به سطح نابرابری درآمد بستگی دارد؛ وقتی سطح نابرابری درآمدی پایین باشد، با رشد اقتصادی، سطح فقر بیشتر کاهش می‌یابد.

«جیانو» و همکاران[4] (۲۰۲۱) به بررسی رابطهٔ بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۰م. پرداخته‌اند. آن‌ها نتیجه‌گرفتند که در کشورهای درحال‌توسعهٔ اتحادیه اروپا، نابرابری درآمد بر رشد اثر منفی دارد؛ اما این اثر در کشورهای توسعه‌یافته مثبت است.

«رنالدی» و «میلانوویچ»[5] (۲۰۲۲) به بررسی رابطهٔ بین نابرابری عاملی و نابرابری درآمدی پرداخته‌اند. این مطالعه با بررسی داده‌های ۴۷ کشور در دورهٔ زمانی ۱۹۹۵–۲۰۱۸م. نشان‌داده که در کشورهای شمال اروپا افزایش نابرابری میان سهم سرمایه و نیروی کار از توزیع درآمد منجر به کاهش نابرابری درآمدی بین افراد می‌شود؛ درحالی‌که در کشورهای آمریکای لاتین و هند برعکس است.

«چاگاس» و «سانتانا»[6] (۲۰۲۴) نقش الحاق چین به تجارت جهانی را در نابرابری‌های دستمزد در برزیل مورد ارزیابی قرار داده‌اند؛ بدین‌منظور از اطلاعات دورهٔ زمانی ۱۹۹۲–۲۰۱۶م. و روش حداکثر درستنمایی برای دورهٔ ۱۹۹۷–۲۰۱۲م. بهره گرفته شده است. طبق مشاهدات و برآوردها، بخش‌های محصولات با فناوری‌های پیشرفته با کاهش دستمزد بیشتری در مقایسه با سایر بخش‌ها مواجه شده‌اند. به‌علاوه، سایر بخش‌ها از دسترسی ارزان‌تر به نهاده‌های با کیفیت بالاتر و امکان صادرات بیشتر محصولات سود بردند و درمجموع نابرابری دستمزدها درمیان صنایع برزیل ۵٪ کاهش داشته است.

---

1. Mehic
2. Erman & Marcel
3. Amar & Pratama
4. Jianu et al.
5. Ranaldi & Milanović
6. Chagas & Sant'Anna

«لچتالر» و «میلوا»[1] (۲۰۲۴) نقش آزادسازی تجارت را بر نابرابری دستمزد در آمریکا با یک مدل تعادل عمومی بررسی کردند. آن‌ها با تکیه‌بر چسبندگی قیمت‌ها نتیجه گرفتند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت آزادسازی تجاری می‌تواند به افزایش نابرابری دستمزد بین‌بخشی بینجامد.

«پورمختار» و «مقدسی» (۱۳۹۴) با بهره‌گیری از داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹هـ.ش. به تحلیل رابطهٔ علّی میان ضریب جینی و ارزش‌افزودهٔ بخش‌های مختلف پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه دست‌یافتند که رشد ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی در مقایسه با سایر بخش‌ها در کاهش نابرابری تأثیر بیشتری دارد.

«افقه» و همکاران (۱۳۹۴) تأثیر نابرابری آموزشی بر توزیع درآمد را در دورهٔ زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ هـ.ش. برآورد کرده‌اند. این برآورد با به‌کارگیری آزمون هم‌جمعی یوهانسن–یوسیلیوس[2] انجام شده که طبق آن، ضریب جینی آموزش اثرگذارترین متغیر بر توزیع درآمد است. افزایش ۱٪ در ضریب جینی آموزش، حدود ۰/۳۳٪ افزایش در ضریب جینی درآمد را به‌دنبال دارد.

«حیدری» و «حسن‌زاده» (۱۳۹۵) رابطهٔ نابرابری درآمد و رشد اقتصادی را طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۱–۱۳۴۸هـ.ش. مورد بررسی قرار داده‌اند؛ یافته‌های پژوهش، رابطه‌ای غیرخطی میان این دو متغیر و ساختار دو رژیمی را تأیید کرده است. تأثیر نابرابری درآمدی بر تولید ناخالص داخلی در رژیم اول منفی و در رژیم دوم مثبت به‌دست آمده است.

«نوفرستی» و همکاران (۱۳۹۷) اثر نابرابری بر رشد اقتصادی را از کانال سرمایه‌انسانی مورد ارزیابی قرار داده‌اند؛ آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در مراحل اولیهٔ توسعه، نابرابری بر رشد اقتصادی اثری منفی می‌گذارد؛ اما در سطوح بالاتر توسعه، با بهبود سرمایهٔ انسانی، نابرابری درآمدی نیز کاهش می‌یابد؛ پس هرچه اقتصاد کشورها توسعه‌یافته‌تر شود و میزان سرمایه‌گذاری انسانی افزایش یابد، تأثیر منفی نابرابری بر رشد اقتصادی کمتر می‌شود.

«حبیبی» و همکاران (۱۳۹۹a) رابطهٔ شدت عوامل تولید، رشد اقتصادی دستمزد محور و نابرابری درآمدی را در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۴۳–۱۳۹۶هـ.ش. بررسی کرده‌اند. این مطالعه نشان‌داده هرچه تولید کاربرتر باشد، ضریب جینی کمتر خواهد بود و طبقات پایین اقتصادی از مزایای رشد اقتصادی بیشتر بهره‌مند می‌شوند. طبق این پژوهش، اقتصاد دستمزد محور هم بر روی پایداری رشد و هم بر روی اصلاح توزیع درآمد تأثیر مثبت خواهد داشت؛ هم‌چنین حبیبی و همکاران (۱۳۹۹b) رابطهٔ توزیع عاملی درآمد و طرف تقاضا را مورد بررسی قرار داده تا درک شود که آیا همراه با هدف رشد اقتصادی بالا، می‌توان از سیاست‌های طرف‌دار کار برای بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر استفاده کرد یا خیر؟ آن‌ها با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۴۳–۱۳۹۶هـ.ش. و مدل SVARX نتیجه می‌گیرند که مخارج مصرفی در بلندمدت دستمزدمحور و تقاضای کل در کوتاه‌مدت سودمحور است. پس سیاست‌های طرف‌دار کار با رژیم تقاضای سودمحور ایران در تعارض هستند و موجب رکود اقتصادی می‌شوند. در مقابل، سیاست‌های طرف‌دار سرمایه احتمالاً موجب رشد بخش واقعی خواهند شد، اما نابرابری درآمدی را تشدید می‌کنند.

---

[1]. Lechthaler & Mileva
[2]. Johansen-Juselius

مرور پژوهش‌های پیشین نشان‌داد که در ایران تنها دو مطالعهٔ حبیبی و همکاران (۱۳۹۹a و ۱۳۹۹b) نقش توزیع عاملی درآمد در توزیع درآمد را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ پژوهش حاضر با این دو مطالعه تمایزهای جدی دارد: ۱) در پژوهش حاضر شدت استفاده از عوامل بررسی می‌شود، درحالی‌که مبنای دو مطالعه یاد شده، پرداختی به عوامل تولید بوده است. ۲) پژوهش حاضر با تمرکز بر زیربخش‌های صنعت و تفاوت‌های استانی انجام‌گرفته تا تفاوت شدت عوامل تولید محرز باشد؛ درحالی‌که دو مطالعه یاد شده، نقش توزیع عاملی درآمد را برای کل کشور و با لحاظ صنعت به صورت یک بخش کلی بررسی کرده‌اند.

٤. روش‌شناسی پژوهش

٤-١. مدل پژوهش و متغیرها

هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطهٔ میان نابرابری درآمدی و سهم نسبی صنایع از ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت براساس شدت استفاده آن‌ها از عوامل تولید است. برای این منظور، دو مدل برآورد خواهد شد؛ در مدل اول، از متغیر توضیحی نسبت ارزش‌افزودهٔ صنایع کاربر به مجموع ارزش‌افزودهٔ صنایع سرمایه‌بر و تحقیق‌وتوسعه‌بر، و در مدل دوم، از نسبت ارزش‌افزودهٔ صنایع منابع‌طبیعی‌بر به مجموع ارزش‌افزودهٔ صنایع سرمایه‌بر و تحقیق‌وتوسعه‌بر استفاده می‌شود؛ مدل اول که تأثیر سهم صنایع کاربر را بر نابرابری درآمدی بررسی می‌کند:

$$Gini_{it} = \alpha_i + \beta_1 Gini_{i,t-1} + \beta_2 LRGDP_{it} + \beta_3 Health_{it} + \beta_4 Education_{it} + \beta_5 LI_{it} + u_{it}. \quad (۱)$$

و در مدل دوم، به‌جای صنایع کاربر از صنایع منابع‌طبیعی‌بر استفاده می‌شود:

$$Gini_{it} = \alpha_i + \beta_1 Gini_{i,t-1} + \beta_2 LRGDP_{it} + \beta_3 Health_{it} + \beta_4 Education_{it} + \beta_5 NRI_{it} + u_{it}. \quad (۲)$$

که $Gini$ معرف ضریب جینی است. در مدل اول، LI معرف سهم صنایع کاربر و در مدل دوم، NRI معرف سهم صنایع منابع‌طبیعی‌بر است. سایر متغیرهای توضیحی عبارتنداز: $LRGDP$ لگاریتم تولید سرانهٔ حقیقی (تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰هش. برحسب میلیون ریال)، $Health$ شاخص مخارج بهداشتی (نسبت مخارج دولت در حوزهٔ بهداشت به تولید ناخالص داخلی) و $Eduction$ شاخص آموزش (نسبت شاغلان باسواد به کل شاغلان در بخش صنعت).

در ادامه، دلایل انتخاب این متغیرها و ارتباط متقابل آن‌ها با نابرابری درآمدی به‌طور مختصر شرح داده می‌شود. ارتباط متقابل این متغیرها حائز اهمیت است؛ زیرا لحاظ درون‌زایی در برآورد رگرسیون‌های (۱) و (۲) را گوشزد می‌کند.

متغیر درآمد سرانه: درمورد تأثیر درآمد بر نابرابری دو دیدگاه متفاوت وجود دارد؛ از یک سو، فرضیهٔ «کوزنتس»[1] (۱۹۵۵) ارتباط Uوارون بین درآمد سرانه و نابرابری درآمدی را براساس سطح توسعهٔ اقتصادی تبیین می‌کند که توسط «اهلووالیا»[2] (۱۹۷۶)، «رابینسون»[3] (۱۹۷۶) و «گوپتا» و «سینق»[4] (۱۹۸۴) تأیید و حمایت شده

[1]. Kuznets
[2]. Ahluvalia

است. فرضیهٔ کوزنتس با میل نهایی به پس‌انداز بالاترِ ثروتمندان (بورگویگنون[۱]، ۱۹۸۱؛ اقیون[۲] و همکاران، ۱۹۹۹)، سطح توسعهٔ مالی و هزینهٔ استفاده از خدمات مالی (گرینوود و یوانوویچ[۳]، ۱۹۹۰؛ بنرجی و نیومن[۴]، ۱۹۹۳) و تحولات فن‌آوری و ابداعات فنی (گالور و تی‌سیدن[۵]، ۱۹۹۷؛ هلپمن[۶]، ۱۹۹۷؛ اقیون و همکاران، ۱۹۹۸) نیز قابل توضیح است؛ از سوی دیگر، «پیکتی» (۲۰۱۵) فرضیهٔ کوزنتس را به چالش کشیده و معتقد است؛ اگر نرخ بازدهی سرمایه بالاتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، نابرابری درآمدی افزایش پیدا می‌کند[۷].

نابرابری درآمدی نیز از کانال‌هایی مانند نهادهای غیرمولد و به‌نفع طبقات ثروتمند، نارضایتی‌های اجتماعی، بی‌ثباتی سیاسی و تهدید حقوق مالکیت موجب کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی خواهد شد (هوف و استیگلیتز[۸]، ۲۰۰۴؛ سونین[۹]، ۲۰۰۳؛ السینا و پروتی[۱۰]، ۱۹۹۶)[۱۱]؛ هم‌چنین دسترسی فقرا به اعتبارات کم می‌شود که درنتیجه سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (پانیزا[۱۲]، ۲۰۰۲).

متغیر بهداشت: سلامت می‌تواند هم علت و هم پیامد نابرابری درآمدی باشد. کارگران تندرست بهره‌وری بالاتری دارند، ساعات بیشتری می‌توانند کار کنند و عمر کاریِ بیشتری نیز خواهند داشت. پس با افزایش توان بالقوه و بالفعل نیروی کار، تولید ناخالص ملی سرانه افزایش و نابرابری کاهش می‌یابد (اُدونل[۱۳] و همکاران، ۲۰۱۵)؛ هم‌چنین، دسترسی بهتر به امکانات بهداشتی بر کارایی و یادگیری تحصیلی کودکان طبقات پایین تأثیر گذاشته و با بهبود سطح سرمایهٔ انسانی آن‌ها، چشم‌اندازهای درآمدی بهتری را برای آن‌ها به‌همراه خواهد داشت (ویلکینسون و پیکت[۱۴]، ۲۰۱۰؛ کوری[۱۵]، ۲۰۰۹).

از طرف دیگر، شاخص مخارج بهداشتی به‌عنوان یک متغیر درون‌زا درنظر گرفته می‌شود؛ زیرا سلامت افراد جامعه نه‌تنها متأثر از سطح درآمد، بلکه وابسته به توزیع درآمد (یا به بیان دیگر، درآمد نسبی آن‌ها) است. نابرابری درآمدی شدید ممکن است سبب بیماری روحی و روانی افراد ثروتمند شود (به‌ویژه به‌دلایلی از قبیل افزایش جرم

---

3. Robinson
4. Gupta & Singh
1. Burguignon
2. Aghion
3. Greenwood and Jovanovic
4. Banerjee and Neuman
5. Galor & Tsiddon
6. Helpman

۷. توجه شود فرضیهٔ کوزنتس با انتخاب مجموعهٔ متنوعی از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه یا سری زمانی طولانی از یک کشور که از سطوح پایین درآمد سرانه به سطوح بالای درآمد سرانه انتقال پیدا کرده، قابل بررسی است. این فرضیه در پژوهش حاضر با توجه به نوع داده‌ها، موضوعیت نداشته است.

8. Hoff & Stiglitz
9. Sonin
10. Alesina & Perotti

۱۱. البته برخی دیگر از پژوهشگران بر این باورند که نابرابری درآمدی بالا به دلیل افزایش ناآرامی‌های سیاسی–اجتماعی می‌تواند موجب رشد شود. طبق این ایده، سیاستمداران و رهبران برای بازگشت اعتماد عمومی به دولت و کاهش اعتصابات و ناآرامی‌های سیاسی، از توزیع مجدد درآمد از غنی به فقیر در قالب پرداخت‌های انتقالی حمایت می‌کنند که درنتیجهٔ آن، نااطمینانی کاهش و سرمایه‌گذاری و متعاقباً رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (ونیریس و گوپتا، ۱۹۸۶؛ بنحبیب، ۱۹۹۶؛ بارو، ۲۰۰۰).

12. Panizza
13. O'Donnell
14. Wilkinson & Pickett
15. Currie

و جنایت). افراد فقیر علاوه‌بر تحمل این نارضایتی، دچار استرس و فشارهای روانی زیادی هستند که احتمال بروز بیماری‌های جسمی را بیشتر می‌کند (راجرز[1]، ۱۹۷۹؛ ویلکینسون، ۱۹۹۷، ویلکینسون و پیکت، ۲۰۱۰).

متغیر آموزش: رابطهٔ آموزش و نابرابری درآمدی نیز دو سویه است؛ در سطح خُرد، دستمزد فعلی افراد تابعی از میزان و کیفیت تحصیلاتی است که در گذشته گذرانده‌اند (کارد[2]، ۲۰۰۱؛ کودی و دیزیولی[3]، ۲۰۱۷). در سطح کلان نیز، سیاست‌های آموزشی دولت با هدف کاهش نابرابری تحصیلی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد (سیلوستر[4]، ۲۰۰۲؛ مایر[5]، ۲۰۱۰؛ عبداله و همکاران[6]، ۲۰۱۵).

در مقابل، نابرابری نیز بر آموزش تأثیرگذار است. اقشار کم‌درآمد به دلایلی ازجمله تعداد بیشتر فرزندان و کمبود منابع مالی، تمایل کمتری برای سرمایه‌گذاری تحصیلی فرزندان خود دارند (کرویکس و دوپک[7]، ۲۰۰۳). البته این تحلیل نیز مطرح است که در نابرابری درآمدی بالا، رأی‌دهندهٔ میانه در بین فقرا خواهد بود. رأی‌دهندگان میانه معمولاً فقرا هستند که از پرداخت‌های انتقالی و مخارج عمومی (مانند تأمین مالی آموزش و بهداشت) طرف‌داری می‌کنند؛ درنتیجه، سرمایهٔ انسانی از طریق دسترسی فقرا به آموزش و بهداشت ارتقا می‌یابد (سینت پال و وردیر[8]، ۱۹۹۳).

٤-۲. داده‌ها و روش برآورد

داده‌های ۳۱ استان برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹هـ.ش. از سایت وزارت اقتصاد و دارایی، بانک مرکزی ایران و مرکز آمار جمع‌آوری و سپس صنایع براساس تقسیم‌بندی «سالواتوره» (۲۰۱۳) به چهار دستهٔ سرمایه‌بر، کاربر، تحقیق‌وتوسعه‌بر و منابع‌طبیعی‌بر دسته‌بندی شده‌اند (پیوست: جدول ۱). تأکید می‌شود که به‌دلیل نادر بودن پدیده برگشت شدت استفاده از عوامل تولید (که در بخش دوم بیان شد)، می‌توان از طبقه‌بندی سالواتوره برای هر کشوری صرف‌نظر از قیمت نسبی عوامل تولید استفاده کرد.

در برآورد مدل پژوهش با توجه به وقفهٔ متغیر نابرابری در طرف راست (که دلایل اقتصادی و نهادی توجیه‌کننده آن است)، «تورش نیکل»[9] (۱۹۸۱) اتفاق می‌افتد. به‌علاوه، با توجه به ارتباط دوسویه میان متغیرهای درآمد سرانه، بهداشت و آموزش با نابرابری درآمدی، این متغیرها نیز درون‌زا خواهند بود و تورش هم‌زمانی[10] بعید نیست. برای حل این مشکلات، ابتدا «اندرسون» و «هشیائو»[11] (۱۹۸۲) روش تفاضل‌گیری را برای رفع تورش نیکل مطرح کردند. در ادامه، «آرلانو» و «باند»[12] (۱۹۹۱) و «آرلانو» و «باور»[13] (۱۹۹۵) روش گشتاورهای

---

1. Rodgers
2. Card
3. Coady & Dizioli
4. Sylwester
5. Mayer
6. Abdullah et al.
7. Croix & Doepke
8. Saint-paul & Verdier
9. Nickell's bias
10. Simultaneous bias
11. Anderson & Hsiao
12. Arellano & Bond
13. Arellano & Bover

تعمیم‌یافته[1] (GMM) را پیشنهاد دادند که به خاطر استفاده از وقفه‌های متغیرهای مدل به‌عنوان متغیر ابزاری، روش کاراتری برای از بین تورش‌های درون‌زاییِ نیکل و هم‌زمانی خواهد بود.

در ادامه، این روش به‌طور مختصر توضیح داده می‌شود؛ معادلهٔ سادهٔ زیر در نظر گرفته شود:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + \beta x_{it} + \alpha z_{it} + u_{it} \qquad (۳)$$

$$u_{it} = \lambda_i + \varepsilon_{it}$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، x_{it} متغیر توضیحی درون‌زا و z_{it} متغیر توضیحی برون‌زا است؛ اولاً به‌دلیل حضور $y_{i,t-1}$ در طرف راست، تورش نیکل اتفاق می‌افتد. ماتریس ابزار برای رفع تورش نیکل به ازای هر i به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$V_i^y = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,T-2}] \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

و بدین‌ترتیب $V^y = (V_1^y, \dots, V_N^y)'$ ماتریس متغیرهای ابزاری رفع تورش خواهد بود؛ ثانیاً درون‌زایی x_{it} به‌معنی $cov(x_{it}, u_{it}) \neq 0$ است و تورش هم‌زمانی وجود خواهد داشت. به‌همین‌دلیل، ماتریس ابزار سایر متغیرها نیز به ازای هر i به‌صورت زیر تعریف می‌شود (متغیر ابزاریِ متغیر برون‌زا، خودش است):

$$V_i^{xz} = \begin{bmatrix} \tilde{x}_{i1} & & 0 & z_{i1} & & 0 \\ & \ddots & & & \ddots & \\ 0 & & \tilde{x}_{i,T-2} & 0 & & z_{i,T-2} \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

و همانند قبل $V^{xz} = (V_1^{xz}, \dots, V_N^{xz})'$. با تعریف ماتریس ابزارها $V = (V^y, V^{xz})$ و هم‌چنین تعریف بردار متغیرهای مدل $Y_{it} = (y_{i,t-1}, x_{it}, z_{it})$، برآوردگرهای GMM معادلهٔ اولیه به‌صورت زیر به‌دست می‌آیند:

$$(\hat{\delta}, \hat{\beta}, \hat{\alpha}) = (\Delta Y' V \Omega^{-1} V' \Delta Y)^{-1} \Delta Y' V \Omega^{-1} V' \Delta y \qquad (۶)$$

در معادلهٔ بالا، $\Omega^{-1} = \sum_{i=1}^{N} V_i' G V_i$ است که فرم توان دوم ماتریس ابزارهاست و در آن G براساس فرض همسانی یا ناهمسانی تعیین می‌شود (بالتاجی[2]، ۲۰۰۵: ۱۴۵–۱۳۵).

استفاده از GMM ضمن حل مشکل درون‌زایی به برآوردهای کارآتر می‌انجامد، به‌ویژه در این پژوهش که تعداد مقاطع از تعداد سال‌ها بیشتر است (۳۱ استان در طی ۱۰ سال). برای اطمینان از صحت برآوردها، دو آزمون مورداستفاده قرار می‌گیرد. یکی آزمون J سارگان است که صحت متغیرهای ابزاری را بررسی می‌کند. فرضیهٔ صفر این آزمون کفایت ابزارهاست؛ دیگری، آزمون هم‌بستگی پسماندهای مرتبهٔ اول و مرتبهٔ دوم است. انتظار این است که با وجود تأیید هم‌بستگی مرتبهٔ اولِ جملات خطا، هم‌بستگی مرتبهٔ دوم مشاهده نشود.

---

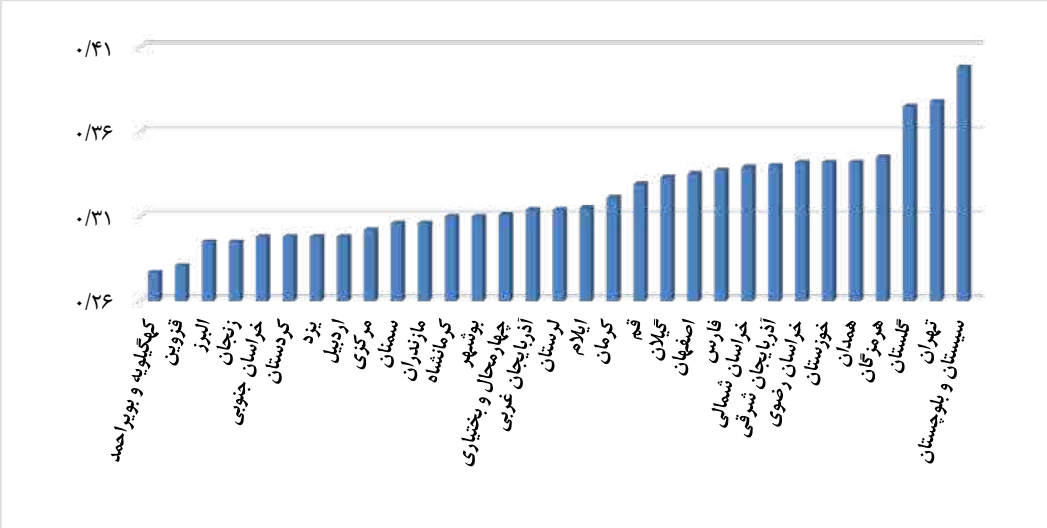
1. Generalized method of moments
2. Baltagi

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. مشاهدات توصیفی

میانگین متغیر ضریب جینی استان‌های کشور در دورهٔ زمانی مورد بررسی ۰/۳۲ است. بیشترین میزان این متغیر به استان سیستان‌وبلوچستان در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۹هـ.ش. با ۰/۴۶ و کمترین آن به استان ایلام در سال ۱۳۹۱ با ۰/۲۳ تعلق دارد. استان سیستان‌وبلوچستان با میانگین ضریب جینی ۰/۳۹۸ بدترین وضعیت را دارد (نمودار ۱).

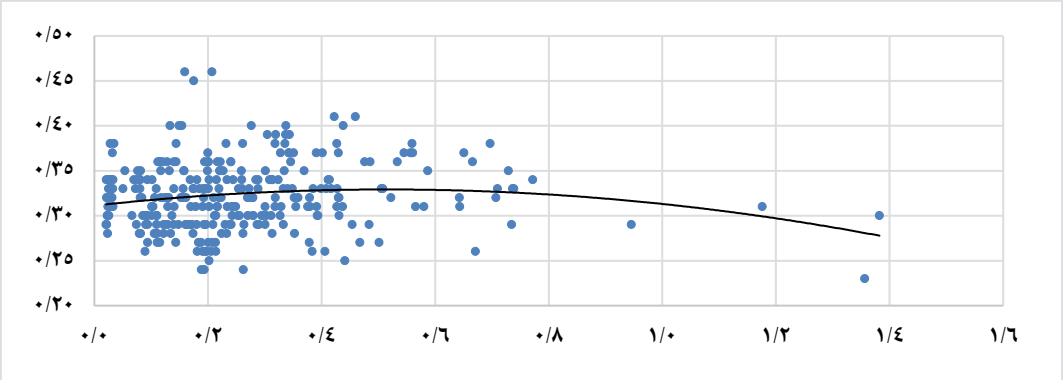
استان‌های سیستان‌وبلوچستان، زنجان و هرمزگان شاهد یک روند تقریباً مداوم افزایشی ضریب جینی در طول دوره بوده‌اند. استان‌های یزد، کردستان و تاحدودی مازندران نیز باوجود کاهش ضریب جینی تا اواسط دورهٔ مورد بررسی، افزایش ملموس و قابل‌توجه ضریب جینی را تجربه کرده‌اند. ضریب جینیِ استان تهران تا ۱۳۹۸هـ.ش. افزایش و پس از آن یافته است. در استان‌های اردبیل و اصفهان نیز ضریب جینی از اواسط دههٔ ۱۳۹۰هـ.ش. کاهش یافته است. تنها استان مرکزی توانسته روند تقریباً مداوم کاهشی را تجربه کند. ضریب جینی سایر استان‌های کشور نوسانی بوده است؛ بنابراین به‌نظر می‌رسد استان‌ها از نظر نابرابری درآمدی تمایزات جدی داشتند.



نمودار ۱: میانگین نابرابری درآمدی در استان‌های کشور (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graph. 1: Average income inequality in Iranian provinces (Source: findings).

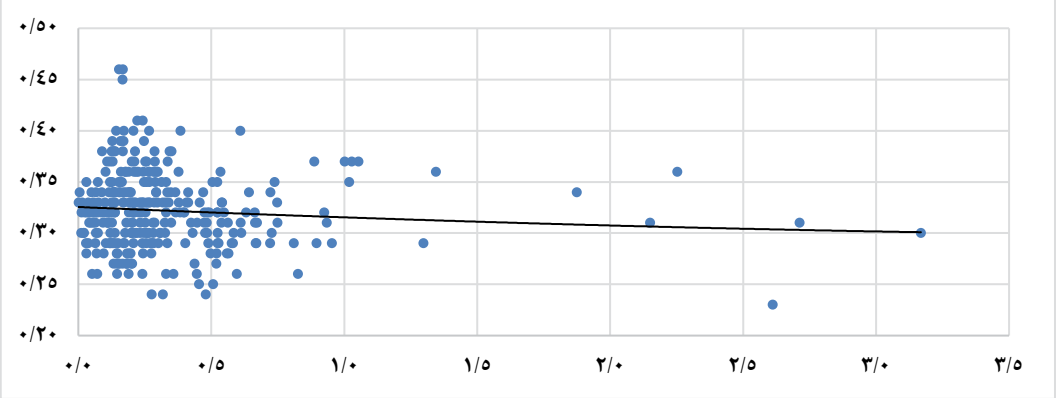
متوسط دو شاخص سهم صنایع کاربر و منابع‌طبیعی‌بر به‌ترتیب ۲۶ و ۳۳٪ است. در هر دو شاخص، استان ایلام بالاترین میانگین و استان بوشهر کمترین میانگین را به خود اختصاص داده است. نمودار ۲، پراکنش متغیر ضریب جینی و سهم صنایع کاربر را نشان می‌دهد. بیشترین پراکندگی متغیر ضریب جینی و سهم صنایع کاربر به‌ترتیب بین ۰/۲۵ تا ۰/۳۷ و بین ۰ تا ۰/۴ است. نمودار نشان‌دهندهٔ یک روند بسیار ضعیف افزایشی در تراکم بالای دو متغیر و سپس یک روند کاهشی ملموس در تراکم کمتر است. درمجموع قضاوت درمورد رابطهٔ این دو متغیر با استفاده از نمودار پراکنش دشوار است. با برآورد مدل می‌توان قضاوت دقیق‌تری کرد.



نمودار ۲: سهم صنایع کاربر و ضریب جینی (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graph. 2: Share of labor-intensive industries and Gini coefficient (Source: findings).

نمودار ۳، پراکنش میان متغیر ضریب جینی و سهم صنایع منابع‌طبیعی‌بر را نمایش می‌دهد. در این نمودار نیز بیشترین پراکندگی متغیرهای ضریب جینی و سهم صنایع منابع‌طبیعی‌بر به‌ترتیب میان ۰/۲۵ تا ۰/۳۷ و بین ۰ تا ۰/۴ است. در این نمودار رابطهٔ معکوس بین این دو متغیر نسبت به نمودار قبلی ملموس‌تر است. با افزایش سهم صنایع منابع‌طبیعی‌بر، ضریب جینی کاهش می‌یابد و توزیع درآمد بهبود می‌یابد.



نمودار ۳: سهم صنایع منابع‌طبیعی‌بر و ضریب جینی (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graph. 3: Share of natural resource -intensive industries and Gini coefficient (Source: findings).

۵-۲. تحلیل برآوردها

در این زیربخش برآوردها ارائه و گزارش می‌شوند. لازم به ذکر است که به‌دلیل دورهٔ زمانی کوتاه، بررسی پایایی متغیرها و هم‌جمعی میان آن‌ها موضوعیت ندارد؛ مدل اول، پژوهش برای برازش تأثیر سهم صنایع کاربر بر ضریب جینی به‌کار گرفته شد. آزمون‌های وجود اثرات فردی، سارگان و خودهم‌بستگی‌های مرتبهٔ اول و دوم انجام گرفتند (جدول ۱). فرضیهٔ صفر در آزمون سارگان رد نمی‌شود؛ هم‌چنین، فرضیهٔ صفر آزمون خودهم‌بستگی

مرتبهٔ اول رد می‌شود، اما فرضیهٔ صفر خودهم‌بستگی مرتبهٔ دوم رد نمی‌شود که نشان‌دهندهٔ اعتبار برآوردها و ابزارها است.

نتایج نشان می‌دهد که تأثیر سهم صنایع کاربر بر نابرابری درآمدی معنی‌دار و منفی است؛ به‌بیان دیگر، با افزایش سهم ارزش‌افزودهٔ صنایع کاربر نسبت به صنایع سرمایه‌بر، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد (جدول ۱). در مدل دوم، صنایع منابع‌طبیعی‌بر جایگزین متغیر صنایع کاربر شده است. طبق برآوردها، در این مدل نیز نتایج آزمون‌های سارگان و خودهم‌بستگی مرتبهٔ اول و دوم، صحت مدل را تأیید می‌کنند. طبق مدل دوم، سهم این صنایع تأثیر منفی بر نابرابری درآمدی دارد به‌طوری که با افزایش سهم ارزش‌افزودهٔ آن‌ها، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد (جدول ۱).

جدول ۱: برآورد معادله‌های رگرسیونی

Tab. 1: Estimation of regression equations

نام متغیر / آزمون	مدل اول	مدل دوم
وقفهٔ ضریب جینی	۰/۲۴۰۱*** (۰/۰۱۰۰) [۲۳/۸۹۴۴]	۰/۲۲۴۲*** (۰/۰۱۸۳) [۱۲/۱۸۹۵]
لگاریتم تولید سرانهٔ حقیقی	۰/۰۴۲۸*** (۰/۰۱۴۴) [۲/۹۵۸۹]	۰/۰۲۷۵** (۰/۰۱۱۷) [۲/۳۴۴۹]
شاغلان باسواد	−۰/۱۵۲۴*** (۰/۰۷۹۹) [−۱/۹۰۸۰]	−۰/۱۷۲۷*** (۰/۰۵۵۵) [−۳/۱۱۰۴]
مخارج بهداشت	−۰/۴۹۸۳*** (۰/۱۴۱۴) [−۳/۵۲۲۳]	−۰/۳۳۷۸ (۰/۲۱۹۵) [−۱/۵۳۸۹]
سهم صنایع کاربر	−۰/۰۱۷۹*** (۰/۰۰۵۷) [−۳/۱۴۹۸]	−
سهم صنایع منابع‌طبیعی‌بر	−	−۰/۰۱۱۹*** (۰/۰۰۳۳) [−۳/۵۴۱۵]
آزمون J سارگان	۲۸/۷۷۰۲	۲۷/۷۶۳۸
آزمون خودهم‌بستگی مرتبهٔ اول	− ۳/۶۴۹۰***	− ۳/۷۵۳۲***
آزمون خودهم‌بستگی مرتبهٔ دوم	− ۰/۸۸۳۱	− ۰/۸۲۳۲
آزمون F	۱۰/۲۴۳۳***	۱۰/۵۴۸۲***
آمارهٔ بروش–پاگان	۲۳۷/۱۴۱۷***	۲۵۷/۷۵۳۸***

توضیح: *** و ** به ترتیب نشان‌دهندهٔ معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪ هستند. اعداد داخل پرانتز، انحراف معیار و اعداد داخل کروشه، آمارهٔ t هستند. (منبع: یافته‌های پژوهش).

با توجه به برآوردها، فرضیهٔ اصلی پژوهش مبنی‌بر تأثیر منفی افزایش نسبی سهم صنایع کاربر و منابع‌طبیعی‌بر بر کاهش نابرابری درآمدی تأیید می‌شود. با توجه به فراوانی این دو عامل تولید در ایران، این نتایج تأییدی بر قضیهٔ استالپر–ساموئلسن در اقتصاد کشور است؛ هم‌چنین، تأثیر صنایع کاربر بیشتر از منابع‌طبیعی‌بر است. ۱٪ افزایش سهم نسبی صنایع کاربر موجب کاهش نابرابری درآمدی به‌میزان حدود ۰/۰۱۸٪ می‌شود؛ درحالی‌که این رقم برای صنایع منابع‌طبیعی‌بر ۰/۰۱۲٪ است. این موضوع، نشان‌دهندهٔ تأثیر بیشتر عامل نیروی کار در توازن درآمدی در اقتصاد ایران است.

افزایش تولید سرانهٔ حقیقی در هر دو مدل اول منجر به افزایش نابرابری درآمدی شده است. رابطهٔ مستقیم تولید سرانهٔ حقیقی و نابرابری درآمدی نشان‌دهندهٔ توزیع ناهمگون درآمد ناشی از افزایش تولید سرانه در کشور است؛ به بیان دیگر، هنگامی‌که پاداش افزایش تولید به‌صورت نابرابر میان گروه‌های مختلف افراد در جامعه و استان‌های مختلف کشور توزیع شود، رشد تولید نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد. این نتیجه می‌تواند تأکیدی بر نتایج به‌دست آمده از این پژوهش باشد که اگر افزایش تولید ناخالص ملی کشور متناسب با فراوانی عوامل تولید نباشد، نه‌تنها وضعیت توزیع درآمد را بهبود نخواهد بخشید، بلکه می‌تواند نابرابری را بیشتر کند.

در طول سالیان گذشته رشد اقتصادی کشور به خاطر دخالت‌های دولت در بازار عوامل تولید بیشتر با تکیه‌بر عامل سرمایه و تشویق استفاده از آن بوده تا عامل نیروی کار. درنتیجه رشد بدون اشتغال نیز تجربه شده و توزیع درآمد بهبود پیدا نکرده است. این یافته با پژوهش‌های «مهرآرا» و «محمدیان» (۱۳۹۳)، «حاجامینی» و «کفیری» (۱۳۹۷)، «حاجامینی» (۱۳۹۸) و «کازرونی» و همکاران (۱۳۹۹) سازگار است؛ هم‌چنین در راستای مطالعهٔ «طیبی» (۱۳۹۶) برای اقتصادهای نفتی، در اقتصاد ایران فرضیهٔ پیکتی صحیح است؛ به سخن دیگر، رشد اقتصادی تأثیر مثبت بر نابرابری درآمدی دارد. طبق فرضیهٔ پیکتی اگر نرخ بازدهی سرمایه بالاتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، نابرابری درآمدی افزایش پیدا می‌کند.

متغیر باسوادی شاغلان بخش صنعت در هر دو مدل تأثیر منفی بر ضریب جینی داشته است. این نتیجه اهمیت باسوادی افراد شاغل و ارتقای نیروی انسانی در صنایع را نشان می‌دهد؛ پس با افزایش دسترسی افراد به فرصت‌های تحصیلی به خصوص برای اقشار کم‌درآمد و هم‌چنین افزایش سطح مهارت و بهره‌وری نیروی کار در صنایع مختلف می‌توان نابرابری درآمدی را کاهش داد. این یافته با پژوهش‌های «سیلوستر» (۲۰۰۲)، «مایر» (۲۰۱۰)، «کودی» و «دیزیولی» (۲۰۱۷)، «کفائی» و «درستکار» (۱۳۸۶)، «خلخالی» و همکاران (۱۳۸۹)، «مهرآرا» و «محمدیان» (۱۳۹۳)، «افقه» و همکاران (۱۳۹۴) و «شهیکی‌تاش» و «علیزاده» (۱۴۰۰) سازگار است. مطالعهٔ افقه و همکاران (۱۳۹۴) نشان‌داد که هم کاهش نابرابری آموزشی و هم افزایش سهم آموزشی هزینه‌های دولت موجب کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. براساس بررسی مایر (۲۰۱۰)، برای کاهش نابرابری درآمدی باید به‌دنبال برابر کردن فرصت‌های تحصیلی بود؛ چراکه سطوح بالای نابرابری درآمد اغلب با نابرابری در دسترسی به فرصت‌های آموزشی همراه است.

تأثیر منفی مخارج بهداشتی بر نابرابری درآمدی در مدل اول تأیید می‌شود که با مطالعهٔ مهرآرا و محمدیان (۱۳۹۳) هم‌خوانی دارد؛ البته در مدل دوم معنی‌داری نیست. نتیجهٔ مطالعهٔ «امین‌رشتی» و «اصغری» (۱۳۹۰) برخلاف نتایج حاصل شده در این پژوهش حاکی از آن است که مخارج بهداشت اثر مثبت و معنی‌دار بر ضریب

جینی دارد. علت رابطهٔ مستقیم متغیرهای بهداشت و نابرابری درآمدی در پژوهش مذکور، میزان هزینهٔ پرداخت شدهٔ دهک‌های مختلف درآمدی بیان شده است؛ بدین‌صورت که دهک‌های با درآمد بالا سهم کمتری از درآمد خود را صرف مخارج بهداشتی کرده و در مقابل دهک‌های پایین سهم بیشتری از درآمد خود را به مخارج بهداشتی اختصاص می‌دهند؛ پس در رابطه با این متغیر شواهد تجربی تا حدودی متناقض است.

٦. نتیجه‌گیری

این پژوهش، نقش شدت استفاده صنایع از عوامل تولید را در نابرابری درآمدی بررسی کرد. از لحاظ نظری و تجربی احتمال وجود هر حالتی اعماز انتفاع عامل فراوان یا کمیاب مطرح‌شده که این پیچیدگی به تئوری‌های مختلف پیرامون تجارت‌های بین‌صنعتی و درون‌صنعتی و مهم‌تر از آن، اهمیت طرف‌های عرضه و تقاضا در تعیین الگوی تجارت برمی‌گردد.

از لحاظ نظری، دنبال‌کردن مزیت‌های نسبی برای کشور درحال‌توسعه‌ای مانند ایران الزاماً منجر به کاهش نابرابری درآمدی نمی‌شود. نابرابری درآمدی می‌تواند نتیجهٔ شکست بازار باشد، همچنان‌که می‌تواند به‌دلیل مداخلات دولت به‌نفع صنایع متکی‌بر عامل تولید کمیاب اتفاق افتاده باشد. حداقل در پنج دههٔ گذشته، دخالت مستمر دولت در بازار عوامل تولید از طریق قیمت‌گذاری مستقیم و غیرمستقیم قیمت‌هایِ نیروی کار و سرمایه مشاهده می‌شود؛ این اقدام، قطعاً کارایی اقتصادی را مختل کرده، اما این پرسش کماکان مطرح است که آیا چنین دخالت‌هایی توانسته وضعیتی بهتر از وضعیت بازار را از نظر توزیع درآمد ایجاد کند؟

در این پژوهش برای پاسخ به این پرسش، دو شاخص براساس طبقه‌بندی چهارگانهٔ صنایع به کاربر، سرمایه‌بر، منابع‌طبیعی‌بر و تحقیق‌وتوسعه‌بر تعریف شد که عبارتنداز: نسبت سهم ارزش‌افزودهٔ صنایع کاربر به صنایع سرمایه‌بر و تحقیق‌وتوسعه‌بر، نسبت سهم ارزش‌افزودهٔ صنایع منابع‌طبیعی‌بر به صنایع سرمایه‌بر و تحقیق‌وتوسعه‌بر؛ سپس تأثیر این شاخص‌ها بر نابرابری برای ۳۱ استان کشور طی دورهٔ زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ برآورد شد.

یافته‌ها نشان‌داد که با افزایش سهم صنایع کاربر و منابع‌طبیعی‌بر ضریب جینی و درنتیجهٔ نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد؛ پس می‌توان نتیجه گرفت که تعقیب مزیت‌های نسبی همراه با بهبود توزیع درآمد در کشور است؛ به بیان دیگر، اعتماد به نیروهای بازار نتیجه‌ای بدتر از وضعیت موجود را درپی نخواهد داشت و نابرابری درآمدیِ بالا در اقتصاد ایران تا حد زیادی نتیجهٔ شکست دولت است و نه شکست بازار (یا آن‌که شکست دولت مزید بر علت شده و نابرابری را افزایش داده است).

با توجه به آن‌چه بیان شد، پیشنهادهای زیر برای جهت‌گیری در برنامه‌ها و سیاست‌های دولت ارائه می‌شود.

- **حذف تدریجی سیاست‌های مختل‌کنندهٔ عملکرد بازار عوامل تولید:** دخالت در قیمت‌ها در بازار کالا و عوامل تولید با هدف حمایت از اقشار آسیب‌پذیر، نه‌تنها تخصیص بهینهٔ منابع را مختل کرده و مانع تحقق مزیت‌های نسبی براساس فراوانی نسبی عوامل تولید شده، بلکه توزیع درآمد را به‌نفع عامل کمیاب تولید تغییر داده است.

- **حمایت از اقشار کم‌درآمد از طریق پرداخت‌های مستقیم و مقطوع به‌جای ایجاد اختلال در نظام قیمت‌ها**: سیاست حداقل دستمزد یا حداکثر نرخ بهره موجب جایگزینی سرمایه به‌جای نیروی کار در فرآیند تولید می‌شود و درنتیجه نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. به‌علاوه، فرد جویای کار هزینهٔ زیادی صرف یافتن شغل می‌کند و درصورت یافتن شغل هم مجبور است با نرخ دستمزدی پایین‌تر از تعادل بازار مشغول به‌کار شود. دولت باید ضمن کنترل تورم، پرداخت‌های مستقیم به افراد کم‌درآمد داشته باشد و سیاست‌های صحیح بازتوزیع درآمد را ازطریق ساز و کار نظام مالیاتی دنبال کند؛ از این‌طریق، می‌توان طبق قضیهٔ دوم رفاه به نقطهٔ بهینهٔ جدید پارتو که همراه با توزیع عادلانه‌تر درآمد است، دست یافت؛ بدون آن‌که کارایی مختل شود.
- **رفع موانع سیاسی و اقتصادی حضور در بازارهای جهانی**: بدون حضور در بازار جهانی تنگناهای تولیدی و توزیعی رفع نمی‌شود. نظریه‌های تجارت بین‌الملل مثل هکشر–اوهلین، تجارت درون‌صنعت و نظریهٔ دوران عمر محصول به‌خوبی نشان می‌دهند که با حضور در بازارهای جهانی است که کشورها به رشد بادوام و قابل‌توجه دست می‌یابند و فقر کاهش می‌یابد. قضیهٔ استالپر–ساموئلسن برای کشور با فراوانی نسبی نیروی کار، تغییر توزیع درآمد به‌نفع کارگران را نوید می‌دهد، اما جالب این است که هم‌زمان رشد صادرات مبتنی‌بر تجارت درون‌صنعت و صرفه‌های حاصل از مقیاس نویدی برای صاحبان سرمایه است تا با ورود به زنجیرهٔ ارزش جهانی و استفاده از قابلیت‌های اقتصاد جهانی درآمد خود را افزایش دهند؛ به بیان دیگر، دولت باید دیپلماسی سیاسی و تجاری فعالی برای تعامل سازنده با اقتصاد جهانی اتخاذ کند تا صاحبان عاملِ کمیاب تلاش نکنند، ازطریق نفوذ بر دولت و ایجاد دیوارهای بزرگ حمایتی و تعرفه‌ای، افزایش درآمد را دنبال کنند.

سپاسگزای

در پایان، نویسندگان مقاله برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس مقاله به خاطر بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که به‌دلیل استخراج مقاله از پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد، نگارش توسط نویسندهٔ اول به‌ترتیب با راهنمایی و نظارت نویسندهٔ دوم و سوم انجام شده است.

تضاد منافع

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

پیوست: جدول ۱: طبقه‌بندی صنایع براساس شدت استفاده از عامل تولید

Tab. 1: Classification of industries based on the intensity of production factors

صنایع کاربر	صنایع سرمایه‌بر
تولید منسوجات	تولید محصولات غذایی
تولید پوشاک	تولید انواع آشامیدنی‌ها
تولید چرم و فرآورده‌های وابسته	تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو
تولید چوب و محصولات چوبی به جز مبلمان، حصیر و مواد	تولید کاغذ و فرآورده‌های کاغذی
حصیر بافی	تولید فرآورده‌های لاستیکی و پلاستیکی
چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	تولید فلزات پایه
تولید مبلمان	تولید محصولات فلزی ساخته شده، به جز ماشین‌آلات و تجهیزات
تولید سایر مصنوعات	تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم‌تریلر
	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل
صنایع تحقیق‌وتوسعه‌بر	**صنایع منابع‌طبیعی‌بر**
تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی	تولید کک، فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت
تولید داروها و فراورده‌های دارویی و شیمیایی و گیاهی	تولید سایر فرآورده‌های معدنی غیرفلزی
تولید محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری	
تولید تجهیزات برقی	
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	

(منبع: سالواتوره، ۲۰۱۳: ۱۲۲).

کتابنامه

– افقه، سید مرتضی؛ غرافی، مائده؛ و بصیرت، مهدی، (۱۳۹۴). «تأثیر نابرابری آموزش بر توزیع درآمد در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۶): ۱۷۹–۲۰۳. https://aes.basu.ac.ir/article_1336.html

– امین‌رشتی، نارسیس؛ و اصغری، لیلا، (۱۳۹۰). «بررسی نقش هزینه‌های سلامت بر توزیع درآمد در ایران». *اقتصاد مالی*، ۵(۱۶): ۱۳۵–۱۶۰. https://journals.iau.ir/article_511201.html

– پورمختار، الهام؛ و مقدسی، رضا، (۱۳۹۴). «تأثیر ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران (با تأکید بر بخش کشاورزی)». *اقتصاد کشاورزی*، ۹(۲): ۳۷–۵۴. https://www.iranianjae.ir/article_13216.html

– پیکتی، توماس، (۱۳۹۴). *سرمایه در قرن بیست و یکم*. ترجمهٔ محمدرضا فرهادی‌پور و علی صباغی، تهران: انتشارات آمه، چاپ اول.

– حاج‌امینی، مهدی، (۱۳۹۸). «ارزیابی وضعیت اشتغال‌زایی در برنامه‌های چهارم و پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷(۹۲): ۷–۴۳. https://qjerp.ir/article-1-2377-fa.html

– حاجامینی، مهدی؛ و کفیری، علیرضا، (۱۳۹۷). «ارزیابی تغییرات اشتغال و بیکاری طی برنامه‌های چهارم و پنجم توسعهٔ ایران: رویکرد تجزیه کامل دیویژیا». *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۵(۱۰): ۲۹-۵۲. https://economics.ihcs.ac.ir/article_4312.html

– حبیبی، رقیه؛ حاجامینی، مهدی؛ و یاوری، کاظم، (۱۳۹۹a). «رابطه شدت عوامل تولید، رشد اقتصادی دستمزد محور و نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران». *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۸(۳۲): ۷۳-۱۰۱. https://doi.org/10.52547/qjfep.8.32.73

– حبیبی، رقیه؛ حاجامینی، مهدی؛ و یاوری، کاظم، (۱۳۹۹b). «تحلیلی ساختاری از رشد تقاضا و توزیع عاملی درآمد در اقتصاد ایران». *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۵(۴۹): ۳-۲۶. https://doi.org/10.30465/jnet.2021.6306

– خلخالی، علی؛ مهرگان، منصور؛ و دلیری، حسن، (۱۳۸۹). «بررسی اثرات ساختار آموزشی بر توزیع درآمد». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴(۲): ۵۷-۷۱. https://journals.iau.ir/article_555556.html

– دهقانی، علی؛ حسینی، سید محمد حسن؛ فتاحی، محمد؛ و حکمتی‌فرید، صمد، (۱۳۹۶). «بررسی رابطه‌ی رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۰ رهیافت رگرسیون غیرخطی ملایم». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶(۲۱): ۲۳۶-۲۱۳. https://doi.org/10.22084/aes.2017.1804

– شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ و علیزاده، صدیقه، (۱۴۰۰). «بررسی ارتباط میان فقر، توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ایران (با رویکرد فازی)». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۳۸): ۵۴-۳۹. https://doi.org/10.22084/aes.2021.23461.3239

– طیبی، سیروان، (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمدی (آزمون فرضیه توماس پیکتی: تجربه کشورهای درحال‌توسعهٔ نفتی)». پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز.

– کازرونی، علیرضا؛ اصغرپور، حسن؛ و طیبی، سیروان، (۱۳۹۹). «تأثیر رشد کند اقتصادی بر توزیع درآمد: با تأکید بر فرضیهٔ توماس پیکتی». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*. ۲۰(۱): ۲۳-۵۰. DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.1.1.2

– کفایی، سید محمد علی؛ و درستکار، عزتا...، (۱۳۸۶). «تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۰): ۵۳-۷۵. https://ijer.atu.ac.ir/article_3648.html

– مهرآرا، حسن؛ و محمدیان، مجتبی، (۱۳۹۳). «بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزینی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹(۶۱): ۸۳-۱۱۶. https://ijer.atu.ac.ir/article_1696.html

– نوفرستی، ابوالفضل؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ رزمی، سید محمد جواد؛ و نوفرستی، محمد، (۱۳۹۷). «اثر نابرابری بر رشد از کانال سرمایه انسانی: مطالعه موردی ایران». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۶(۲۴): ۶۱۸-۶۴۳. https://doi.org/10.32598/JMSP.6.4.620

- Abdullah, A., Doucouliagos, H. & Manning, E., (2015). "Does education reduce income inequality? A meta-regression analysis". *Journal of Economic Surveys,* 29: 301-316. https://doi.org/0.1111/joes.12056

- Afghah, M., Gharafi, M., & Basirat, M., (2016). "A study on the effect of education inequality on income distribution in Iran". J*ournal of Applied Economics Studies in Iran*, 4(16), 179-203. https://aes.basu.ac.ir/article_1336.html (In Persian)

- Aghion P., Howitt, P. & Violante, G., (1998). *Technology, knowledge and inequality.* University College London: Mimeo.

- Aghion, P., Caroli, E. & Garcia-Penalosa, C., (1999). "Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories". *Journal of Economic literature,* 37(4): 1615-1660. https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1615

- Ahluwalia, M. S., (1976). "Inequality, poverty and development". *Journal of Development Economics,* 3(4): 307-342. https://doi.org/10.1016/0304-3878(76)90027-4

- Alesina A. & Perotti, R., (1996). "Income distribution, political instability and investment". *National Bureau of Economic Research Working Paper.* no. 4486. https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00030-5

- Amar, S. & Pratama, I., (2020). "Exploring the link between income inequality, poverty reduction and economic growth: An ASEAN perspective". *International Journal of Innovation, Creativity and Change,* 11(2): 24-41.

- Amin, R. N. & Asghari, L. (2011). "Surveying the role of health expenditure on income distribution in Iran". *Financial Economics*, 5(16), 135-159. https://journals.iau.ir/article_511201.html (In Persian)

- Anderson, T. W. & Hsiao, C., (1982). "Formulation and estimation of dynamic models using panel data". *Journal of Econometrics,* 18: 47-82. https://doi.org/10.1016/0304-4076(82)90095-1

- Arellano, M. & Bond, S., (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies,* 58: 277-297. https://doi.org/10.2307/2297968

- Arellano, M. & Bover, O., (1995). "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models". *Journal of Econometrics,* 68(1): 29-51. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D

- Baltagi, B. H., (2008). *Econometric analysis of panel data.* Third Edition, Chichester: John Wiley & Sons Ltd.

- Banerjee, A. V. & Newman, A. F., (1993). "Occupational choice and the process of development". *Journal of political economy,* 101(2): 274-298. https://doi.org/10.1086/261876

- Barro, R. J., (2000). "Inequality and growth in a panel of countries". *Journal of Economic Growth,* 5(1): 5-32. https://doi.org/10.1023/A:1009850119329

- Benhabib, J. & Rustichini, A., (1996). "Social conflict and growth". *Journal of Economic Growth,* 1(1): 125-142. https://doi.org/10.1007/BF00163345

- Bhagwati, J., (1959). "Protection, real wages and real incomes". *The Economic Journal*, 69(276): 733-748. https://doi.org/10.2307/2227670

- Bourguignon, F., (1981). "Pareto superiority of unegalitarian equilibria in Stiglitz's model of wealth distribution with convex saving function". *Econometrica,* 49(6): 1469-1475. https://doi.org/10.2307/1911412

- Carbaugh, R. J., (2014). *International Economics*. 12th Ed. Cengage Learning: United States of America.

- Carbaugh, R. J., (2019). *International economics.* Cengage Learning.

- Card, D., (2001). "Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems". *Econometrica,* 69(5): 1127-1160. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00237

- Chagas, L. S. & Sant'Anna, V. P., (2024). "International trade and wage inequality: evidence from Brazil". *International Economics*, 100536. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2024.100536

- Chaudhuri, S. & Yabuuchi, S., (2007). "Economic liberalization and wage inequality in the presence of labour market imperfection". *International Review of Economics & Finance*, 16(4): 592-603. https://doi.org/10.1016/j.iref.2005.12.004

- Chaudhuri, S., (2008). "Wage inequality in a dual economy and international mobility of factors: Do factor intensities always matter?". *Economic Modelling*, 25(6): 1155-1164. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2008.02.007

- Coady D. & Dizioli A., (2017). "Income Inequality and Education Revisited: Persistence, Endogeneity, and Heterogeneity". *IMF Report,* 50(2): 1-15 https://doi.org/10.5089/9781475595741.001

- Croix D. & Doepke M., (2003). "Inequality and growth: why differential fertility matters". *American Economic Review,* 93(4): 1091-1113. https://doi.org/10.1257/000282803769206214

- Currie, J., (2009). "Healthy, wealthy, and wise: Socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development". *Journal of Economic Literature,* 47(1): 87-122. https://doi.org/10.1257/jel.47.1.87

- Dehghani, A., Hosseini, S. M. H., Fattahy, M. & Hekmatifarid, S., (2017). "The impact of economic growth on Iranian income distribution (Nonlinear LSTAR

approach)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 6(21): 213-236. https://doi.org/10.22084/aes.2017.1804 (In Persian)

- Delbianco, F., Dabús, C. & Caraballo, M. Á., (2014). "Income inequality and economic growth: New evidence from Latin America". *Cuadernos de Economía,* 33(63): 381-398. https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v33n63.45338

- Egawa, I., (1978). "Some remarks on the Stolper-Samuelson and Rybczynski theorems". *Journal of International Economics*, 8(4): 525-536. https://doi.org/10.1016/0022-1996(87)90003-1

- Erman, L. & Te Kaat, D. M., (2019). "Inequality and growth: industry-level evidence". *Journal of Economic Growth,* 24: 283-308. https://doi.org/10.1007/s10887-019-09169-z

- Feenstra, R. C., (2004). *Advanced international trade: Theory and evidence*. Princeton university press.

- Feenstra, R. C., (2015). *Advanced international trade: theory and evidence.* Princeton university press.

- Galor O. & Tsiddon, D., (1997). "Technological progress, mobility and economic growth". *American Economic Review,* 87(3): 363-382.

- Gandolfo, G. & Trionfetti, F., (2014). *International trade theory and policy.* Berlin, Heidelberg, New York: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-37314-5

- Greenwood, J. & Jovanovic, B., (1990). "Financial development, growth, and the distribution of income". *Journal of political Economy,* 98(5, Part 1): 1076-1107. https://doi.org/10.1086/261720

- Gupta G. S. & Singh, R. D., (1984). "Income inequality across nations over time – how much and why". *Southern Economic Journal,* 51(1): 250-277. https://doi.org/10.2307/1058336

- Habibi, R. & Hajamini, M., (2020). "Structural analysis of demand growth and functional income distribution in the Iranian economy". *New Economy and Trad*, 15(4): 3-26. https://doi.org/10.52547/qjfep.8.32.73 (In Persian)

- Hajamini, M., (2020). "Assessment of Employment Status in Fourth and Fifth Economic, Social and Cultural Development Plans". *Journal of Economic Research and Policies*, 27(92): 7-43. https://qjerp.ir/article-1-2377-fa.html (In Persian)

- Hajamini, M. & Kafiri, A., (2019). "Assessing changes in employment and unemployment in the Iran's fourth and fifth development plans: A logarithmic mean Divisia decomposition analysis". *Journal of Iranian Economic Issues*, 5(2): 29-52. https://economics.ihcs.ac.ir/article_4312.html (In Persian)

- Helpman, E., (1997). *General purpose technologies and economic growth.* MIT Press; Cambridge. https://doi.org/10.3386/w5773

- Hoff, K. & Stiglitz, J. E., (2004). "After the big bang? obstacles to the emergence of the rule of law in post-communist societies". *American Economic Review,* 94(3): 753-763. https://doi.org/10.1257/0002828041464533

- Jianu, I., Dinu, M., Huru, D. & Bodislav, A., (2021). "Examining the Relationship between Income Inequality and Growth from the Perspective of EU Member States' Stage of Development". *Sustainability,* 13(9): 5204. https://doi.org/10.3390/su13095204

- Johnson, H. G., (1959). "International trade, income distribution, and the offer curve". *The Manchester School*, 27(3): 241-260. https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1959.tb01425.x

- Johnson, H. G., (1960). "Income distribution, the offer curve, and the effects of tariffs". *The Manchester School,* 28(3): 215-242 https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1960.tb00042.x

- Kafaei, M. A. & Ezzatolah, D., (2007). "Formal education and income distribution". *Iranian Journal of Economic Research*, 9(30): 53-76. https://ijer.atu.ac.ir/article_3648.html (In Persian)

- Kazerooni, A., Asgharpour, H. & Tayyebi, S., (2020). "The impact of slow economic growth on inequality of income distribution with emphasis on Thomas Piketty's Hypothesis". *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 20(1): 23-50. DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.1.1.2 (In Persian)

- Khalkhali, A., Mehrgan, M. & Daliri, H., (2011). "Investigating the effects of education structure on the income distribution". *Journal of Economic Modelling*, 4(2): 57-71. https://journals.iau.ir/article_555556.html (In Persian)

- Krugman, P. R., (1979). "International trade and income distribution: a Reconsideration". *NBER working paper,* No.356. https://doi.org/10.3386/w0356

- Krugman, P. R., Obstfeld, M. & Melitz, M., (2012). *International economics.* 9th edition. Pearson.

- Krugman, P., (1980). "Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade". *American economic review*, 70(5): 950-959.

- Krugman, P., (1981). "Intraindustry specialization and the gains from trade". *Journal of political Economy*, 89(5): 959-973. https://doi.org/10.1086/261015

- Kuznets S., (1955). "Economic growth and income inequality". *American Economic Review,* 45(1): 1-28.

- Lancaster, K., (1980). "Intra-industry trade under perfect monopolistic competition". *Journal of international Economics*, 10(2): 151-175. https://doi.org/10.1016/0022-1996(80)90052-5

- Lechthaler, W. & Mileva, M., (2024). "Trade liberalization, wage inequality, and monetary policy". *Journal of International Money and Finance*, 143: 103065. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2024.103065

- Ma, Y., (2009). "Trade theorems in a model of vertical production chain". *International Review of Economics & Finance*, 18(1): 70-80. https://doi.org/10.1016/j.iref.2007.08.003

- Markusen, J. R. & Venables, A. J., (2000). "The theory of endowment, intra-industry and multi-national trade". *Journal of international economics*, 52(2): 209-234. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(99)00055-0

- Mayer, S. E., (2010). "The relationship between income inequality and inequality in schooling". *Theory and research in Education,* 8(1): 5-20. https://doi.org/10.1177/1477878509356346

- Mehic, A., (2018). "Industrial employment and income inequality: Evidence from panel data". *Structural Change and Economic Dynamics,* 45: 84-93. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2018.02.006

- Mehrara, M. & Mohammdian, M., (2014). "Factors affecting the income distribution in iran: a bayesian econometric approach". *Iranian Journal of Economic Research*, 19(61): 83-116. https://ijer.atu.ac.ir/article_1696.html (In Persian)

- Nickell, S., (1981). "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects". *Econometrica,* 49(6): 1417-1426. https://doi.org/10.2307/1911408

- Noferesti, A., Ahmadi Shadmehri, M. T., Razmi, S. M. J. & Noferesti, M., (2018). "The effect of inequality on growth of the human capital channel: Case Study for Iran". *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 6(24): 618-643. https://doi.org/10.32598/JMSP.6.4.620 (In Persian)

- O'Donnell, O., Van Doorslaer, E. & Van Ourti, T., (2015). "Health and inequality". In: *Handbook of income distribution* (Vol. 2: 1419-1533). Elsevier. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59429-7.00018-2

- Panizza U., (2002). "Income, inequality and economic growth: evidence from American data". *Journal of Economic Growth,* 7(1): 25-41. https://doi.org/10.1023/A:1013414509803

- Piketty, T., (2015). *Capital in the twenty-first century*. Trans. Mohammadreza Farhadipour and Ali Sabbaghi. Tehran: Ameh Publication (In Persian)

- Piketty, T., (2014). *Capital in the 21st Century.* Harvard University Press, Cambridge.

- Pourmokhtar, E. & Moghadasi, R., (2015). "The effect of different economic sector's value-added on income inequality in Iran (Emphasized on agricultural)". *Agricultural Economics*, 9(2): 37-54. https://www.iranianjae.ir/article_13216.html (In Persian)

- Ranaldi, M. & Milanović, B., (2022). "Capitalist systems and income inequality". *Journal of Comparative Economics,* 50(1): 20-32. https://doi.org/10.1016/j.jce.2021.07.005

- Rao, V. S., (1971). "Tariffs and welfare of factor owners: A normative extension of the Stolper-Samuelson theorem". *Journal of International Economics*, 1(4): 401-415. https://doi.org/10.1016/0022-1996(71)90040-7

- Rassekh, F., (2010). "Is Stolper–Samuelson dangerous and FPE a failure?". *International Review of Economics & Finance*, 19(4): 555-561. https://doi.org/10.1016/j.iref.2009.10.011

- Robinson, S., (1976). "A note on the U-hypothesis relating inequality and economic development". *American Economic Review,* 66(3): 437-440.

- Rodgers, G. B., (1979). "Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis". *Population studies,* 33(2): 343-351. https://doi.org/10.1080/00324728.1979.10410449

- Roghaye, H., Hajamini, M. & Yavari, K., (2021). "The Relationship among Factor Intensities, Wage-led Economic Growth and Income Inequality in the Iranian economy". *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 8(32): 73-101. https://doi.org/10.30465/jnet.2021.6306 (In Persian)

- Rybczynski, T. M., (1955). "Factor endowment and relative commodity prices". *Economica*, 22(88): 336-341. https://doi.org/10.2307/2551188

- Saint-Paul G. & Verdier, T., (1993). "Education, democracy and growth". *Journal of Development Economics,* 42(2): 399-407. https://doi.org/10.1016/0304-3878(93)90027-K

- Salvatore, D., (2019). *International economics.* 11th Edition, John Wiley & Sons.

- Salvatore, D., (2019). *International economics*. John Wiley & Sons.

- Shahiakitash, M. & Alizadeh, S., (2021). "Assessing the relationship between poverty, income distribution and economic growth in Iran (FLSR fuzzy approach)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 10(38): 39-54. https://doi.org/10.22084/aes.2021.23461.3239 (In Persian)

- Shin, I., (2012). "Income inequality and economic growth". *Economic Modelling,* 29(5): 2049-2057. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.011

- Sonin K., (2003). "Why the rich may favour poor protection of property rights". *Journal of Comparative Economics,* 31(4): 715-731. https://doi.org/10.1016/j.jce.2003.09.005

- Stolper, W. F. & Samuelson, P. A., (1941). "Protection and real wages". *The Review of Economic Studies*, 9(1): 58-73. https://doi.org/10.2307/2967638

- Sylwester, K., (2002). "Can education expenditure reduce income inequality?". *Economics of Education Review,* 21(1): 43-52. https://doi.org/10.1016/S0272-7757(00)00038-8

- Tayyibi, S., (2017). "Examining the Effect of Economic Growth on Income Inequality (Testing Thomas Piketty's Hypothesis: The Experience of Developing Oil-Producing Countries)". Master's thesis, University of Tabriz (In Persian)

- Venieris Y. P. & Gupta, D. K., (1986). "Income distribution and socio-political instability as determinants of savings: A cross-sectional model". *Journal of Political Economy,* 94(4): 873-883. https://doi.org/10.1086/261412

- Wilkinson, R. & Pickett, K., (2010). *The spirit level: Why equality is better for everyone.* Penguin UK.

- Wilkinson, R. G., (1997). "Socioeconomic determinants of health: Health inequalities: Relative or absolute material standards?". *Bmj,* 314: 591. https://doi.org/10.1136/bmj.314.7080.591

- Yabuuchi, S. & Chaudhuri, S., (2007). "International migration of labour and skilled–unskilled wage inequality in a developing economy". *Economic Modelling*, 24(1): 128-137. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2006.06.006

- Yabuuchi, S., (2007). "Unemployment and international factor movement in the presence of skilled and unskilled labor". *Review of Development Economics*, 11(3): 437-449. https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2007.00368.x

- Ylönen, S., (1987). "The Stolper-Samuelson theorem under decreasing returns to scale". *Economics Letters*, 24(1): 83-87. https://doi.org/10.1016/0165-1765(87)90186-8

Vol. 13, No. 52, Winter (2025)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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.
Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved.
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**. (© The Author(s))*

Bu-Ali Sin University

The Role of the Unproductive Sector of the Economy and Currency Crisis in Causing Inflation

Mohammad Mostafazadeh[1], Parviz Davoodi[2], Aliakbar Arabmazar[3], Hossein Samsami[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29432.3696
Received: 2024.06.04; Revised: 2024.10.20; Accepted: 2024.10.21
Pp: 73-101

Abstract

In recent decades, inflation has become one of the most important issues in Iran's economy, and the question arises as to what factor has caused prices to continue to be high. The current research has examined the issue of the unproductive sector of the economy and the currency crisis and their effect on inflation in the period of 1991-2022. In this regard, the PCA econometric method has been used to combine the variables, the Hodrick-Prescott filter to identify the currency crisis, and the ARDL method to estimate the research models. According to the results; the share of the underground economy in the GDP has a positive effect on inflation, and with an increase of one percent, inflation increases by 0.25 units. Also, the coefficient related to the variable of speculation is estimated to be large and more than 14 Therefore, speculation is one of the key factors in creating inflation in Iran. The currency crisis variable has the greatest effect compared to other variables and its coefficient of 17.63 proves that it is one of the most effective factors of inflation in Iran. Liquidity, on the one hand, causes an increase in asset prices, and on the other hand, its growth leads to the growth of inflation, so this result is in accordance with the opinion of those who claim that inflation is a monetary phenomenon. Since the agents of the unproductive sector and the currency crisis in Iran have the biggest role in creating inflation, it is suggested that the country's managers limit informal activities and prevent the creation of a currency crisis by presenting policy packages to reduce inflation.

Keywords: Unproductive Economy, Currency Crisis, Inflation.
JEL Classification: E2, E31, F31.

1. PhD Student, Department of Economy, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
2. Professor, Department of Economy, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
3. Professor, Department of Economy, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** A-Arabmazar@sbu.ac.ir
4. Assistant Professor, Department of Economy, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Citations: Mostafazadeh, M., Davodi, P., Arabmazar, A. & Samsami, H., (2025). "The Role of the Unproductive Sector of the Economy and Currency Crisis in Causing Inflation". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(52): 73-101. doi: 10.22084/aes.2024.29432.3696
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5776.html?lang=en

1. Introduction

Inflation, as the most well-known variable and problem of Iran's economy, is in the focus of attention of economists, economic agents and policy makers. Inflation is the increase in the price level and it is a situation where more money has to be paid for the same goods and services over time. Therefore, the main problem of Iran's economy today is the irreversible and constant increase in the general level of prices, a process in which the value of the national currency decreases continuously.

A high inflation rate is a sign of economic instability, inefficiency of monetary policies, and uncertainty in the net current value of projects, deviation of economic choices. Reduction of incentives for productive investment, increase in crime, and change in saving behavior of economic factors are among other results of inflation. Therefore, inflation with the importance it has, especially the situation it has suffered in Iran's economy; it has been in the focus of attention of analysts and economic managers of the country. Therefore, applying correct economic policies to reduce inflation requires a more accurate identification of the factors that cause it in the country's economic system. On the other hand, in order to identify factors affecting inflation, economic analyzes have focused more on the structural factors of inflation, cost pressure, and demand pressure. This research proposed a different view of inflation and according to Iran's economic system, along with the important factors already identified; It has examined the role of the informal sector, including speculation and the underground economy, as well as the currency crisis in causing inflation. In the following, with a brief statement of the theoretical foundations of inflation and the description of econometric models, the results are discussed and analyzed.

2. Methodology

In this research, from several econometric methods; Principal Component Analysis (PCA), Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) and Hodrick-Prescott Filter are used. Since the number of variables in creating some of the required indices is large and a composite index is required in each section, it is necessary to use the PCA method. On the other hand, in order to investigate the factors affecting asset prices and estimate the factors affecting inflation, since all the variables are not at a stable level, the Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) has been chosen to estimate them. On the other hand, Hodrick-Prescott Filter has been used to create an index related to the currency crisis in Iran's economy. It is worth mentioning that the appropriate index for the

underground economy is obtained by following the multiple index-multiple cause's model. In the following, a brief description of the mentioned methods will be given.

3. Discussion

As a result of the estimation of the inflation function, it was observed that all the variables, except liquidity growth and the logarithm of total demand, which are significant at a lower confidence level, are significant at a confidence level above 90% and all of them show a positive effect on inflation. The variable related to the share of the underground economy in the GDP with a coefficient of 0.25 shows that with a one percent increase, inflation increases by 0.25 units. On the other hand, the coefficient related to the speculation variable is estimated to be relatively large and more than 14. This means that a one-unit increase in the logarithm of speculation increases inflation by more than 14 units. Regarding the effect of exchange rate on inflation, the model shows that the variable related to the currency crisis has the greatest effect compared to other variables, and its coefficient of 17.63 proves that the currency crisis in the country has become one of the most effective factors of inflation. It can be said that creating a crisis in one's own country increases the country's inflation by more than 17%. The effect of liquidity growth on inflation is also positive and has become significant with a coefficient of about 40% in the long term. In other words, an increase of one unit in liquidity growth increases inflation by 0.40 units.

5. Conclusion

In Iran, especially in recent decades, inflation has been one of the most important economic issues, and its high level has created many challenges for analysts and economic policy makers. This question was raised that what factor was effective in the formation of inflation in Iran and caused the continuation of high prices? In this regard, the issue was investigated by using econometric models. First, in order to obtain the speculation index from the combination of assets and create a single price index for them, and then the factors affecting their prices, the residual changes of the estimation of asset prices have entered the inflation function as a speculation index. In the next steps, using the Hodrick Prescott technique, the currency crisis in the country was discussed, as a result of the Hodrick Prescott filter for the exchange rate of the free market of the Iranian economy in the period 1991 to 2022; 1992, 1993, 1996, 1997, 1999, 2012, 2015 to 2017 and 2022; They were identified as the years with currency crisis in the country.

According to the research estimation results, all the selected variables showed a positive effect on inflation. The coefficient related to the speculation variable is relatively large and shows that speculation in the country's economy is one of the key and effective factors in causing inflation. The low effect of the exchange rate gap on inflation is a sign of the weak effect of this gap on inflation. But regarding the effect of exchange rate changes on inflation, the model showed that the variable related to the currency crisis has the greatest effect compared to other variables, and this also indicates that the currency crisis in the country is one of the most effective factors of inflation in the country.

Since according to the results of the research, it was observed that the agents of the unproductive sector and the currency crisis in Iran have the biggest role in creating inflation, it is suggested that the managers of the country should provide policy packages to limit speculation and informal activities in order to reduce inflation. Weaken the informal and unproductive sector of the economy and strengthen economic activities in the formal sector. On the other hand, by providing appropriate policies, the creation of a currency crisis, in other words, a sudden and relatively high growth in the exchange rate, can be prevented.

Acknowledgments

I need to express my gratitude and appreciation for the efforts and valuable efforts of the guide of this research, Dr. Davodi, and the research advisors, Dr. Samsami and Dr. Arab Mazar.

Observation Contribution

According to the authors, this paper is an extract from a PhD thesis. As a result, the first author wrote the article with the guidance and supervision of the second author and the consultation of the third and fourth author.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۲، زمستان ۱۴۰۳

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 نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

نقش بخش نامولد اقتصاد و بحران ارزی در ایجاد تورم*

محمد مصطفی‌زاده[۱]، پرویز داودی[۲]، علی‌اکبر عرب‌مازار[۳]، حسین صمصامی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29432.3696
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۱۵، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۷/۲۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۳۰
صص: ۱۰۱-۷۳

چکیده

تورم در چند دههٔ اخیر به یکی از موضوعات مهم در اقتصاد ایران تبدیل شده و این پرسش مطرح می‌شود که چه عاملی موجب تداوم در بالا بودن قیمت‌ها شده است. پژوهش حاضر با نگاهی متفاوت به عوامل تشکیل‌دهندهٔ تورم، موضوع بخش نامولد اقتصاد و بحران ارزی و اثرگذاری آن‌ها بر تورم در دورهٔ ۱۴۰۱-۱۳۷۰ را مورد بررسی قرار داده است. در این‌راستا، از روش اقتصادسنجی PCA برای ترکیب متغیرها، فیلتر هودریک پرسکات برای شناسایی بحران ارزی و روش ARDL برای برآورد مدل‌های پژوهش استفاده شده است. با توجه به نتایج، سهم اقتصاد زیرزمینی از تولید ناخالص داخلی دارای اثر مثبت بر تورم بوده و با افزایش ۱٪ آن، تورم ۰/۲۵ واحد افزایش پیدا می‌کند؛ هم‌چنین افزایش یک واحدی سفته‌بازی منجر به رشد ۱۴٪ تورم می‌گردد. متغیر مربوط به بحران ارزی دارای بیشترین اثر نسبت به دیگر متغیرها بوده و ضریب ۱۷/۶۳ آن اثبات می‌کند وجود بحران ارزی در یک سال، موجب رشد بیش از ۱۷ واحد تورم در ایران می‌گردد. نقدینگی نیز ازطرفی موجب افزایش قیمت دارایی شده و از طرفی دیگر، رشد آن رشد تورم را درپی دارد؛ لذا این نتیجه مطابق با نظر کسانی است که ادعا می‌کنند تورم یک پدیدهٔ پولی است. از آنجا که عاملین بخش نامولد و بحران ارزی در ایران، بیشترین نقش در ایجاد تورم دارند، پیشنهاد می‌شود، مدیران کشور جهت کاهش تورم با ارائه بسته‌های سیاستی فعالیت‌های غیررسمی را محدود کرده و از ایجاد بحران ارزی جلوگیری کنند.

کلیدواژگان: اقتصاد نامولد، بحران ارزی، تورم.
طبقه‌بندی JEL: E26, E31, F31.

*. این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکترای نویسندهٔ اول در دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی تهران است.

۱. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
Email: m_mostafazadeh@sbu.ac.ir
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
Email: P_Davoodi@sbu.ac.ir
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: A-Arabmazar@sbu.ac.ir
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
Email: H-Samsami@sbu.ac.ir

ارجاع به مقاله: مصطفی‌زاده، محمد؛ داودی، پرویز؛ عرب‌مازار، علی‌اکبر؛ و صمصامی، حسین، (۱۴۰۳). «نقش بخش نامولد اقتصاد و بحران ارزی در ایجاد تورم». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۲): ۷۳-۱۰۱. doi: 10.22084/aes.2024.29432.3696
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5776.html

۱. مقدمه

«تورم» به‌عنوان شناخته‌شده‌ترین متغیر و معضل اقتصاد ایران، در کانون توجه اقتصاددانان، عاملین اقتصادی و سیاست‌گذاران قرار دارد. تورم، به رشد سطح قیمت‌ها گفته می‌شود که وضعیتی است که باید پول بیشتر برای کالاها و خدمات یکسان در طول زمان پرداخت شود (طاهری‌بازخانه، ۱۴۰۲). اگرچه دانش بشری درخصوص اندازه‌گیری، آثار و رصد آن نسبتاً به اجماع رسیده است (تورسوی و محمد[1]، ۲۰۲۰)، اما علل خلق این مشکل گسترده و در طول زمان و جوامع مختلف متغیر بوده است. آن‌چه به‌عنوان مشکل اصلی امروزهٔ اقتصاد ایران مطرح است، افزایش غیرقابل برگشت و مدام سطح عمومی قیمت‌هاست، فرآیندی که در آن ارزش پول ملی به‌صورت مداوم کاهش پیدا می‌کند. باوجود پیروی از علم اقتصاد و به‌کارگیری سیاست‌های اقتصادی به هدف کاهش آن، مدیران اقتصادی نتوانسته‌اند تورم در اقتصاد ایران را مهار کنند و طی چند دهه اقتصاد کشور شاهد تورم دو رقمی و حتی در سال‌های اخیر تورم بالای ۴۰٪ بوده است.

پرسش‌های پژوهش: براساس توضیحات پیشین این پرسش‌ها مطرح می‌شوند که، علاوه‌بر عوامل بدیهی در اثرگذاری بر تورم، چه عوامل دیگری نقش برجسته‌تری در ایجاد آن دارند؟ آیا بخش نامولد و غیررسمی اقتصاد می‌تواند جزء عوامل مؤثر و غیرقابل انکار در ایجاد تورم ایران باشد؟ بخش نامولد با چه ضریبی در ایجاد تورم نقش داشته است؟

نرخ بالای تورم نشانه‌ای از بی‌ثباتی اقتصادی، ناکارایی سیاست‌های پولی، نااطمینانی در ارزش خالص فعلی پروژه‌ها (تریوینو و میکسون[2]، ۲۰۰۴: ۲۳۶)، انحراف انتخاب‌های اقتصادی (گومه[3]، ۲۰۱۵: ۱۳۲) می‌شود. کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مولد (عرب‌مازار و نظری گوار، ۱۳۹۱؛ سرون[4]، ۱۹۹۸؛ بایرن و دیویس[5]، ۲۰۰۴)، افزایش جرم (عیسی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۱؛ تامایو و همکاران[6]، ۲۰۱۳؛ تانگ و لین[7]، ۲۰۰۹)، تغییر رفتار پس‌انداز عوامل اقتصادی (اوزجان و همکاران[8]، ۲۰۰۳؛ احمد[9]، ۲۰۱۵؛ انگ[10]، ۲۰۰۹) ازجمله دیگر نتایج تورم است؛ بنابراین، تورم با اهمیتی که دارد، علی‌الخصوص وضعیتی که در اقتصاد ایران بدان دچار شده است؛ در کانون توجه محققان و مدیران اقتصادی کشور قرار گرفته است؛ لذا اعمال سیاست‌های درست اقتصادی به هدف کاهش تورم نیازمند شناسایی دقیق‌تر عوامل ایجاد آن در سیستم اقتصادی کشور است؛ از طرف دیگر، تحلیل‌های اقتصادی در راستای شناسایی عوامل مؤثر بر تورم تاکنون بیشتر بر عوامل ساختاری تورم، فشار هزینه، فشار تقاضا بوده است. این پژوهش نگاه متفاوت به تورم را مطرح کرده و با توجه به سیستم اقتصادی ایران، درکنار عوامل مهم از قبل شناسایی شده؛ نقش بخش غیررسمی ازجمله سفته‌بازی و اقتصاد زیرزمینی و هم‌چنین بحران ارزی در ایجاد تورم را بررسی کرده است؛ لذا با پیروی از یک مدل علمی، به‌دنبال جواب

---

[1] Tursoy & Muhammad
[2] Treviño & Mixon
[3] Gomme
[4] Serven
[5] Byrne & Davis
[6] Tamayo et al.
[7] Tang and Lean
[8] Ozcan et al.
[9] Ahmad
[10] Ang

پرسش‌های مطرح شده در این‌زمینه است؛ در ادامه با بیان مختصری از مبانی نظری تورم در بخش دوم و مرور برخی از مطالعات انجام شده در بخش سوم مطالعه، شرح مدل‌های اقتصادسنجی و نتایج مربوط به پژوهش حاضر در بخش‌های چهارم و پنجم ارائه می‌گردد و مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد.

۲. ادبیات نظری

در دهۀ ۶۰ م. «فریدمن»[1] (۱۹۹۵) اظهار داشت تورم همیشه و همه‌جا یک پدیدۀ پولی است و افراد زیادی این نتیجه‌گیری فریدمن را در جوامع مختلف تأیید کرده‌اند (توگای و کوسی[2]، ۲۰۱۳؛ تورسوی و ماری[3]، ۲۰۲۰؛ ولادا و یانچیف[4]، ۲۰۱۵). در ادامه الگوهای نیوکینزی در تبیین تورم کنار گذاشتن کل‌های پولی را توصیه می‌کردند (نلسون[5]، ۲۰۰۳). در عمل سیاست‌گذاران از دهۀ ۱۹۹۰م. به‌بعد توجه کمتری به کل‌های پولی داشته‌اند؛ در این‌راستا، «تورنتن»[6] (۲۰۱۴) کنار گذاشتن کل‌های پولی را اغراق‌آمیز می‌داند و بر اهمیت پول در دست‌یابی به ثبات قیمت‌ها تأکید می‌کند (بکیروس و همکاران[7]، ۲۰۱۷).

براساس نظریه‌های اقتصادی عوامل اثرگذار بر تورم را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد؛ تورم ناشی از فشار تقاضا[8]، که ناشی از به‌کارگیری سیاست‌های پولی و مالی انبساطی است. تورم ناشی از فشار هزینه[9]، که درنتیجۀ شوک‌های طرف عرضه، افزایش هزینۀ دستمزد و سایر نهاده‌های تولید، افزایش قیمت حامل‌های انرژی و کاهش بهره‌وری و سیاست‌های مالیاتی ناکارآمد در بخش تولید، افزایش نرخ ارز و تورم وارداتی است. تورم ساختاری[10]، که ناشی از رشد نامتوازن بخش‌های مختلف اقتصادی، بازارهای غیررقابتی، وابستگی درآمدهای دولت به درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکنندۀ نفت، محدودیت‌های موجود در عرضۀ نهاده‌های تولیدی و محدودیت‌های در تجارت خارجی است (ایزدخواستی و همکاران، ۱۴۰۱). براساس ادبیات نظری «نفرین منابع طبیعی»، رانت منابع طبیعی و منابع حاصل از صادرات نفت می‌تواند از کانال افزایش حجم نقدینگی باعث افزایش تورم شود (البناساوی و الیس[11]، ۲۰۲۲). با توجه به تقسیم‌بندی مذکور، مباحث مربوط به بخش نامولد اقتصاد (سفته‌بازی و اقتصاد زیرزمینی) در رابطه با تورم، می‌توان چنین نتیجه گرفت که، در ابتدا سیاست‌های ایجاد کنندۀ فشار تقاضا و فشار هزینه ازجمله سیاست‌های مالی و مالیاتی و سیاست‌های محدود کننده در بخش تورم ساختاری، هم‌زمان با ایجاد تورم میل اقتصاد به‌سمت نامولد را افزایش داده و سپس قدرت بخش نامولد خود به‌صورت مستقیم ایجاد کننده تورم خواهد بود؛ بنابراین اثرگذاری بخش نامولد بر تورم می‌تواند در هر سه بخش تقسیم‌بندی بالا خود را نشان دهد.

---

[1] Friedman
[2] Togay & Kose
[3] Tursoy & Mar'i
[4] Vladova & Yanchev
[5] Nelson
[6] Thornton
[7] Bekiros et al.
[8] demand-pull inflation
[9] cost-push inflation
[10] structural inflation
[11] Elbahnasawy & Ellis

از آنجا که سیاست‌های ارزی به‌همراه نرخ ارز بر تورم مؤثر هستند و مطابق با پژوهش‌های انجام شده؛ آن‌چه درخصوص تورم اهمیت پیدا می‌کند نرخ ارز اعمالی در اقتصاد است. تغییرات نرخ ارز به‌طور مستقیم و غیرمستقیم تأثیر زیادی بر اقتصاد کل خواهد داشت؛ نوسانات نرخ ارز می‌تواند از طریق تقاضای کل و عرضهٔ کل بر سطح قیمت‌ها تأثیر زیادی بگذارد. از نظر عرضهٔ کل، کاهش ارزش پول داخلی می‌تواند به‌طور مستقیم از طریق کالاهای وارداتی که مصرف‌کنندگان داخلی پرداخت می‌کنند بر سطح قیمت تأثیر بگذارد (شاکری و باقرپور، ۱۴۰۲). تأثیر غیرمستقیم کاهش ارزش پول در برابر سطح قیمت کشورها را نیز می‌توان از قیمت کالاهای سرمایه‌ای وارد شده توسط تولید کننده به‌عنوان ورودی مشاهده کرد (همان). تضعیف نرخ ارز باعث گران شدن قیمت نهاده‌ها و درنتیجه افزایش هزینهٔ تولید می‌شود؛ درنتیجه تولیدکنندگان قیمت کالاها را افزایش می‌دهند که درنهایت هزینهٔ افزایش داده شده توسط مصرف‌کنندگان پرداخت می‌شود و این به‌معنی افزایش سطح کل قیمت‌ها در کشور بوده و درنهایت منجر به تورم می‌گردد (مادشا و همکاران[1]، ۲۰۱۳). اثرگذاری نرخ ارز بر تورم و رشد قیمت‌ها در مطالعات زیادی بررسی شده است و عمدتاً بر تأیید این اثر تأکید می‌کنند (هبیمانا[2]، ۲۰۱۶؛ لادو[3]، ۲۰۱۵)؛ از طرفی دیگر، نوسانات نرخ ارز و در اقتصادهای بی‌ثبات‌تر و دارای رشد ناگهانی نرخ ارز، با ایجاد نااطمینانی در اقتصاد یک کشور، خود موجب رشد قیمت‌ها در آن جامعه می‌شود (یولیها و وینکز[4]، ۲۰۱۸؛ اینیاما و ایکوی[5]، ۲۰۱۴). برای کشور ایران نیز در چارچوب اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تورم، «عزیزنژاد» و «کمیجانی» (۱۳۹۶) در پژوهش خود اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم تحصیلی (۱۴۰۱) و اثر تکانهٔ نرخ ارز بر تورم را به نتیجه رساندند.

جهت تبیین اثرگذاری بخش نامولد بر تورم می‌توان از موضوع سرعت گردش پول شروع کرد. سرعت معاملاتی گردش پول به متوسط چرخش پول جهت معاملات گفته می‌شود؛ بنابراین معاملات می‌توانند در دو بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد صورت بگیرند؛ به‌عبارتی دیگر، معاملات یا مربوط به تولید ناخالص ملی بوده و یا خارج از اقتصاد رسمی و در اقتصاد زیرزمینی و دیگر بخش‌های سفته‌بازی انجام می‌شوند. اما آن‌چه در مطالعات به‌عنوان سرعت گردش پول درنظر گرفته می‌شود، سرعت درآمدی گردش پول یا به‌عبارتی دیگر، تعداد متوسط معاملات مربوط به تولید ناخالص ملی است و با تقسیم تولید ناخالص ملی اسمی بر انبارهٔ نقدینگی به‌دست می‌آید. تغییر ترکیب معاملات نامربوط به تولید ناخالص داخلی و معاملات مربوط به سرعت معاملاتی گردش پول، می‌تواند سرعت درآمدی گردش پول را تحت‌تأثیر قرار داده و تغییر دهد، طوری‌که باوجود ثابت بودن سرعت معاملاتی گردش پول در صورت تغییر ترکیب از معاملات مرتبط با تولید ناخالص داخلی به‌سمت معاملات سوداگری و بخش غیررسمی اقتصاد –اقتصاد زیرزمینی–، سرعت درآمدی گردش پول کاهش پیدا می‌کند و برعکس (خضری و همکاران، ۱۳۹۴)؛ بنابراین افزایش بازده بخش سفته‌بازی و غیررسمی می‌تواند ازطریق تغییر ترکیب معاملات روی اثرات نقدینگی بر تورم اثرگذار باشد.

---

[1] Madsha et al
[2] Habimana
[3] Lado
[4] Uliha & Vincze
[5] Inyiam & Ekwe

درمجموع، گروهی از متغیرها در ایجاد تورم نقش ایفا می‌کنند که با توجه به مباحث مطرح شده؛ پیش‌بینی می‌شود تحولات بخش نامولد اقتصاد، ازجمله سفته‌بازی و اقتصاد زیرزمینی، تغییرات نرخ ارز و بحران‌های ایجاد شده و نقدینگی از مهم‌ترین آن‌ها برای اقتصاد ایران باشند که این پژوهش به‌دنبال بررسی این ادعا خواهد بود.

۳. پیشینهٔ پژوهش

از آنجا که با توجه به مبانی نظری، بخش نامولد می‌تواند از کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم (ازجمله نقدینگی) به‌همراه دیگر متغیرهای مهم (ازجمله نرخ ارز و بحران‌های ارزی) بر تورم اثر بگذارد، در ادامه به برخی از مطالعات انجام شده در چارچوب مذکور اشاره می‌شود.

۳-۱. مطالعات داخلی

«دانش» و همکاران (۱۴۰۳) در پژوهش خود، به این نتیجه رسیدند که درآمدهای نفتی یکی از عاملین تورم در کوتاه‌مدت تلقی می‌شود. نتایج تحقیق در بلندمدت نشان‌داده نرخ تورم باعث افزایش رشد نقدینگی می‌شود؛ هم‌چنین در بلندمدت درآمدهای نفتی عامل تورم است. «طاهری‌بازخانه» (۱۴۰۲) از جدیدترین مطالعات روی تورم ایران است که بر اثرگذاری نقدینگی و نرخ ارز بر تورم متمرکز شده است؛ نتایج حاکی از آن است که رشد نرخ ارز اثرگذاری باثباتی بر تورم دارد. رابطهٔ میان رشد نقدینگی و تورم از نظر جریان، جهت و شدت علّیت ناپایدار است. «شاکری» و «باقرپوراسکویی» (۱۴۰۲) با استفاده از رویکرد تبدیل موجک پیوسته پویایی‌های رابطهٔ علّی میان تورم و نقدینگی و رابطهٔ میان تورم و نرخ ارز در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار دادند. طبق نتایج تحقیق آن‌ها، نقدینگی در بلندمدت بر نرخ تورم تأثیرگذار نیست و علّیت معکوس (علّیت از سمت تورم به نقدینگی) وجود هم‌چنین تکانه‌های رشد نرخ ارز (طرف عرضه اقتصاد) بر تورم مؤثر است. «تحصیلی» (۱۴۰۱) در یک پژوهش نشان‌داد اثرگذاری نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها به مقادیر تورم (محیط تورمی و آستانهٔ آن) وابسته است که به‌دلیل نبود سیاست هدف‌گذاری تورم در اقتصاد ایران، اثرگذاری شوک نرخ ارز بر تورم در مقادیر کمتر از سطح ۵/۴۸٪ کمتر است. «فرخی بالاجاده» و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی نشان‌دادند برمبنای نظریهٔ مقداری پول، عرضهٔ پول (به‌ویژه پایهٔ پولی) هم‌چنان یک ابزار سیاستی قدرتمند در اختیار بانک مرکزی ایران است. نتایج مطالعهٔ «بابائی» و همکاران (۱۳۹۷) نشان‌داد که نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری، نرخ ارز، تغییرات نرخ سود تسهیلات بانکی، نرخ رشد درآمدهای نفتی، نااطمینانی تورم، نرخ رشد کسری بودجهٔ ۴ دوره از ۱۰۰ دورهٔ زمانی مورد بررسی، همگی تأثیر معناداری بر تورم داشتند. «یزدانی» و «قشلاقی» (۱۳۹۵) در پژوهش خود به ارزیابی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از آمار فصلی سری زمانی دورهٔ ۱۳۹۱-۱۳۷۹ و هم‌چنین الگوی خودرگرسیونی برداری ساختاری (SVAR) پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از آن است که در دورهٔ مورد بررسی، یکی از عوامل مهم و ریشه‌ای تأثیرگذار بر تورم، تغییرات نرخ ارز و به‌طورکلی سیاست‌های ارزی بوده است که سبب ایجاد یک تورم ساختاری در اقتصاد کشور گردیده است. خضری و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی تحت عنوان اثر بازده بخش سوداگری بر تورم در اقتصاد ایران، عوامل مؤثر بر تورم را با تأکید بر نقش نقدینگی مورد بررسی قرار دادند. براساس نتایج، رشد نقدینگی شدید در اقتصاد

ایران و ضعف‌های ساختاری و نهادی در جذب منابع حاصل از افزایش نقدینگی توسط بخش تولیدی کشور، علاوه‌بر حرکت نقدینگی به‌سمت بخش نامولد و سوداگری کشور، زمینه‌ساز تورم‌های شدیدی در اقتصاد کشور شده است.

«کاکویی» و «نقدی»[1] (۱۳۹۳) در مطالعهٔ خود با دیدگاه پولی در قالب مدل P* به آزمون پولی بودن تورم در اقتصاد ایران با استفاده از تکنیک‌های OLS و ARDL، طی دورهٔ زمانی ۸۷-۱۳۵۸هش. پرداخته است. این مطالعه نشان‌داده که نظریهٔ مقداری پول برای اقتصاد ایران صدق نمی‌کند. مطابق یافته‌های تحقیق «سحابی» و همکاران[2] (۱۳۹۲)، اثرات نقدینگی بر تورم در طی زمان یکسان نبوده است، به این‌صورت که در رژیم تورم متوسط، رشد نقدینگی با یک وقفه منجر به ۰/۵۷ تورم در ایران می‌شود، اما در رژیم تورم بالا اثر معناداری از رشد نقدینگی بر تورم تشخیص داده نشده است. «غفاری» و «نعیم‌پژوه» (۱۳۹۱)، نشان‌دادند که رابطهٔ بین رشد تولید و تورم منفی و رابطهٔ بین رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز و رشد شاخص بهای کالاها و خدمات وارداتی با تورم مثبت است. «حسینی» و «محتشمی»[3] (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای وجود رابطهٔ پایدار میان تورم و رشد نقدینگی را تأیید می‌کند و بیانگر این است که در بلندمدت ۱٪ افزایش در رشد نقدینگی به افزایش ۰.۸۹٪ تورم منجر می‌شود. «عمادزاده» و همکاران (۱۳۸۴) به بررسی عوامل (پولی و غیرپولی) مؤثر بر تورم در ایران طی دورهٔ ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲ پرداختند. با توجه به نتایج پژوهش آن‌ها باوجود این‌که تورم در ایران صرفاً یک پدیدهٔ پولی نیست، رشد نقدینگی تأثیر زیادی در شکل‌گیری تورم داشته است و بعد از آن متغیرهایی هم‌چون تورم وارداتی، تورم انتظاری، رشد نرخ ارز و شکاف تورم عوامل مثبت و تأثیر گذار بر تورم می‌باشند.

۲-۳. مطالعات خارجی

«آلوز» و «فریرا»[4] (۲۰۲۳) با تخمین منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید برای برزیل با استفاده از تبدیل موجک پیوسته، رابطهٔ میان نرخ ارز و تورم را بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان‌داده است در بازهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطهٔ علّی دوسویه میان تورم و نرخ ارز ضعیف است؛ در بلندمدت، این ارتباط شدت یافته است. درخصوص اثرپذیری تورم از اقتصاد زیرزمینی، «البناساوی» و «الیس»[5] (۲۰۲۲)، در مقاله‌ای اثرات ساختار اقتصادی و سیاسی را بر تورم در کشورهای منتخب با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته بررسی کرده‌اند؛ نتایج حاصل‌شده بیانگر این است که تورم بالاتر با افزایش اقتصاد زیرزمینی، اندازهٔ بخش منابع طبیعی، بی‌ثباتی سیاسی بیشتر و سیستم‌های سیاسی کمتر دموکراتیک همراه بوده است. این نتایج برای نمونه‌های فرعی کشورهای درحال‌توسعه نیز صادق بوده است. «ریچکوفیسکی»[6] (۲۰۲۱) به ارزیابی ارتباط میان رشد پول و تورم در ۱۶ کشور پرداخته است؛ نتایج پژوهش آن مبتنی‌بر تبدیل موجک نشان‌داده است که رشد پول در افق ادوار تجاری اثر علّی بر تورم دارد؛ بر این‌اساس، بازگشت به چارچوب پولی برای کنترل عرضهٔ پول را پیشنهاد داده

[1] Kakuei & Naghdi (2017)
[2] Sahabi. Soleymani, Khezri & Khezri (2012)
[3] Hoseini & Mohtashemi (2011)
[4] Alves & Ferreira
[5] Elbahnasawy & Ellis
[6] Ryczkowski

است. «بکیروس» و همکاران[1] (۲۰۱۷) از ابزار موجک پیوسته برای تحلیل پویایی‌های رابطهٔ بین رشد پول و تورم در سه کشور هند، ژاپن و مالزی استفاده کرده‌اند؛ طبق نتایج تحقیق، در هند در کوتاه‌مدت و میان‌مدت رابطهٔ علّی از تورم به رشد پول است. در مالزی علیت‌دو طرفه در بازهٔ بسیار کوتاه‌مدت و بسیار بلندمدت برقرار است. در ژاپن، ربطهٔ علّی از تورم به رشد پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت برقرار است. نتایج مطالعات جیانگ و همکاران[2] (۲۰۱۵) در ارتباط بین رشد پول و تورم نشان می‌دهد در میان‌مدت و بلندمدت رابطهٔ بین دو متغییر رشد پول و تورم یک‌به‌یک و باثبات است و سیاست پولی عملکرد خوبی دارد. «وولان» و «نورفایزا»[3] (۲۰۱۴) به بررسی تحلیل عوامل مؤثر بر تورم در اندونزی پرداختند. نتایج نشان‌داده که عرضهٔ پول و نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم داشته باشد. «روا»[4] (۲۰۱۲) به بررسی ارتباط پویا میان رشد پول و تورم در اروپا و در یک بازهٔ زمانی ۴۰ ساله پرداخته است، که مشخص‌گردید در سال‌های اخیر نمی‌توان با قطعیت رشد پول را به‌عنوان متغیر عامل تورم دانست.

همان‌طورکه از مطالعات انجام‌شده می‌توان دریافت، اکثر مطالعات بیشتر به رابطهٔ رشد پول و تورم و هم‌چنین بررسی اثرگذاری عواملی ازجمله: نرخ ارز، درآمدهای نفتی، نقدینگی، نرخ سود تسهیلات بانکی، رشد اقتصادی بر تورم پرداخته‌اند و بر اهمیت بخش نامولد اقتصاد و بحران ارزی در شکل‌گیری تورم توجه چندان نشده و مطالعه‌ای در این‌زمینه یافت نشده است؛ لذا این پژوهش با بررسی نقش بخش نامولد در شکل‌گیری تورم در اقتصاد ایران، سعی داشته است نگاهی متفاوت به تورم در ایران داشته باشد.

٤. شرح مدل و نتایج

٤-١. روش‌شناسی

در این پژوهش از چند روش اقتصادسنجی ازجمله: تحلیل مؤلفه‌های اصلی[5] (PCA)، الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[6] و فیلتر هودریک-پرسکات[7] استفاده می‌شود. از آنجا که تعداد متغیرها در ایجاد برخی از شاخص‌های موردنیاز زیاد بوده و ایجاد یک شاخص ترکیبی در هر بخش موردنیاز است، استفاده از روش PCA ضرورت پیدا می‌کند (برومند، ۱۳۸۷)؛ از طرفی دیگر، جهت بررسی عوامل مؤثر بر قیمت دارایی‌ها و برآورد عوامل مؤثر بر تورم، از آنجا که فرض می‌شود جهت اثرگذاری از متغیرهای مستقل به وابسته است و متغیرهای دارای انباشتگی از مرتبهٔ اول و دوم هستند، الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای برآورد آن‌ها انتخاب شده است. هم‌چنین برای ایجاد شاخص مربوط به بحران ارزی در اقتصاد ایران از فیلتر هودریک پرسکات استفاده شده است. شایان ذکر است، شاخص مناسب برای اقتصاد زیرزمینی با پیروی از الگوی شاخص چندگانه – علل چندگانه به‌دست آمده است. از آنجا از این روش استفاده شده است که اقتصاد زیرزمینی یک

[1] Bekiros et al.
[2] Chun Jiang, Tsangyao Chang, Xiao-Lin Li
[3] Wulan & Nurfaiza
[4] Rua
[5] Principal Component Analysis
[6] AutoRegressive Distributed Lag
[7] Hodrick-Prescott Filter

متغیر پنهان بوده و با توجه به عوامل مؤثر بر آن و اثرگذاری آن در اقتصاد متغیر پنهان برآورد می‌شود؛ لذا روش میمیک برای این هدف انتخاب شده است. در ادامه به تشریح مختصری از روش‌های مذکور پرداخته می‌شود.

۱-۱-٤. روش مؤلفه‌های اصلی[1]

تحلیل داده‌های چندگانه، در تحلیل اطلاعات اهمیت اساسی دارد. مجموعه داده‌های چندگانه، متغیرهای زیادی را برای هر مشاهده دربر دارند. این روش تجزیهٔ داده‌ها اولین‌بار توسط کارل پیرسون در سال ۱۹۰۱م. به‌کار گرفته شد. اما روش وی تنها برای محاسبهٔ دو یا سه متغیر قابل استفاده بود و روش عملی در سال ۱۹۹۳م. توسط هتلینگ شرح داده شد (برومند، ۱۳۸۷).

متدولوژی PCA برمبنای کاربرد یک تکنیک آماری استوار است که با تبدیل خطی مجموعه‌ای از متغیرها به مجموعه‌ای کوچک‌تر از متغیرهای ناهم‌بسته که اکثر اطلاعات و ویژگی‌های متغیرهای اصلی و اولیه را نشان می‌دهند، متغیرهای جدیدی را ایجاد می‌کند. حفظ اطلاعات و ویژگی‌های متغیرها، این روش را به یکی از متداول‌ترین روش‌های مورداستفاده در تجمیع عناصر تبدیل کرده است؛ بنابراین، اگر P متغیر در مجموعهٔ اولیه هم‌بستگی داشته باشند، به‌ویژه از هم‌بستگی بالایی برخوردار باشند، می‌توان ترکیب خطی از این P متغیر هم‌بسته را به مجموعه‌ای کوچک‌تر، متشکل از K متغیر ناهم‌بسته تبدیل کرد. فرض کنید مجموعه‌ای از n متغیر وجود داشته باشد، آنگاه، دو جزء اول اصلی به‌ترتیب زیر به‌دست می‌آیند:

$$Y_1 = a_1 x_1 + a_2 x_2 + \ldots + a_n x_n$$
$$Y_2 = b_1 x_1 + b_2 x_2 + \ldots + b_n x_n \qquad (۱)$$

توجه کنید که aها (bها) به‌گونه‌ای برآورد و انتخاب می‌شوند که Y_1 (Y_2) نسبت به قید $a_1 + a_2 + \ldots + a_n = 1$ ($b_1 + b_2 + \ldots + b_n = 1$) که شرط نرمالایزسازی است، ماکزیمم شود. این ضرایب به‌عنوان ضرایب وزنی برای محاسبهٔ وزن هر یک از متغیرها در شاخص ترکیبی به‌کار می‌رود. Y_1 اولین جزء اصلی است. Y_1 تابعی خطی از x هاست که بالاترین واریانس را دارند. Y_2 که با Y_1 ناهم‌بسته است، دومین جزء اصلی است. ترکیبات خطی دیگر را نیز می‌توان به‌دست آورد، اما دو جزء اول اجزاء اصلی، کافی است؛ به‌عبارتی شاخص را می‌توان با بهترین ترکیب خطی از متغیرها به‌دست آورد، یعنی ترکیبی که دارای بالاترین واریانس باشد (برومند، ۱۳۸۷). نرم‌افزارهای متفاوتی هم‌چون *SAS*[2] برای محاسبهٔ ضرایب وجود دارد که این تحقیق با استفاده از نرم‌افزار *E-views 12* ضرایب را برآورد کرده است.

۲-۱-٤. الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[3]

الگوی آماری و روش برآورد مدل‌های مطالعه، الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) است، که تعداد وقفه‌های موردنیاز متغیرها، با استفاده از شاخص‌ها به‌دست می‌آید. پیش‌شرط استفاده از روش OLS این است که تمام متغیرها در سطح پایا باشند؛ به‌عبارت دیگر، متغیرها جمعی از مرتبهٔ صفر باشند و این مطلب نیز به‌ندرت پیش می‌آید که یک متغیر در طول زمان در سطح پایا باشد؛ بلکه در اکثر موارد متغیرها جمعی از مرتبهٔ

[1] Principal Component Analysis
[2] Statistical Analysis System
[3] AutoRegressive Distributed Lag

یک یا ۲ می‌باشند. به‌همین خاطر از روش ARDL استفاده می شود. شکل کلی الگوی ARDL برای یک مدل پایه به‌صورت فرمول ۲، خواهد بود (Y متغیر وابسته و Xها متغیرهای توضیحی):

$$Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{p} a_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} X1_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} X2_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} X3_{t-j} + \cdots + v_t \quad (۲)$$

در این رابطه، فرض بر این است که جملات خطای آن نوفه سفید یا دارای فروض کلاسیک است؛ به‌عبارت دیگر جملات اخلال دارای واریانس هم‌سانی، هم‌بستگی صفر و توزیع نرمال هستند. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از وقفه‌های توضیح‌دهنده را می‌توان به کمک یکی از شاخص‌های آکائیک (AIC)، شوارتز–بیزین (SBC) و یا حنان–کوئین (HQC) مشخص کرد. شرط این‌که تابع یک رابطهٔ بلندمدت تعادلی داشته باشد باید مجموع ضرایب متغیرهای با وقفهٔ مربوط به متغیر وابسته، کوچک‌تر از یک باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸). برای این‌کار نیز باید آزمون بنرجی–دولادو–مستر را به‌صورت زیر انجام داد.

$$H_0 = \sum_{j=1}^{p} a_j - 1 \geq 0$$
$$H_1 = \sum_{j=1}^{p} a_j - 1 \leq 0 \quad (۳)$$
$$\frac{\sum_{j=1}^{p} \hat{a_j} - 1}{\sum_{j=1}^{p} \delta \hat{a_j}}$$

زمانی‌که در آزمون بالا H_0 رد شود، رابطهٔ تعادلی بلندمدت وجود دارد و می‌توان رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها به‌دست آورد. در ادامه به‌منظور بررسی رابطهٔ نوسانات کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیح‌دهنده از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌شود؛ بدین‌منظور، جملهٔ پسماند رابطهٔ تعادلی بلندمدت فوق را بایک وقفهٔ زمانی در کنار تفاضل مرتبهٔ اول سایر متغیرها آورده و الگو به روش OLS برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_t = \propto_0 + \propto_1 \Delta X1_t + \propto_2 \Delta X2_t + \propto_3 \Delta X3_t + \cdots + \propto_6 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

جای ذکر است که از ضرایب رابطهٔ بلندمدت برای تفسیر و سیاست‌گذاری‌ها استفاده می‌شود؛ به‌عبارتی دیگر، آن‌چه برای تحلیل و سیاست‌گذاری درخصوص درجهٔ تأثیرگذاری عوامل مؤثر اهمیت پیدا می‌کند، ضرایب بلندمدت برآورد هستند. اضافه کردن این نکته نیز خالی از اهمیت نیست که براساس شرایط هر اقتصاد و تابعی که برآورد می‌شود، می‌توان برای فرم توابع از رابطه‌های زیر استفاده کرد.

$$Y_t = A_t e^{T_t}$$
$$e^{Y_t} = A_t e^{T_t}$$
$$e^{Y_t} = A_t$$
$$Y_t = A_t$$

در مجموعهٔ رابطهٔ بالا Y متغیر وابسته، A و T مجموعهٔ متغیرهای مستقل می‌باشند؛ اگر از رابطه‌های ۴ لگاریتم طبیعی گرفته شود، رابطهٔ اول متغیر وابسته لگاریتیم، مجموعهٔ متغیرهای A لگاریتمی و مجموعهٔ

متغیرهای T به‌صورت غیرلگاریتمی ظاهر می‌شوند. رابطهٔ دوم به‌همین شکل، فقط متغیر وابستهٔ غیرلگاریتمی خواهد شد. توضیح بقیه رابطه‌ها نیز به‌همین شکل خواهند بود؛ لذا با توجه به سیستم اقتصاد هر جامعه و با پیروی از مبانی نظری، هرکدام از رابطه‌های بالا می‌توانند مناسب باشند؛ به‌عبارتی دیگر، برخی از متغیرها با فرم لگاریتمی و برخی دیگر غیرلگاریتمی در تابع برآوردی ظاهر شوند.

۳-۱-٤. فیلتر هودریک-پرسکات[1]

بر بنیاد منطق فیلتر HP[2]، یک متغیر سری زمانی مانند نرخ ارز، ترکیبی از یک جزء روند و یک جزء سیکلی است. فیلتر هودریک-پرسکات روشی را برای جداسازی تواترهای مربوط به جزء سیکلی (نوسانات یا دوران) از جزء روند ارائه می‌دهد. جداسازی جزء روند و سیکلی، یکی از ویژگی‌های فیلتر هودریک-پرسکات است که این روش را بین اقتصاددانان محبوب کرده است (علوی، ۱۴۰۲). بنابر فرض فیلتر مذکور، یک متغیر سری ازقبیل دنبالهٔ y_1 تا y_t به یک جزء روند و یک جزء سیکلی (تصادفی) قابل تجزیه هست. عمل تجزیهٔ جزء روند بلندمدت و جزء سیکلی ازطریق حداقل کردن مجموع مجذورات انحراف متغیر سری زمانی y_t از روند τ به‌دست می‌آید؛ این امر مستلزم حل مسأله بهینه‌یابی ذیل است.

$$Min \sum_{t=1}^{T} (y_t - \tau_{y,t})^2 + \lambda \sum_{t-2}^{T-1} [(\tau_{y,t+1} - \tau_{y,t}) - (\tau_{y,t} - \tau_{y,t-1})]^2 \qquad (۵)$$

که در آن T تعداد مشاهدات، λ پارامتر عامل موزون است که میزان هموار بودن و یکنواختی روند را اندازه می‌گیرد. هرچه‌قدر این پارامتر بزرگ‌تر باشد، جزء روند یکنواخت می‌گردد؛ از این‌رو، شناسایی λ عنصر مهم در فیلتر مذکور است و انتخاب آن به اندازهٔ دوره و نیز میزان سیکل بستگی دارد (علوی، ۱۴۰۲). براساس پیشنهاد هودریک و پرسکات مقدار آن برای داده‌های سالانه برابر با ۱۰۰، برای داده‌های فصلی عدد ۱۶۰۰ و برای داده‌های ماهانه ۱۴۴۰۰ است (هودریک و پرسکات، ۱۹۹۷: ۳).

٤-۱-٤. الگوی شاخص چندگانه-علل چندگانه[3]

مدل معادلات ساختاری رابطهٔ بین متغیر پنهان غیرقابل مشاهده و شاخص‌ها و علل مشاهده شده (MIMIC)[4] را نشان می‌دهد. الگوی مذکور به‌صورت فراوان در علوم مختلف، ازجمله اقتصاد مورداستفاده قرار گرفته است. در اقتصاد درخصوص روش SEM[5]، «گلدبرگر»[6] در سال ۱۹۷۹م. از اولین کسانی بود که در تحقیقات خود کاربرد آن را به‌نمایش گذاشت (زروکی و همکاران، ۱۴۰۱). مدل میمیک، دو بخش اصلی دارد؛ جزء اول، یک معادلهٔ ساختاری و جزء دوم یک معادلهٔ اندازه‌گیری. معادلهٔ ساختاری با مجموعه‌ای از شاخص‌های قابل مشاهده به‌صورت رابطهٔ ۶ است:

$$Y_i = \lambda_i \mu + u_i \qquad (۶)$$

---

[1] Hodrick-Prescott Filter
[2] Hodrick-Prescott
[3] multiple indicators multiple causes
[4] Multiple Indicators & MultIple Causes
[5] Structural Equation Model
[6] Goldberger

که Y_i شاخص‌های قابل مشاهدهٔ اقتصاد زیرزمینی شامل نقدینگی و نرخ مشارکت نیروی کار در اقتصاد را نشان می‌دهد. μ متغیر پنهان اقتصاد زیرزمینی، u_i خطاهای تصادفی و λ_i مجموعهٔ پارامترهای ساختاری مدل اندازه‌گیری هستند. جزء دوم یا به‌عبارت دیگر، معادلهٔ اندازه‌گیری به‌صورت رابطهٔ ۷، بیان می‌شود:

$$\mu = r_1x_1 + r_2x_2 + \cdots + r_px_p + v \quad (۷)$$

در معادلهٔ ۷، x_pها نشانگر مجموعه‌ای از متغیرهای علّی قابل مشاهده از قبیل بار مالیات بر واردات، اندازهٔ دولت، نرخ رشد درآمد سرانه، سهم درآمدهای نفتی از تولید ناخالص داخلی است. r_p پارامترهای ساختاری الگو، v جزء اخلال و μ اقتصاد زیرزمینی یا به‌عبارت دیگر، اقتصاد زیرزمینی را نشان می‌دهد. دو معادله را می‌توان بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned} Y &= \lambda\mu + u \\ \mu &= rx + v \end{aligned} \quad (۸)$$

در این معادلات فرض می‌شود که بین جملات خطا هم‌بستگی وجود ندارد؛ به‌عبارت دیگر:

$$E(u'u) = \theta^2 \text{ و } E(v^2) = \sigma^2 \text{ و } E(v^2) = \sigma^2$$

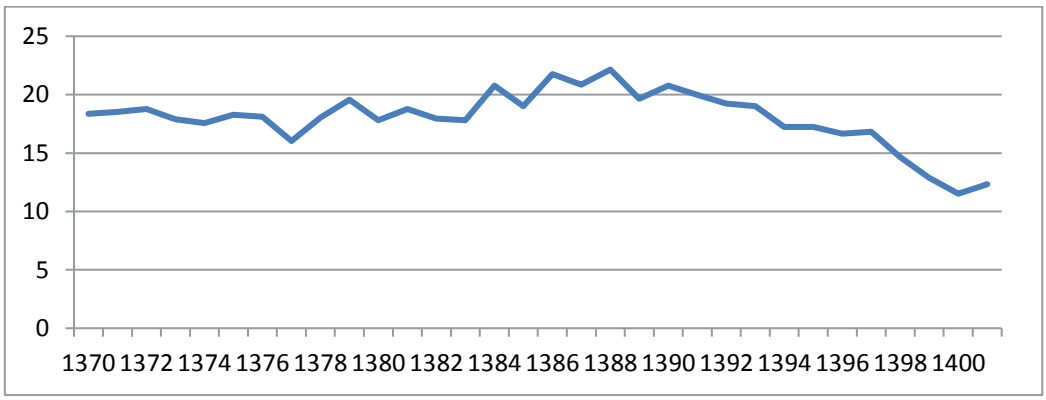
جهت به‌دست آوردن یک تابع از متغیرهای قابل مشاهده، در معادلهٔ ۸، ترکیب زیر به‌دست می‌آید:

$$Y = rx + u \quad (۹)$$

درواقع، معادلهٔ بالا شکل کاهش‌یافتهٔ مدل *MIMIC* معرفی می‌شود. فرم نموداری مدل پیشنهادی برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران به‌صورت رابطهٔ ۱۰، بیان می‌شود.

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{pmatrix} (\mu) + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \quad (۱۰)$$

رابطهٔ ۱۰ yها ستون مربوط به مجموعهٔ متغیرهایی که متغیر پنهان (اقتصاد زیرزمینی) بر آن‌ها مؤثر است یا به‌عبارتی دیگر، شاخص‌های قابل مشاهدهٔ اقتصاد زیرزمینی شامل نقدینگی و نرخ مشارکت نیروی کار در اقتصاد را نشان می‌دهد و λها پارامترهای ساختاری مدل می‌باشند. رویکرد انتخاب مدل نهایی برای اقتصاد زیرزمینی استفاده شده در این پژوهش رویکرد دوگانه بوده است که نتیجهٔ آن در نمودار ۱ قابل مشاهده است؛ بنابراین، از سری زمانی آن برای شاخص اقتصاد زیرزمینی در این پژوهش استفاده شده است.



نمودار ۱: نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید ناخالص داخلی در ایران (درصد) ۱۴۰۱-۱۳۷۰

Graph. 1: Ratio of underground economy to GDP in Iran (percentage) 1991-2022

۴-۲. نتایج پژوهش

روش به‌کار رفته در این پژوهش، یک روش کمّی چندمرحله‌ای و برپایهٔ الگوهای اقتصادسنجی است. جهت برآورد تأثیربخش نامولد اقتصاد بر تورم، از دو متغیر سفته‌بازی یا حباب دارایی‌ها و هم‌چنین اندازهٔ اقتصاد زیرزمینی استفاده شده است. در ابتدا طریقهٔ به‌دست آوردن سفته‌بازی ارائه می‌گردد؛ لذا در مرحلهٔ نخست با پیروی از مطالعهٔ «صمصامی» و همکاران (۱۳۹۵) و با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[1] (PCA)، چهار متغیر شاخص: قیمت مسکن، نرخ ارز، قیمت سکهٔ طلا و شاخص کل قیمت سهام ترکیب می‌شود و شاخص ترکیبی قیمت دارایی‌ها به‌دست می‌آید؛ سپس، عوامل مؤثر بر شاخص قیمت دارایی‌ها بررسی و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برآورد شده است که تغییرات پسماند آن به‌عنوان شاخص سفته‌بازی ذخیره می‌شود. در ادامه، روش به‌دست آمدن سال‌های بحران ارزی در ایران با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات تشریح شده و سپس نتایج حاصل از برآورد عوامل مؤثر بر تورم با توجه به شاخص‌های ساخته شده ارائه می‌گردد. شایان ذکر است به‌دلیل اجتناب از طولانی‌شدن بحث، در اکثر موارد نتایج نهایی برآوردها ارائه و تشریح می‌شود؛ هم‌چنین در جهت انتخاب متغیرهای روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) براساس مبانی نظری و از تحلیل ضریب هم‌بستگی برآی آزمون آن‌ها استفاده شده است.

۴-۲-۱. ترکیب چهار متغیر دارایی‌ها (۱۳۷۰ – ۱۴۰۱) با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی جهت استخراج شاخص سفته‌بازی

با پیروی از مطالعات انجام‌شده و مبانی نظری، دارایی‌هایی که انتظار می‌رود در سبد مصرفی خانوارها و بنگاه‌ها و هم‌چنین در تورم انتظاری و محقق‌شده تأثیر داشته باشند، در جدول ۱، آورده شده‌اند؛ لذا جهت ساخت شاخص قیمت دارایی‌ها، از چهار دارایی مذکور به‌عنوان مهم‌ترین آن‌ها در اقتصاد کشور استفاده شده است.

جدول ۱: متغیرهای شاخص قیمت دارایی‌ها

Tab. 1: Asset Price Index Variables

متوسط قیمت فروش یک مترمربع زیربنای مسکونی برحسب شهرهای منتخب کشور (هزار ریال)	قیمت سکهٔ تمام بهار (طرح قدیم)	نرخ ارز بازار غیر رسمی	شاخص قیمت سهام (کل)
HPI	COP	EXN	**SPI**

(منبع: یافته‌های پژوهش).

از آنجا که داده‌های مربوط به چهار متغیر مذکور از مقیاس‌های متفاوتی تشکیل شده و با واحدهای متفاوتی نیز اندازه‌گیری می‌شوند، لذا لازم است مقیاس‌ها و واحدهای اندازه‌گیری از بین رفته و داده‌های مربوطه استانداردسازی شوند. بعد از استاندارسازی و محاسبهٔ شاخص قیمت دارایی‌ها به روش PCA، به‌صورت جدول ۲، خواهد بود.

[1] Principal Component Analysis

جدول ۲: مؤلفه‌های اساسی شاخص ترکیبی قیمت دارایی‌ها

Tab. 2: Basic components of the Composite Asset Price Index

متغیر	مؤلفهٔ اول	مؤلفهٔ دوم	مؤلفهٔ سوم	مؤلفهٔ چهارم
COP	۰/۵۰۱۵۰۵	۰/۰۴۳۸۱۹	−۰/۱۱۰۵۳۱	−۰/۸۵۶۹۴۵
EXN	۰/۴۹۹۰۰۳	۰/۷۹۵۵۱۵	−۰/۰۵۳۲۷۶	۰/۳۳۹۵۷۸
HPI	۰/۴۹۹۷۷۶	−۰/۳۳۵۹۵۴	۰/۷۷۸۹۷۰	۰/۱۷۴۸۲۸
SPI	۰/۴۹۹۷۱۱	−۰/۵۰۲۳۶۵	−۰/۶۱۴۹۴۰	۰/۳۴۶۰۷۲

(منبع: یافته‌های پژوهش).

با توجه به جدول ۲، مؤلفهٔ اول به‌عنوان ضرایب قابل‌قبول برای ایجاد شاخص قیمت دارایی‌ها انتخاب می‌شود؛ بنابراین مقادیر شاخص قیمت دارایی‌ها به‌صورت معادلهٔ ۱۱، به‌دست می‌آید:

$$API=0.501505*COP+0.499003*EXN+0.499776*HPI+0.499713*SPI \quad (۱۱)$$

۲-۲-٤. برآورد معادلهٔ شاخص قیمت دارایی‌ها به روش ARDL

پس از تولید شاخص ترکیبی برای قیمت دارایی‌ها، در مرحلهٔ بعدی با توجه به مطالعاتی ازجمله «چن» و «پاتل»[1] (۱۹۹۸)، «چانگ» و «تای»[2] (۱۹۹۸)، «دلاوری» و «رحمتی» (۱۳۸۹) و «صمصامی» و همکاران (۱۳۹۵)؛ شاخص قیمت دارایی‌ها، تابعی از متغیرهای قیمت نفت، تورم، تولید ناخالص داخلی و نقدینگی به روش اقتصادسنجی ARDL برآورد شده است؛ لذا معادله‌ی شاخص قیمت دارایی‌ها به‌صورت ۱۲، بیان می‌شود.

$$LAPI_t = \sum_{j=1}^{p} a_j \mathrm{LAPI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} \mathrm{LLIQ}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} \mathrm{LGDP}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} \mathrm{INF}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} \mathrm{LSOP}_{t-j} + v_t \quad (۱۲)$$

متغیرهای رابطهٔ ۱۲ به‌صورت جدول ۳ معرفی می‌شوند؛ همان‌طورکه در ردیف آخر جدول مشاهده می‌شود، متغیرهای مدل در سطح و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند.

جدول ۳: متغیرهای توضیح‌دهندهٔ شاخص قیمت دارایی‌ها برای اقتصاد ایران ۱۴۰۱-۱۳۷۰

Tab. 3: Explanatory variables of the asset price index for the Iranian economy 1991-2022

نام متغیر	لگاریتم قیمت نفت خام سبک ایران (دلار/ بشکه)	تورم	لگاریتم محصول ناخالص داخلی سال پایه ۱۳۹۵ – میلیارد ریال (با نفت)	لگاریتم نقدینگی (میلیارد ریال)	لگاریتم شاخص قیمت دارایی ها
نماد	LSOP	INF	LGDP	LLIQ	LAPI
پایایی	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)

(منبع: یافته‌های پژوهش).

[1] Chen & Patel
[2] Chung & Tai

بعد از برآورد کوتاه‌مدت، آزمون بنرجی دولادو مستر انجام شده و با تأیید رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها، نتایج رابطهٔ بلندمدت آن در جدول ۴، ارائه شده است.

جدول ٤: نتایج برآورد بلند مدت عوامل تعیین‌کنندهٔ قیمت دارایی‌ها به روش ARDL

Tab. 4: Results of long-term estimation of asset price determinants using the ARDL method

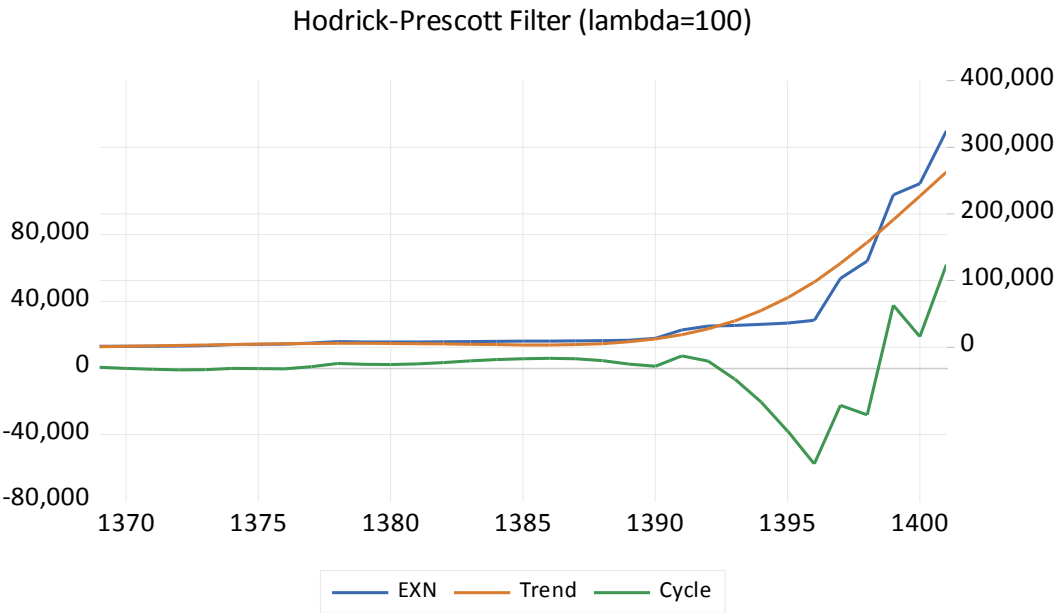
متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آمارهٔ T	احتمال
LLIQ	۰/۸۷۲۴	۰/۰۳۹۳	۲۲/۱۸۰۲	۰/۰۰۰۰
LGDP	−۰/۶۲۸۷	۰/۰۲۴۴	−۲۵/۷۰۰۶	۰/۰۰۰۰
INF	۰/۰۲۸۷۸	۰/۰۰۴۵	۶/۳۷۷۱	۰/۰۰۰۰
LSOP	−۰/۲۶۰۵	۰/۱۰۸۷	−۲/۳۹۶۸	۰/۰۲۴۳
ضریب تصحیح خطای برداری			−۰/۴۶۶۶۷	

(منبع: یافته‌های پژوهش).

قبل از تفسیر نتایج، آزمون‌های لازم جهت اعتبارسنجی برآورد انجام شده‌اند (پیوست ۱: جدول ۱) که نتایج عاری از نقض و هرگونه نقض فروض را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج بلندمدت برآورد مشاهده می‌شود که نقدینگی و تورم دارای اثر مثبت و تولید ناخالص داخلی دارای اثر منفی بر شاخص قیمت دارایی‌ها است؛ حال پس از برآورد معادله‌ی شاخص قیمت دارایی‌ها، با پیروی از مطالعات اشاره شده در اوایل همین بخش و مبانی نظری ایجاد حباب در شاخص قیمت دارایی‌ها، تغییرات پسماند معادله به‌عنوان شاخص سفته‌بازی درنظر گرفته می‌شود. از آنجا که بعد از استانداردسازی با نماد SRSI مورداستفاده قرار می‌گیرد.

۳-۲-٤. به‌دست آوردن سال‌های بحران ارزی با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات

در ایران داده‌های سری زمانی نرخ ارز بازار آزاد طی دورهٔ ۱۳۷۰ الی ۱۴۰۱هش. به تواترهای مربوط به جزء سیکلی (نوسانات یا دوران) و جزء روند مطابق با نمودار ۲، به روش هودریک–پرسکات، تفکیک شده است.



نمودار ۲: جزءهای سیکلی و روند نرخ ارز بازار آزاد ایران با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات ۱۴۰۱-۱۳۷۰ (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graph. 2: Cyclical components and trends in Iran's free market exchange rate using the Hodrick-Prescott filter 1991-2022 (Source: Research findings).

ملاحظه می‌شود که از سال ۱۳۹۰ به‌بعد روند نرخ ارز در ایران به‌شدت صعودی شده و در اطراف خط روند، حرکت‌های مقطعی و کوتاه‌مدت نرخ ارز، تواتری از چرخه‌ها و سیکل‌ها را پدید آورده است. براساس نتایج نرافزاری توسط اویوز و با پیروی از فیلتر هودریک-پرسکات، مقدار نوسانات نرخ ارز به‌صورت درصد تغییرات سالانه در سنوات مختلف، محاسبه شده است. براساس تعریف عملیاتی، سال‌هایی که درصد تغییرات سالانه نرخ ارز در آن بیش از ۴۰٪ باشد به آن عدد یک نسبت داده شده و سال بحران ارزی تعریف می‌گردد. سنواتی که درصد تغییرات سالانهٔ نرخ ارز کمتر از ۴۰٪ باشد، به آن عدد صفر نسبت داده شده و سال بحرانی تلقی نمی‌گردد.

$$CC_{n,t} = \begin{cases} 1, & if\ voex \geq 40\% \\ 0, & if\ voex < 40\% \end{cases}$$

براساس معیار ارائه شده در فوق، در بازهٔ زمانی ۱۳۷۰ الی ۱۴۰۱؛ سال‌های ۱۳۷۱، ۱۳۷۲، ۱۳۷۵، ۱۳۷۶، ۱۳۷۸، ۱۳۹۱، ۱۳۹۴ الی ۱۳۹۶ و سال ۱۴۰۱؛ به‌عنوان سال‌های دارای بحران ارزی در کشور شناسایی شده‌اند.

٤-۲-٤: برآورد تابع تورم

با استفاده از شاخص‌های به‌دست آمده در مراحل قبل، ازجمله شاخص سفته‌بازی، اقتصاد زیرزمینی و شاخص بحران ارزی در کشور و هم‌چنین دیگر متغیرها که مجموعاً در جدول ۵ ارائه شده‌اند، در این بخش برآورد عوامل مؤثر بر تورم ایران ارائه می‌شود.

جدول ۵: متغیرهای توضیح‌دهندهٔ تورم در ایران ۱۴۰۱-۱۳۷۰

Tab. 5: Variables explaining inflation in Iran, 1991-2022

نام متغیر	تورم سالانه - درصد	لگاریتم شاخص سفته بازی	رشد نقدینگی	سهم بخش نامولد از کل اقتصاد (درصد)
نماد	INF	LSRSI	LIQG	UERP
پایایی	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)
نام متغیر	**فیلتر هودریک پرسکات متغیر بحران ارزی با توجه به نرخ ارز آزاد**	**لگاریتم تقاضا کل (میلیارد ریال)- قیمت های ثابت سال ۱۳۹۵**	**رشد سالانه شکاف نرخ ارز مطلوب با نرخ ارز اعمالی بانک مرکزی**	
نماد	HPEXN	LTDE	FEGG	
پایایی	I(0)	I(1)	I(0)	

(منبع:یافته‌های پژوهش).

با توجه به جدول ۵، مشاهده می‌شود که برخی از متغیرها در سطح و برخی دیگر با یک وقفهٔ پایا شده‌اند. شایان ذکر است جهت به دست آوردن شکاف نرخ ارز مطلوب از نرخ ارز اعمالی، از آمار مربوط به نرخ ارز بازار ارز رسمی از سال ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۶ واقع‌در وب‌سایت بانک مرکزی و از ۱۳۹۶ به‌بعد با استفاده از آمار ارزش ریالی صادرات و ارزش دلاری آن استفاده شده است.

حال معادله‌ی تورم به‌صورت رابطهٔ ۱۳ بیان می‌شود.

$$INF_t = \sum_{j=1}^{p} a_j \mathrm{INF}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} \mathrm{LSRSI}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} \mathrm{LIQG}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} \mathrm{UERP}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} \mathrm{HPEXN}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} \mathrm{LTDE}_{t-j} \sum_{j=0}^{q_6} \beta_{6j} \mathrm{FEGG}_{t-j} + \beta_7 U_1 + v_t \quad (۱۳)$$

بعد از برآورد کوتاه‌مدت و اطمینان حاصل کردن از معنادار شدن متغیرها و وقفه‌های آن‌ها، آزمون بنرجی دولادو مستر رابطهٔ بلندمدت در سطح ۰/۰۱ بین متغیرها را تأیید کرده است.

جدول ٦: نتایج برآورد بلند مدت عوامل تعیین‌کنندهٔ تورم ایران به روش ARDL

Tab. 6: Results of long-term estimation of Iran's inflation determinants using the ARDL method

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آمارهٔ T	احتمال
LIQG	۰/۳۹۸۰	۰/۱۹۹۶	۱/۹۹۳۶	۰/۱۴۰۲
LTDE	۱۳/۵۷۸۰	۶/۱۳۴۵	۲/۲۱۳۳	۰/۱۱۳۷

UERP	۰/۲۵۱۵	۱/۰۷۱۲	۰/۲۳۴۷	۰/۰۲۹۵
LSRSI	۱۴/۲۹۷	۳/۳۰۵۱	۴/۳۲۵۷	۰/۰۲۲۸
FEGG	۰/۰۴۴۸	۰/۰۱۲۱	۳/۶۸۲۹	۰/۰۳۴۷
HPEXN	۱۷/۶۳۲۳	۶/۹۳۶۹	۲/۵۴۱۷	۰/۰۸۴۵
C	-۲۷۱/۰۷۷۷	۱۲۰/۱۰۶۰	-۲/۲۵۶۹	۰/۱۰۹۲
ضریب تصحیح خطای برداری			-۱/۵۴۶۷	

(منبع: یافته‌های پژوهش).

قبل از تفسیر نتایج، آزمون‌های لازم جهت اعتبارسنجی برآورد انجام شده‌اند (پیوست ۱: جدول ۱)؛ بنابراین تابع برآورد شدهٔ تورم عاری از نقض بوده و ضرایب آن را می‌توان تفسیر و برای سیاست‌گذاری استفاده کرد. در جدول ۶، مشاهده می‌شود که تمامی متغیرها به‌جز رشد نقدینگی و لگاریتم تقاضا کل که در سطح اطمینان پایین‌تری معنادار شده‌اند، در سطح اطمینان عمدتاً بالای ۹۰٪ معنادار شده و همگی دارای اثر مثبت بر تورم را نشان می‌دهند. متغیر مربوط به سهم اقتصاد زیرزمینی از تولید ناخالص داخلی با ضریب ۰/۲۵ نشان از این است که با افزایش ۱٪ آن، تورم ۰/۲۵ واحد افزایش پیدا می‌کند؛ ازطرفی دیگر، ضریب مربوط به متغیر سفته‌بازی نسبتاً بزرگ و بیش از ۱۴ برآورد شده است؛ بدین‌معنا است که افزایش یک واحدی لگاریتم سفته‌بازی، تورم را بیش از ۱۴ واحد افزایش می‌دهد. اثرگذاری رشد شکاف نرخ ارز اعمالی از نرخ از مطلوب بر تورم با ضریب نسبتاً پایین و کمتر از ۰/۰۵ برآورد شده است که نشان از اثر ضعیف این شکاف بر تورم است؛ اما درخصوص اثر تحولات نرخ ارز بر تورم، مدل نشان می‌دهد که متغیر مربوط به بحران ارزی دارای بیشترین اثر نسبت به دیگر متغیرها بوده و ضریب ۱۷/۶۳ آن اثبات می‌کند با توجه به برآورد این پژوهش، بحران ارزی در کشور یکی از مؤثرترین عاملین تورم در کشور هستند. می‌توان گفت ایجاد بحران در کشور خود بیش از ۱۷٪ تورم کشور را افزایش می‌دهد. اثر رشد نقدینگی بر تورم نیز مثبت بوده و در بلندمدت باضریب حدود ۴۰٪ و در سطح ۸۵٪ معنادار شده است؛ به‌عبارتی دیگر، افزایش یک واحدی در رشد نقدینگی، تورم را ۰/۴۰ واحد افزایش می‌دهد.

٦. نتیجه‌گیری

در ایران و به‌خصوص در دهه‌های اخیر، تورم یکی از موضوعات مهم اقتصادی بوده و بالا بودن آن چالش‌های زیادی را برای تحلیل‌گران و سیاست‌گذاران اقتصادی به‌وجود آورده است؛ این پرسش مطرح شد که چه عاملی در تشکیل تورم در ایران مؤثر بوده و تداوم در بالا بودن قیمت‌ها را به‌وجود آورده است؟ اغلب مطالعات از ابعاد ساختاری، فشار هزینه و تقاضا به موضوع نگاه کرده و یا پولی بودن پدیدهٔ تورم در کشور را مورد بررسی قرار داده‌اند. این پژوهش با نگاهی متفاوت به عوامل تشکیل‌دهندهٔ تورم، موضوع بخش نامولد اقتصاد و بحران ارزی و اثرگذاری آن‌ها بر تورم را تحلیل و برآورد کرد. در همین‌راستا با بهره‌گیری از آمار سری زمانی متغیرها در دورهٔ ۱۳۷۰ الی ۱۴۰۱، و با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی موضوع مورد بررسی قرار گرفته است. ابتدا جهت به‌دست آوردن شاخص سفته‌بازی از ترکیب دارایی‌ها با استفاده از روش اقتصادسنجی PCA و ایجاد شاخص قیمتی واحد برای آن‌ها و سپس عوامل مؤثر بر قیمت آن‌ها شروع شده که تغییرات پسماند برآورد قیمت دارایی‌ها به‌عنوان

شاخص سفته‌بازی وارد تابع تورم شده است. نکته‌ای که در برآورد قیمت دارایی‌ها جای بحث است اثر مثبت نقدینگی بر قیمت دارایی‌های منتخب است؛ به‌عبارتی دیگر، افزایش ۱٪ نقدینگی موجب افزایش ۰/۸۷٪ در قیمت دارایی‌های می‌شود. با استفاده از تکنیک هودریک پرسکات بحران ارزی در کشور مورد بحث قرار گرفت که درنتیجه فیلتر هودریک پرسکات برای نرخ ارز بازار آزاد اقتصاد ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۷۰ الی ۱۴۰۱؛ سال‌های ۱۳۷۱، ۱۳۷۲، ۱۳۷۵، ۱۳۷۶، ۱۳۷۸، ۱۳۹۱، ۱۳۹۴ الی ۱۳۹۶ و سال ۱۴۰۱؛ به‌عنوان سال‌های دارای بحران ارزی در کشور شناسایی شده‌اند. درنهایت با استفاده از شاخص‌های ساخته شدهٔ سفته‌بازی، سهم اقتصاد زیرزمینی از تولید ناخالص داخلی، شکاف نرخ ارز اعمالی با نرخ ارز مطلوب و بحران ارزی در کشور، در کنار دو عامل دیگر رشد نقدینگی و تقاضا کل، معادلهٔ تورم در ایران برآورد شد.

با توجه به نتایج برآورد پژوهش، متغیرهای انتخاب‌شده در پژوهش مطابق با مبانی نظری بوده و دارای اثر مثبت بر تورم بوده‌اند. افزایش ۱٪ سهم اقتصاد زیرزمینی تورم را به میزان ۰/۲۵٪ افزایش می‌دهد. نقش سفته‌بازی در ایجاد تورم نیز چشمگیر بوده، به‌طوری‌که افزایش ۱٪ آن تورم را ۱۴٪ تغییر می‌دهد؛ بنابراین سفته‌بازی در کشور از عوامل اصلی در ایجاد تورم به‌شمار می‌آید. درخصوص اثر ارز بر تورم باید گفت با توجه به نتایج این پژوهش، بحران ارزی به‌صورت قابل‌توجه بر تورم تأثیرگذار بوده و یکی از مؤثرترین عاملین تورم در کشور محسوب می‌شود. می‌توان گفت در هر سال که بحران ارزی در کشور اتفاق افتاده، علت ایجاد ۱۷٪ تورم کشور بوده است. نکتهٔ قابل ذکر این است که نتایج پژوهش درخصوص نقدینگی مطابق با نظر کسانی است که ادعا می‌کنند تورم یک پدیدهٔ پولی است؛ زیرا نقدینگی ازطرفی موجب افزایش قیمت دارایی و ازطرفی دیگر رشد آن، رشد تورم را افزایش می‌دهد.

از آنجا که با توجه به نتایج پژوهش مشاهده شد بخش نامولد و بحران ارزی در ایران، اثر چشمگیری بر تورم دارند؛ لذا جهت کنترل تورم بایستی سیاست‌های مدیران کشور، در راستای محدودسازی سفته‌بازی و فعالیت‌های غیررسمی باشد؛ به‌طوری‌که بخش غیررسمی و نامولد اقتصاد را تضعیف کرده و فعالیت‌های اقتصادی در بخش رسمی را تقویت بخشند. ازطرفی دیگر، با ارائه سیاست‌های مناسب از ایجاد بحران ارزی، به‌بیان دیگر رشد ناگهانی و نسبتاً زیاد در نرخ ارز جلوگیری شود.

سپاسگزای

در پایان، نویسندگان مقاله برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس مقاله به خاطر بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که به‌دلیل استخراج مقاله از رسالهٔ دکتری، نگارش توسط نویسندهٔ اول به‌ترتیب با راهنمایی و نظارت سایر نویسندگان انجام شده است.

تضاد منافع

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

پیوست ۱:

جدول ۱: آزمون‌های فروض کلاسیک برآوردهای مدل: قیمت دارایی ها و تورم

Tab. 1: Tests of classical assumptions of model estimates: asset prices and inflation

	آزمون	آزمون صفر بودن میانگین جملات خطا Hypothesis Testing	آزمون واریانس ناهمسانی Heteroskedasticity Test: ARCH		آزمون نرمال بودن جملات خطا	آزمون خودهمبستگی Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test		آزمون خطای تصریح Ramsey RESET Test		نتیجه
		آمارهٔ t-	آمارهٔ F-	آمارهٔ کای دو	جارکوبرا	آمارهٔ F-	آمارهٔ کای دو	آمارهٔ t-	آمارهٔ F-	
قیمت دارایی‌ها	آماره	۱/۱۷E -۱۶	۰/۰۹۰۲۵۳	۰/۰۹۶۳۸۹	۰/۴۲۷۵۲۰	۲/۰۶۳۵۸۶	۴/۷۱۶۳۹۱	۴/۱۳۴۷	۸/۵۵۶۹	عاری از نقض
	خطا	۱/۰۰۰۰	۰/۷۶۶۱	۰/۷۵۶۲	۰/۸۰۷۵	۰/۱۴۹۹	۰/۰۹۴۶	۰/۰۶۳۲	۰/۰۶۳۲	
تورم	آماره	۳/۲۳E -۱۳	۳/۳۱۰۶	۳/۱۶۲۵	۰/۰۱۶۰	۰/۷۰۵۳	۱۶/۹۷۰۳	۰/۹۴۱۴	۰/۸۸۶۲	عاری از نقض
	خطا	۱/۰۰۰۰	۰/۰۸۰۴	۰/۰۷۵۳	۰/۹۹۲۰	۰/۶۴۴۱	۰/۰۹۰۲	۰/۴۴۵۹	۰/۴۴۵۹	

(منبع: یافته‌های پژوهش).

کتابنامه

– ایزدخواستی، حجت؛ نگین تاجی، زریر؛ و نجفی، محمد مهدی، (۱۴۰۱). «بررسی عوامل اثرگذار بر تورم با تأکید بر اقتصاد دانش‌بنیان در کشورهای صادرکننده نفت». *اقتصاد باثبات*، ۳(۳): ۷۱–۵۰. https://doi.org/10.22111/sedj.2022.43997.1260

– بابائی، مجید؛ توکلیان، حسین؛ و شاکری، عباس. (۱۳۹۷). «پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر بر تورم با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۱۸(۷۱): ۳۱۱–۲۶۱. https://doi.org/10.22054/joer.2018.9835

– تحصیلی، حسن، (۱۴۰۱). «اثرگذاری تکانه نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی خود رگرسیون برداری آستانه‌ای». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹۱(۲۷): ۲۸۵–۲۵۷. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.56063.912

– حسینی، سید صفدر؛ و محتشمی، تکتم، (۱۳۸۷). «رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟». *پژوهش‌های اقتصادی*، ۸(۳): ۲۱-۴۲.
http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1387.8.3.7

– خضری، محسن؛ سحابی، بهرام؛ یاوری، کاظم؛ و حیدری، حسن، (۱۳۹۴). «اثر بازده بخش سوداگری بر تورم در اقتصاد ایران: مدل TVP-FAVAR». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۵۷(۱۵): ۲۲۸-۱۹۳.
https://joer.atu.ac.ir/article_1652.html

– دانش، حمیده؛ آرمن، سید عزیز؛ انواری، ابراهیم؛ و منصوری، امین، (۱۴۰۳). «بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ تورم در ایران: کاربرد روش همدوسی موجک، موجک MODWT و علیت گرنجر». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴۹(۱۳): ۴۰-۹.
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2022.26524.3481

– زروکی، شهریار؛ نصرنژاد نشلی، سحر؛ و توسلی‌نیا، علی، (۱۴۰۱). «تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی در ایران با تأکید بر ابزارهای سیاست مالی دولت». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۱): ۱۲۳-۸۵.
https://doi.org/10.22059/jte.2022.346438.1008695

– سحابی، بهرام؛ سلیمانی، سیروس؛ خضری، سمیه؛ و خضری، محسن، (۱۳۹۲). «اثرات رشد نقدینگی بر تورم: مدل‌های تغییر رژیم». *راهبرد اقتصادی*، ۲(۴): ۱۲۱-۱۴۶.
https://econrahbord.csr.ir/article_103230.html

– شاکری، عباس؛ و باقرپوراسکویی، الناز، (۱۴۰۲). «بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد همدوسی موجکی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸(۹۴): ۷۹-۴۷.
https://doi.org/10.22054/ijer.2022.63350.1036

– طاهری‌بازخانه، صالح، (۱۴۰۲). «تحلیل اثرگذاری نقدینگی و نرخ ارز بر تورم در حوزه زمان–فرکانس». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۲۹(۱۵): ۱۴۸-۱۱۱. https://doi.org/10.22034/epj.2023.19642.2399

– عزیزنژاد، صمد؛ و کمیجانی، اکبر، (۱۳۹۶). «تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر نوسانات متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۷(۱): ۱۴۳-۱۲۱.
http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1396.17.1.4.4

– عمادزاده، مصطفی؛ صمدی، سعید؛ و حافظی، بهار، (۱۳۸۴). «بررسی عوامل (پولی و غیر پولی) مؤثر بر تورّم در ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۲)». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۵(۱۹): ۵۲-۳۳.
https://jes.journals.umz.ac.ir/article_136.html

– علوی، سید طالب، (۱۴۰۲). «بررسی منشأ نوسانات ارزی در کشورهای ایران، افغانستان، ترکیه و عراق، براساس نسل‌های بحران ارزی و توصیه‌های سیاستی با رویکرد اقتصاد اسلامی». رسالهٔ دکتری رشته علوم اقتصادی، مؤسسه آموزش عالی علوم انسانی اسلامی، جامعه المصطفی العالمیه، قم، ایران.

– غفاری، فرهاد؛ و نعیم‌پژوه، حامد، (۱۳۹۱). «بررسی آثار تکانه‌های داخلی و خارجی بر تورم در ایران». پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۰(۶۲): ۱۴۲–۱۱۷. http://qjerp.ir/article-1-391-fa.html

– فرخی بالاجاده، حشمت‌اله؛ خوچیانی، رامین؛ و آسایش، حمید، (۱۳۹۸). «بررسی رابطه پویایی رشد پول و تورم در ایران: یک تحلیل اکونوفیزیک از رابطه مقداری پول». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۲): ۲۳۸–۲۱۵. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_8868.html

– کاکویی، نصیبه؛ و نقدی، یزدان، (۱۳۹۳). «رابطه پول و تورم در اقتصادی ایران: شواهدی براساس مدل P*». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار)*، ۱۴(۲): ۱۵۶–۱۳۵. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1393.14.2.6.7

– نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*. تهران: انتشارات رسا.

– یزدانی، مهدی؛ و زارع قشلاقی، سمیه، (۱۳۹۵). «ارزیابی اثر تکانه‌های نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران طی دورهٔ فصلی ۱۳۹۱–۱۳۷۹». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۷(۵): ۱۹۷–۱۷۱. https://doi.org/10.22084/aes.2016.1413

- Ahmad, F., (2015). “Determinants Of Savings Behavior in Pakistan: Long Run-Short Run Association And Causality”. *Timisoara Journal of Economics and Business*, 8(1): 103-136. https://doi.org/10.1515/tjeb-2015-0011.

- Alavi, S. T., (1402). “Investigating the Origin of Currency Fluctuations in Iran, Afghanistan, Turkey and Iraq, Based on Generations of Currency Crises and Policy Recommendations with an Islamic Economics Approach”. *Doctoral Thesis in Economic Sciences*, Institute of Higher Education in Islamic Humanities, Al-Mustafa Al-Alamiyah Society, Qom, Iran. (In Persian).

- Alves, W. L. & Ferreira, R. T., (2023). “Phillips Curve and the Exchange Rate PassThrough: A Time–Frequency Approach”. *Empirical Economics,* 64(5): 1-17. https://doi.org/10.1007/s00181-022-02317-2

- Ang, J., (2009). “Household saving behavior in an extended life cycle model: A comparative study of China and India”. *Journal of Development Studies,* 45(8): 1344-1359. https://doi.org/10.1080/00220380902935840

- Aziznejad S. & Komijani A., (2017). “The Effects of Exchange Rate Volatility on the Selected Macroeconomic Variables: Case Study of IRAN”. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 17 (1): 121-143. URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-6317-fa.html (In Persian).

- Babaie, M., Tavakolian, H. & Shakeri, A., (2018). “Determinants of Inflation Forecast: A Dynamic Model Averaging Approach”. *Economics Research*, 18(71): 261-311. https://doi.org/10.22054/joer.2018.9835 (In Persian).

- Bekiros, S., Muzaffar, A. T., Uddin, G. S., & Vidal-García, J., (2017). "Money Supply and Inflation Dynamics in the Asia-Pacific Economies: A Time-Frequency Approach". *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics,* 21(3): 1-12. https://doi.org/10.1515/snde-2016-0051

- Byrne, J. P. & Davis, E. P., (2005). "Investment and uncertainty in the G7". *Review of World Economics,* 141(1): 1-32. https://link.springer.com/article/10.1007/s10290-005-0013-0

- Chang, T., Jiang, C. & Li, X. L., (2015). "Money growth and inflation in China: New evidence from a wavelet analysis". *International Review of Economics & Finance*, 35: 249-261. https://doi.org/10.1016/j.iref.2014.10.005

- Danesh, H., Arman, S. A., Anvari, E. & Mansouri, S. A., (2024). "A Study of Relation Between Macroeconomic Variables and Inflation Rate in Iran Using Wavelet Coherency, MODWT Wavelet and Granger Causality Method". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *13*(49): 9-40. https://doi.org/10.22084/aes.2022.26524.3481 (In Persian).

- Elbahnasawy, N. G. & Ellis, M. A., (2022). "Inflation and the Structure of Economic and Political Systems". *Structural Change and Economic Dynamics,* 60: 59–74. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.11.006

- Emadzadeh, M., Samadi, S. & Hafezi, B., (2005). "Investigating the factors (monetary and non-monetary) affecting inflation in Iran". *Macroeconomics Research Letter*, *5*(19): 33-52. https://jes.journals.umz.ac.ir/article_136.html?lang=fa (In Persian).

- Farrokhi Balajadeh, H., Khochiani, R. & Asayesh, H., (2019). "Investigating the Dynamic Relationship between the Money Growth and Inflation in Iran: An Econophysics Analysis of Quantity Theory of Money". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *6*(2): 215-238. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_8868.html (In Persian).

- Friedman, M., (1995). *The Role of Monetary Policy*. In Essential Readings in Economics, London: Macmillan education. https://doi.org/10.1007/978-1-349-24002-9_11

- Ghafari, F. & Naemy Pajoh, H., (2012). "An Investigation into the Impacts of Internal and External Shocks on Inflation in Iran". *Journal of Economic Research and Policies*, 20 (62): 117-142. URL: http://qjerp.ir/article-1-391-fa.html (In Persian).

- Gomme, P., (2015). "Measuring the welfare costs of inflation in a life-cycle model". *Journal of Economic Dynamics & Control,* 57: 132-144. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2015.06.002

- Habimana, O., (2016). "Oil price, exchange rate and consumer price comovement: A continuous-wavelet analysis". MPRA Paper, 71886, University Library of Munich, Germany.

- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C., (1997). "Postwar U.S, Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking,* 29(1): 1-16. http://www.jstor.org/stable/2953682?origin=JSTOR-pdf

- Hosseini, S. S. & Mohtashami. T., (2008). "The Relations of Money Growth and Inflation in Iran Economy; Interruption or Satiable?". *The Economic Research (Sustainable Growth and Development),* 8 (3): 21-42 http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1387.8.3.7 (In Persian).

- Inyiama, O. I. & Ekwe, M. C., (2014). "Exchange rate and inflationary rate: Do they interact? Evidence from Nigeria". *International journal of economics and finance,* 6(3): 80-87. https://ccsenet.org/journal/index.php/ijef/article/view/34573

- Izadkhasti, H., Negintaji, Z. & Najafi, M. M., (2022). "Investigating the Factors Affecting on Inflation with Emphasis on Knowledge-based Economy in Oil Exporting Countries". *Stable Economy Journal,* 3(3): 50-71. https://doi.org/10.22111/sedj.2022.43997.1260 ((In Persian).

- Kakoui, N. & Naghdi, Y., (2014). "The Relationship between Inflation and Money in Iran: Evidence from P* Model". *The Economic Research (Sustainable Growth and Development*), 14 (2): 135-156. URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-9302-fa.html (In Persian).

- Khezri, M., Sahabi, B., Yavari, K. & Heydari, H., (2015). "Speculation Effects on Inflation in Iran Economy: TVP-FAVAR Model". *Economics Research*, *15*(57): 193-228. https://joer.atu.ac.ir/article_1652.html (In Persian).

- Lado, E. P. Z., (2015). "Test of relationship between exchange rate and inflation in South Sudan: Granger-Causality approach". *Economics,* 4(2): 34-40. http://dx.doi.org/10.11648/j.eco.20150402.13

- Madesha, W., Chidoko, C. & Zivanomoyo, J., (2013). "Empirical test of the relationship between exchange rate and inflation in Zimbabwe". *Journal of economics and sustainable development,* 4(1): 52-58. https://www.iiste.org/Journals/index.php/JEDS/article/view/4096

- Nelson, E., (2003). "The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis". *Journal of Monetary Economics,* 50(5): 1029-1059. https://doi.org/10.1016/S0304-3932(03)00063-1

- Noferesti, M., (1999). *Unit Root and Co-Integration in Econometrics*. Tehran: Rasa Publications. (In Persian).

- Ozcan, K. M., Gunay, A. & Ertac, S., (2003). "Determinants of private savings behavior in Turkey". *Applied Economics,* 35(12): 1405-1416. https://doi.org/10.1080/0003684032000100373

- Rua, A., (2012). "Money growth and inflation in the euro area: A time-frequency view". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 74(6): 875-885. https://doi.org/j.1468-0084.2011.00680.x

- Ryczkowski, M., (2021). "Money and Inflation in Inflation-Targeting Regimes–New Evidence from Time–Frequency Analysis". *Journal of Applied Economics,* 24(1): 17-44. https://doi.org/10.1080/15140326.2020.1830461

- Sahabi, B., Soleimani, S., Khezri, S. & Khezri, M., (2013). "The Impact of Increase in Money Supply on Inflation in Iranian Economy: Regime-Change Models". *Economic Strategy*, *2*(4): 121-146. https://econrahbord.csr.ir/article_103230.html?lang=env (In Persian).

- Servén, L., (1998). *Macroeconomic uncertainty and private investment in developing countries: An empirical investigation*. World Bank Policy Research Working Paper, (2035). https://doi.org/10.1596/1813-9450-2035

- Shakeri, A. & Bagherpour Oskouie, E., (2023). "Nature of the Inflation in Iranian Economy: Wavelet Coherence Approach". *Iranian Journal of Economic Research*, *28*(94): 47-79. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.63350.1036 (In Persian).

- Tahsili, H., (2022). "The Impact of Exchange Rate Shock on Inflation in Iran's Economy: Application of the Threshold Vector Autoregression Model". *Iranian Journal of Economic Research*, *27*(91): 257-285. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.56063.912 (In Persian).

- Taheri Bazkhaneh, S., (2023). "An investigation into the effect of liquidity and exchange rate on inflation in time-frequency domain". *The Journal of Economic Policy*, *15*(29): 111-148. https://doi.org/10.22034/epj.2023.19642.2399 (In Persian).

- Tamayo, A. M., Chavez, C. & Nabe, N., (2013). "Crime and Inflation Rates in the Philippines: A Co-integration Analysis". *International Journal of Economics, Finance and Management,* 2(5): 380-385. https://www.ejournalofbusiness.org/Download_August_pdf_7.html

- Tang, C. F. & Lean, H. H., (2009). "New evidence from the misery index in the crime function". *Economics Letters,* 102(2): 112–115. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2008.11.026

- Thornton, D. L., (2014). "Monetary Policy: Why Money Matters (and Interest Rates Don't)". *Journal of Macroeconomics,* 40: 202-213. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.12.005

- Togay, S. & Kose, N., (2013). "Money-price relationships under a currency board system: the case of Argentina". *Journal of Applied Economics,* 16(2): 373-389. https://doi.org/10.1016/S1514-0326(13)60016-1

- Treviño, L. J. & Mixon, F. G., (2004). "Strategic factors affecting foreign direct investment decisions by multi-national enterprises in Latin America". *Journal of World*

Business, 39(3): 233-243. https://econpapers.repec.org/RePEc:eee:worbus:v:39:y:2004:i:3:p:233-243

- Tursoy, T. & Muhammad, Mar'i. I., (2020). "Lead-Lag and Relationship between Money Growth and Inflation in Turkey: New Evidence from a Wavelet Analysis". *Theoretical and Practical Research in the Economic Fields,* 11(1): 47-57. http://dx.doi.org/10.14505//tpref.v11.1(21).04

- Uliha, G. & Vincze, J., (2018). "Exchange rates and prices: a continuous wavelet perspective". *IEHAS Discussion Papers,* No. MT-DP-2018/33.

- Wulan, E. R. & Nurfaiza, S., (2014). "Analysis of Factors Affecting Inflation in Indonesia: an Islamic Perspective". *International Journal of Nusantara Islam,* 2(2): 67-80. https://doi.org/10.15575/ijni.v2i2.149.

- Vladova, Z. & Yanchev, M., (2015). "Empirical Evidence on the Relationship between money supply dynamics and prices in Bulgaria". *Bulgarian National Bank*, Discussion Papers DP, 100.

- Yazdani, M. & Zare, S., (2016). "Investigating Effect of Exchange Rate Shocks on Inflation in Iranian Economy during Seasonal Period 2000-2012". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *5*(17): 171-197. https://doi.org/10.22084/aes.2016.1413 (In Persian).

- Zaroki, S., Nasrnejad Nesheli, S. & Tavassoly Nia, A., (2022). "Analyzing the Effect of Macroeconomic Variables on the Underground Economy with Emphasis on Fiscal Policy Instruments". *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, *57*(1): 85-123. https://doi.org/10.22059/jte.2022.346438.1008695 (In Persian).

Vol. 13, No. 52, Winter (2025)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

The Study of Monetary Policy Effectiveness Under Different Climate Change Scenarios in Iran

Maysam Nasrindoost[1], Mohammad Ali Falahi[2], Ali Cheshomi[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29701.3711
Received: 2024.08.01; Revised: 2024.09.28; Accepted: 2024.10.20
Pp: 103-133

Abstract

There is a widespread belief that pollution and climate change have a negative effect on the economies of different countries. For this reason, today the climate policies are considered to reduce the concentration of greenhouse gases (especially Carbon Dioxide). In addition, economic policies also have some effects on pollution. In particular, it is said that monetary policy is not only for spurring economic growth but also an important tool for controlling CO2 emission, too. Then, a question is raised here that how does the effectiveness of monetary policy change in controlling inflation under different scenarios of climate change in Iran? The hypothesis of the current research is that monetary policy in controlling inflation is more effective in severe climate changes. For testing, an E-DSGE model was designed so that it can take into account macroeconomic and climate policy considerations at the same time. The results showed that after the occurrence of climate changes, total factors productivity, investment, capital stock and production will decrease and these will be almost permanent if the climate changes are not severe. But the central bank, in the face of extreme climate changes, implements a more extreme expansionary monetary policy. The interest rate will decrease further, and the savings will be converted into consumption for reconstruction and as a result it neutralizes part of the effects of inflation caused by the implementation of such policy. Therefore, “creative destruction” occurs in the case of severe climate change and “no-recovery” occurs in the case of moderate climate change.

Keywords: Climate Change, The Effectiveness of the Central Bank’s Monetary Policy, Green Tax, Ecological Economics.
JEL Classification: C68, E12, Q54.

1. Ph.D. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** falahi@um.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Citations: Nasrindoost, M., Falahi, M. A. && Cheshomi, A., (2025). “The Study of Monetary Policy Effectiveness Under Different Climate Change Scenarios in Iran”. *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(52): 103-133. doi: 10.22084/aes.2024.29701.3711
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5775.html?lang=en

1. Introduction

Increase in the amount of greenhouse gases (especially CO_2) in the atmosphere has caused the greenhouse effect to exceed the standard, reflect less heat and cause global warming (Ikram, 2020). Global warming is the most important cause of what is called climate change (Hughes et al., 2017).

Since humans are part of nature, CO_2 emissions threaten human life both in its initial form and when it eventually leads to climate change. (Ahmad et al., 2020). Today, for this reason, climate change policies have attracted the attention of policymakers to reduce the concentration of greenhouse gases especially carbon dioxide. However, in addition to such policies, economic policies may also affect pollution storage. In particular, Ahmad and Khattak (2020) state that monetary policy is not only an important tool for stimulating economic growth, but also an important policy tool for controlling CO_2 emissions. Also, Halkos and Paizanos (2016) point out the key role of monetary policy in the simultaneous change of economic growth and environmental pollutions. Therefore, the question of the current research is how effectiveness of monetary policy on inflation control in Iran changes when climate changes with different intensities occur? Since the resolution of extreme climate changes requires urgent attention, it is expected that urgent measures by slowing down the process of climate change can help the central bank in controlling inflation through monetary policy. But moderate climate changes, by increasing production costs, put additional pressure on inflation. As a result, the hypothesis here is that monetary policy in controlling inflation is more effective in the case of extreme climate changes than moderate climate changes in Iran.

2. Materials and Methods

The Environmental Dynamic Stochastic General Equilibrium (E-DSGE) model was used for Iran's economy. Then, the number of periods it takes for the central bank to control inflation caused by the climate change crisis through monetary policy under two extreme and moderate climate change scenarios are compared. Although separate studies have investigated "monetary policy" and "climate control policies", but the novelty of our study is the simultaneous examination of these two types of policies for Iran's economy.

Conducting the current study is necessary from at least three point of views. First, based on Iran's National Climate Change Strategy Program, it has been emphasized to consider climate change in future policies and executive actions. Second, because the monetary policy in Iran is discretionary recently (Khorsandi & Eslamloueyan, 2013), so if the policy is to be regulated, it is better to include environmental considerations from beginning, and

third, Iran is one of the countries influenced by the issue of climate change, seriously (Nasseri & Ahadi, 2015). Therefore, it is necessary to use all possible tools (including monetary policy) to control climate change.

3. Discussion

Equilibrium, in DSGE models, reach after sequence of allocations, pricing and policies so that 1) household utility and profits of firms are maximized, 2) all constraints, including government budget constraints, are considered and 3) all markets be cleared. After determining the equilibrium, the next step is to calculate the steady state of the model in which there is no climate change or productivity shocks. Also, there is no need for monetary policy.

The system of equations in this paper are non-linear differential equations that are solved by non-linear methods in which the value of the parameters should be calibrated first. Each parameter is calibrated from related studies. After specifying the equations of the model and calibrating parameters, the system of equations is configured in the form of an M-code file. In the next step, equations and commands are executed in the Dyane 5.4 software. As the first output, the values of variables in the steady state were obtained. The production value in steady state is 0.88. Therefore, households spend 68% of their available time on work. Also, they consume about 74% of their income and save the remaining 26%. The capital stock is 8 times the equilibrium production level. These results are compatible with the micro foundations of macroeconomic issues.

Before examining the dynamics of the model, we must introduce the occurrence of global warming and the effects of climate change into the model. The simplest way is to put the adjusted value of the total factor's productivity ($\widehat{A_t}$) in the production function (see: Leduc et al., 2016). So, we introduce a moderate climate change and a severe one to the core model.

4. Conclusion

Severe and moderate climate changes cause changes in the whole system. As soon as moderate climate change occurs, the total factors productivity will decrease. It is clear that extreme weather events such as floods and storms damage infrastructures and there will be no incentive for new investment or even reconstruction which cause a sharp decrease in capital stock. The fore total production in the economy decreases at the beginning and does not return to its original level even after 40 periods. Climate change also damages the energy infrastructure and destroys the opportunity to invest in modern and clean energy. In

response to these conditions, if the central bank acts with complete discretion, the next events cannot be predicted, and it is not the subject of this research. But if the central bank adheres to stabilization of growth and inflation, it will consider an expansionary monetary policy to compensate the negative production gap. Conducting an expansionary monetary policy to get out of the recession caused by the climate change will reduce the negative production gap, but it will cause inflation.

The form of dynamics, in the case of severe climate change, is similar to the case of moderate one in the other variables, except in the price and energy consumption variables. In this case, the climate changes are severe enough that the authorities, entrepreneurs or other related sections have the motivation to switch to clean energy. Therefore, the reduction in energy consumption is compensated by the use of new and cheap energies. In this case, the central bank implements a more aggressive monetary policy.

The comparison of these results shows that the effectiveness of monetary policy in reducing inflation is higher in the case of severe climate change. According to the results of this paper, controlling recession and inflation after the climate crises are added to the benefits of the rule based monetary policy. As a result, the design and conduction of the rule based monetary policy by the central bank is emphasized. Also, it is recommended that the government must have a climate policy in the face of climate change. Especially in the case of moderate climate events, this importance is twofold because the negative effects of climate change on macroeconomic variables are less in the case of severe climate events. In other words, “creative destruction” occurs in the case of severe climate change and “no-recovery” occurs in the case of moderate climate change.

Acknowledgments

The authors feel it necessary to express their appreciation to the editor and anonymous reviewers of the journal for their contribution to the improvement of the article.

Conflict of Interest

The author declares that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.

Observation Contribution

Dr. Mohammad Ali Falahi and Dr. Ali Cheshomi are the first and second supervisors of the thesis, Maysam Nasrindoost is PhD candidate of Monetary Economics and the author of the thesis.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۲، زمستان ۱۴۰۳

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 نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

بررسی اثربخشی سیاست پولی تحت سناریوهای مختلف تغییرات اقلیم در ایران

میثم نسرین‌دوست[۱]، محمدعلی فلاحی[۲]، علی چشمی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29701.3711
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۱۱، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۷/۰۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۲۹
صص: ۱۳۳-۱۰۳

چکیده

اعتقاد گسترده‌ای وجود دارد که آلودگی و تغییر اقلیم، بر اقتصاد کشورها اثر منفی می‌گذارد؛ به‌همین‌دلیل امروزه، سیاست‌های کنترل اقلیم جهت کاهش غلظت گازهای گلخانه‌ای (و به‌خصوص دی‌اکسید کربن) موردتوجه سیاست‌گذاران قرار گرفته است. با این‌حال، علاوه‌بر سیاست‌های مذکور، سیاست‌های اقتصادی نیز بر آلودگی اثر دارند. به‌طور خاص، بیان می‌شود که سیاست پولی فقط ابزار مهمی برای تحریك رشد اقتصادی نیست، بلکه وسیلهٔ سیاستی مهمی هم برای کنترل انتشار دی‌اکسید کربن هم هست. در نتیجهٔ این پژوهش به ذهن متبادر می‌شود که تحت سناریوهای مختلف تغییرات اقلیم در ایران، اثرگذاری سیاست پولی در کنترل تورم چه تغییری می‌کند؟ فرضیهٔ پژوهش حاضر آن است که اثربخشی سیاست پولی در کنترل تورم در حالت وقوع تغییرات اقلیمی شدیدتر، بیشتر است. برای بررسی صحت و سقم این فرضیه، یك مدل E-DSGE طراحی شد تا بتواند هم‌زمان به ملاحظات سیاست‌گذاری کلان اقتصادی و سیاست‌گذاری اقلیم توجه داشته باشد. نتایج نشان‌داد که بعد از بروز تغییرات اقلیم، بهره‌وری کل عوامل تولید، سرمایه‌گذاری، موجودی سرمایه و تولید کاهش می‌یابند و اگر تغییرات اقلیمی شدید نباشد، این کاهش ها تقریباً دائمی خواهند بود؛ اما بانك مرکزی، در مواجهه با تغییرات اقلیم شدید، سیاست پولی انبساطی شدیدتری اجرا می‌کند. نرخ بهره به مقدار بیشتری کاهش می‌یابد و پس‌اندازها به مصرف جهت بازسازی تبدیل می‌شود. همین موضوع، بخشی از آثار تورمی ناشی از اجرای سیاست پولی انبساطی را خنثی می‌کند؛ بنابراین تخریب خلاق در حالت تغییرات اقلیمی شدید و عدم بازیابی در حالت تغییرات اقلیم متوسط روی می‌دهد.

کلیدواژگان: تغییرات اقلیمی، کارایی سیاست پولی، بانك مرکزی، اقتصاد زیست بوم.
طبقه‌بندی JEL: C68, E12, Q54.

*. این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول در دانشگاه فردوسی مشهد است.
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
Email: m.nasrindoost@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: falahi@um.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
Email: a.cheshomi@um.ac.ir

ارجاع به مقاله: نسرین‌دوست، میثم؛ فلاحی، محمدعلی؛ و چشمی، علی، (۱۴۰۳). «بررسی اثربخشی سیاست پولی تحت سناریوهای مختلف تغییرات اقلیم در ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۲): ۱۰۳-۱۳۳. doi: 10.22084/aes.2024.29701.3711
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5775.html

۱. مقدمه

بعد از انقلاب صنعتی و استفاده بیشتر انسان از سوخت‌های فسیلی، میزان انتشار دی‌اکسید کربن[۱] افزایش یافت، به‌طوری‌که در عصر حاضر حدود ۹۰ ٪ انتشار CO_2 ، ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی است (بوگل و فیرمودر[۲]، ۲۰۱۲). این افزایش منجر شد که امروزه میزان تجمع کربن در اتمسفر، ۱/۵ برابر ۲۰۰ سال پیش باشد (کینگ[۳] و همکاران، ۲۰۱۷). افزایش حجم گازهای گلخانه‌ای (به‌ویژه CO_2) در جو، باعث شده است تا اثر گلخانه‌ای از حد استاندارد خارج شود، گرمای کمتری بازتابش شود و گرمایش جهانی[۴] رخ دهد (اکرام[۵]، ۲۰۲۰). گرمایش جهانی، مهم‌ترین علت آن چیزی است که «تغییر اقلیم» نامیده می‌شود (هوگز و همکاران[۶]، ۲۰۱۷). تغییر اقلیم به تغییرات در شدت یا فراوانی شرایط آب‌وهوایی (شامل: دما، رطوبت، بارندگی، غلظت ابر و باد) گفته می‌شود؛ البته اقلیم زمین در تاریخ خودش تغییر می‌کند، ولی این تغییرِ طبیعی، در چرخه‌های بسیار طولانی رخ می دهد؛ بنابراین آن‌چه در ادبیات پژوهش‌های حوزهٔ زیست‌محیطی، تغییر اقلیم گفته می‌شود، تغییرات سریع شرایط زمین در ۵۰ سال اخیر است.

مطابق با «فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس»[۷]، رشد اقتصادی می‌تواند تغییرات قابل‌توجهی در وضعیت آلودگی و اقلیم ایجاد کند[۸]؛ اما از طرف دیگر، از آنجایی‌که انسان نیز جزئی از طبیعت است؛ بنابراین انتشار CO_2 هم در شکل اولیهٔ خود و هم زمانی‌که درنهایت منجر به تغییر اقلیم شود، حیات انسان را تهدید می‌کند. اعتقاد گسترده‌ای وجود دارد که آلودگی و تغییر اقلیم، بر اقتصاد کشورها اثر منفی می‌گذارد (ر. ک. به: «احمد»[۹] و همکاران (۲۰۲۰)، «آرمینن» و «منگاکی»[۱۰] (۲۰۱۹)، «عالم» و «عدیل»[۱۱] (۲۰۱۹)، «پاندی»[۱۲] و همکاران (۲۰۲۰)، «این» و «ژانگ»[۱۳](۲۰۲۰)، «موتینهو» و همکاران[۱۴] (۲۰۲۰) و «مندونکا» و همکاران[۱۵] (۲۰۲۰)؛ به‌همین دلیل امروزه، سیاست‌های کنترل اقلیم[۱۶] جهت کاهش غلظت گازهای گلخانه‌ای (و به‌خصوص دی‌اکسید کربن) موردتوجه سیاست‌گذاران قرار گرفته است؛ با این‌حال، علاوه‌بر سیاست‌های کنترل اقلیم، سیاست‌های اقتصادی نیز ممکن است بر ذخیره آلودگی اثر بگذارد. به‌طور خاص، «احمد» و «خطاک»[۱۷] (۲۰۲۰) بیان می‌دارند که سیاست پولی فقط ابزار مهمی برای تحریک رشد اقتصادی نیست، بلکه وسیلهٔ سیاستی مهمی هم برای کنترل انتشار CO_2 است.

---

[1] CO_2
[2] Bogle & Fairweather
[3] King et al.
[۴] دانشمندان سایر عوامل مانند تغییر شدت نور خورشید را هم در گرمایش جهانی مدنظر دارند، ولی بخش عمدهٔ آن را ناشی از فعالیت‌های انسان در انتشار کربن می‌دانند.
[5] Ikram
[6] Hughes et al.
[7] Environmental Kuznets hypothesis
[۸] برای دیدن جزئیات بیشتر در این‌خصوص، «فطرس» و «نسرین‌دوست» (۱۳۸۸) را ببینید.
[9] Ahmad et al.
[10] Arminen & Menegaki
[11] Alam & Adil
[12] Pandey et al.
[13] Xin & Zhang
[14] Moutinho et al.
[15] Mendonça et al.
[16] Climate Change Politics
[17] Ahmad & Khattak

هم‌چنین، «هالکس» و «پایزانوس»[1] (۲۰۱۶) به نقش مهم سیاست پولی در تغییر هم‌زمان رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی اشاره می‌کنند.

پرسش و فرضیهٔ پژوهش: بنابر موارد یاد شده، پرسش پژوهش حاضر آن است که، آیا هنگام بروز تغییرات اقلیم (با شدت‌های مختلف)، اثرگذاری سیاست پولی در کنترل تورم در ایران چه تغییری می‌کند؟ از آنجایی‌که رفع تغییرات اقلیم شدید نیازمند رسیدگی فوری است، انتظار آن است که اقدامات فوری با کند کردن روند تغییرات اقلیم، بتواند به بانک مرکزی در کنترل تورم ازطریق سیاست پولی نیز کمک کند؛ اما تغییرات اقلیمی متوسط، با افزایش هزینه‌های تولید، فشار مضاعفی بر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها وارد می‌کند. درنتیجه، فرضیهٔ پژوهش عبارت است از: اثرگذاری سیاست پولی در کنترل تورم در ایران در صورت وقوع تغییرات اقلیمی شدید، بیشتر از اثربخشی آن هنگام رخ ادن تغییرات اقلیمی متوسط است.

برای بررسی صحت و سقم فرضیهٔ پژوهش، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی زیست‌محیطی[2] (E-DSGE) برای اقتصاد ایران طراحی می‌شود و تعداد دوره‌هایی که طول می‌کشد تا بانک مرکزی ازطریق سیاست پولی بتواند تورم ناشی از بحران تغییر اقلیم را کنترل کند، تحت دو سناریوی تغییرات اقلیم شدید و متوسط مقایسه می‌شود[3]؛ اگرچه تاکنون مطالعاتی جداگانه به بررسی «سیاست پولی» و «سیاست‌های کنترل تغییرات اقلیم» پرداخته اند، اما برای اولین‌بار در مطالعهٔ حاضر، بررسی هم‌زمان این دو نوع سیاست برای اقتصاد ایران انجام خواهد شد.

انجام پژوهش حاضر، حداقل سه ضرورت دارد؛ ۱) برنامهٔ راهبرد ملی تغییر اقلیم ایران، ناظر به حکمرانی تغییر اقلیم در سیاست‌ها و اقدامات اجرایی آینده در کشور است. ۲) چون درحال‌حاضر، سیاست پولی در اقتصاد ایران کاملاً صلاحدیدی است (خورسندی و اسلاملوییان، ۱۳۹۱) پس اگر قرار باشد سیاست پولی قاعده‌مند شود، بهتر است از همان ابتدا ملاحظات زیست‌محیطی در آن لحاظ شود؛ و ۳) ایران ازجمله کشورهای مهم تأثیرپذیر از موضوع تغییر اقلیم است (ناصری و احدی، ۱۳۹۵)؛ بنابراین استفاده از همهٔ امکانات ممکن (ازجمله: سیاست پولی) برای کنترل تغییرات اقلیم ضروری است.

ساختاربندی پژوهش حاضر به این‌صورت است که، در بخش دوم، مبانی نظری پژوهش ارائه می‌شود. در بخش سوم، پیشینهٔ پژوهش مورد بررسی قرار خواهد گرفت؛ سپس، در بخش چهارم روش پژوهش تبیین می‌شود. نتایج تجربی در بخش پنجم ارائه و بحث با جمع‌بندی و نتیجه‌گیری نیز در بخش ششم به پایان می‌رسد.

۲. مبانی نظری

مفهوم توسعهٔ پایدار تاکنون به روش‌های گوناگون تعریف شده است، اما محوری‌ترین ایده، مربوط به کمیسیون جهانی محیط‌زیست و توسعه[4] معروف به «کمیسیون برانتلند»[5] است (دهشیری، ۱۳۹۴). براساس این تعریف،

---

[1] Halkos & Paizanos
[2] Dynamic Stochastic General Equilibrium
[3] ملکش و همکاران (۱۴۰۰) انواع فرآیندهایی که ازطریق آن‌ها سیاست پولی متغیرهای کلان اقتصادی را متأثر می‌کند، به خوبی دسته‌بندی و بررسی کرده‌اند.
[4] world commission on environment & development
[5] The Brundtland Commission

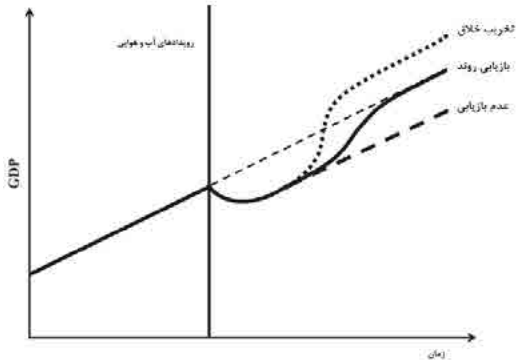
توسعه‌ای پایدار است که بتواند احتیاجات نسل حاضر را بدون فدا کردن توانایی نسل‌های آینده برای برآورده سازی نیازمندی‌هایشان تأمین کند؛ اما کاهش سرمایهٔ زیست‌بوم[۱] و بی‌ثباتی اقتصاد کلان، هردو باعث کاهش رفاه اجتماعی می‌شوند (باربیر[۲]، ۱۹۸۷). همین موضوع، انگیزه‌ای برای بررسی هم‌زمان موضوعات سیاست‌های ثبات اقتصاد کلان و سیاست‌های کنترل تغییر اقلیم می‌شود. مطالعات اقتصادی–اقلیمی، یعنی مدل‌هایی که موضوعات کلان اقتصادی و تغییر اقلیم را به‌طور هم‌زمان بررسی می‌کنند، از دههٔ ۱۹۹۰م. و با سلسله مطالعات «نوردهاوس» انجام شده است (مانند: نوردهاوس[۳]، ۱۹۹۱ یا ۱۹۹۳). به‌نظر می‌رسد یک مدل هم‌زمان بهتر می‌تواند تغییر اقلیم را وارد اقتصاد کلان کند (ر. ک. به: نوردهاوس[۴] (۲۰۱۴)، گلوساو[۵] و همکاران (۲۰۱۴) و هاسلر[۶] و همکاران (۲۰۱۶).

تاحدود ۲۰سال پیش، روش‌های بررسی مسائل زیست‌محیطی در علم اقتصاد به این‌صورت بود که مسأله محیطزیستی را یک پیامد خارجی درنظر می‌گرفتند و مطابق با روش‌های سنتی اقتصاد بخش عمومی، راه‌هایی برای درونی‌کردن و تعدیل این آثار خارجی طراحی می‌شد[۷]. چنان دیدگاهی به‌نوعی تداعی‌کنندهٔ این طرز فکر است که فعالیت اقتصادی، موجب ایجاد آلودگی می‌شود. این طرز فکر، به‌جهت علّیت عکس (یعنی این‌که آلودگی هم می‌تواند بر فعالیت اقتصادی اثر بگذارد) توجهی نداشت. شاید یک دلیل این بی‌توجهی، عدم توسعهٔ روش‌هایی بود که بتواند آثار اقتصاد و محیطزیست را به‌صورت کلان و در یک مجموعهٔ وسیع از متغیرها بررسی کند. تا این‌که نظریهٔ «مکتب ادوار تجاری حقیقی»[۸] (RBC) شکل‌گرفت و الگوهای DSGE مدل‌سازی شدند. پس از آن، اقتصاد کلان به‌صورت مدرن درآمد و اقتصاد به‌شکل سیستم تعادل عمومی پویای تصادفی که منعکس‌کنندهٔ تصمیمات جمیع افراد درمورد متغیرهایی که مربوط به گذشته و آینده است، توصیف شد (ویکنز[۹]، ۲۰۰۸). بعد از چنان پیشرفتی در بررسی‌های اقتصاد کلان، یک عامل دیگر هم موجب جلب توجهات به اثرات متقابل اقلیم و اقتصاد شد؛ بحران اقتصادی سال ۲۰۰۷–۲۰۰۸م. که، طرز فکری را تقویت کرد که تغییر اقلیم را برای ثبات و توسعهٔ اقتصادی خطرناک می‌دید[۱۰]. این تفکر جدید به‌همراه ظهور ابزارهای مدرن بررسی‌های اقتصاد کلان، موجب شد تا بررسی‌های کلان اقتصاد–اقلیم شکل بگیرد. به‌همین دلایل، در سال‌های اولیهٔ دههٔ ۲۰۱۰م. مطالعات پیرامون رابطهٔ متقابل تغییر اقلیم و اقتصاد کلان آغاز شد. دو مقالهٔ «آنجلوپوس»[۱۱] (۲۰۱۰) و «فیشر» و «اسپرینگبورن»[۱۲] (۲۰۱۱) از اولین تحقیقاتی بودند که با استفاده از مدل DSGE رابطهٔ انتشار گازهای گلخانه‌ای و چرخه‌های تجاری را بررسی کردند (امروزه مدل‌های DSGE که برای بررسی ملاحظات اقتصاد–اقلیم به‌کار

---

[1] Ecological capital
[2] Barbier
[3] Nordhaus
[4] Nordhaus
[5] Golosov et al.
[6] Hassler et al.
[۷] برای دیدن جزئیات بیشتر درباره مبانی نظری اقلیم– اقتصاد، Anh (2023) را ببینید.
[8] Real business-cycle theory
[9] Wickens
[۱۰] برای دیدن جزئیات بیشتر در خصوص بحران مالی سال ۲۰۰۷م. و بروز نوسانات اقتصادی و ادوار تجاری تحویلی و همکاران (۱۴۰۰) را ببینید.
[11] Angelopoulos
[12] Fischer & Springborn

می‌رود را E-DSGE[1] می‌نامند)؛ سپس، در سال ۲۰۱۶م. موج تحقیقاتی با عنوان کلی اقتصاد کلان محیط‌زیست[2] شکل‌گرفت (هاسلر[3] و همکاران، ۲۰۱۶). حالا دیگر رابطهٔ متقابل بین اقلیم و اقتصاد فراتر از یک بحث سادهٔ پیامدهای خارجی رفته است؛ به‌طوری که اخیرا بر نقش بانک های مرکزی در کنترل اقلیم و نقش اقلیم در کیفیت عملکرد سیاست پولی توجه شده است. سه فرضیه رقیب که تأثیر فجایع زیست محیطی بر تولید را در کوتاه مدت و بلندمدت توصیف می‌کنند عبارتند از (ر. ک. به: هیسانگ و جینا[4](۲۰۱۴): ۱) فرضیهٔ «تخریب خلاق[5]» استدلال می‌کند که پس از یک بلای طبیعی، ممکن است دوره‌ای از رشد سریع‌تر وجود داشته باشد؛ مثلاً بعد از بلای طبیعی، کمک‌های بین‌المللی صورت می‌گیرد و سرمایهٔ از دست رفته جایگزین می‌شود و به‌همین دلیل تقاضا برای کالاها و خدمات افزایش می‌یابد و اقتصاد را در مسیر تولید ناخالص داخلی بالاتری نسبت به قبل از رویداد قرار می‌دهد. ۲) فرضیهٔ «بازیابی روند»[6] استدلال می‌کند که، پس از کاهش رشد به خاطر بلای طبیعی، سطح درآمد درنهایت باید از طریق یک دورهٔ رشد سریع‌تر از متوسط، به روند قبل از فاجعه بازگردد. این بازگشت باید اتفاق بیفتد؛ زیرا زمانی‌که سرمایه به‌دلیل یک بلایای طبیعی از بین می‌رود و نسبتاً کمیاب می‌شود، تولید نهایی سرمایه افزایش می‌یابد و باعث تخصیص مجدد منابع به نواحی ویران می‌شود. ۳) فرضیهٔ «عدم بازیابی»[7] استدلال می‌کند که بلایا با از بین بردن مستقیم سرمایهٔ مولد یا با تخریب کالاهای مصرفی بادوام (مانند: خانه‌ها) که با استفاده از وجوهی جایگزین می‌شوند که اگر بلای طبیعی رخ نمی‌داد، به سرمایه‌گذاری‌های مولد تخصیص می‌یافت؛ بنابراین، رشد کاهش می‌یابد. در این مورد، هیچ بازگشتی اتفاق نمی‌افتد، زیرا تخصیص مجدد منابع نمی‌تواند اثر منفی یک بلای طبیعی بر بهره‌وری را جبران کند؛ در حالی‌که محصول پس از فاجعه ممکن است در بلندمدت به رشد خود ادامه دهد، به‌طور دائم پایین‌تر از مسیر پیش از فاجعه خواهد بود.



شکل ۱: اثرات احتمالی بلایای طبیعی بر تولید ناخالص داخلی (منبع: باتن[8]، ۲۰۱۸).

Fig. 1: Possible effects of natural disasters on GDP (Source: Batten, 2018)

[1] Environmental DSGE
[2] Environmental macroeconomics
[3] Hassler et al.
[4] Hsiang & Jina
[5] creative destruction
[6] recovery to trend
[7] no recovery
[8] Batten

در عمل، بانک‌های مرکزی بسته به بزرگی بلای طبیعی و تخمین تأثیر آن بر شکاف تولید، واکنش‌های متفاوتی نسبت به بلایای طبیعی نشان‌داده‌اند.

۳. پیشینهٔ پژوهش

مطالعات زیادی به بررسی موضوع تغییرات اقلیم و کارایی سیاست پولی، به‌طور جداگانه، پرداخته‌اند؛ اما درنظر گرفتن هم‌زمان ملاحظات مربوط به بخش پولی اقتصاد و محیط‌زیست، کمتر موردتوجه بوده است؛ به این‌دلیل، در بخش پیشینهٔ پژوهش، فقط مرتبط‌ترین مطالعات انجام شده به‌صورت هم‌زمان (و نه جداگانه) ذکر خواهد شد. در قسمت مبانی نظری پژوهش، ملاحظه شد که موضوع پژوهش حاضر بسیار جدید است. به‌همین دلیل، ادبیات پژوهش نمی‌تواند فراتر از حداکثر ۱۰ سال قبل بوده باشد. به‌علاوه، اگرچه مطالعاتی در داخل کشور وجود دارند که از مدل‌های DSGE درمورد موضوعاتی مانند «بررسی شوک‌های ارزی، نفتی و انرژی» استفاده کرده‌اند، اما سابقهٔ تحقیقی درمورد مدل E-DSGE و هم‌چنین تمرکز به رابطهٔ سیاست پولی–اقلیم یافت نشد؛ در ادامه، چند مطالعه که بیشترین ارتباط را با موضوع پژوهش حاضر دارند، معرفی خواهند شد.

«مک کبین»[1] و همکاران (۲۰۱۷) استدلال می‌کنند که در دنیایی با محدودیت کربن و ازنظر اقلیمی مختل‌شده، سیاست اقلیم و سیاست پولی باید به‌طور هم‌زمان اجرا شوند. درنظر گرفتن هر سیاست به‌طور جداگانه می‌تواند منجر به نتایجی شود که در انزوا خوب به‌نظر می‌رسند اما در عمل، عملکرد ضعیفی دارند. «آنیچاریکو» و «دی دی»[2] (۲۰۱۷) ترکیب بهینهٔ سیاست‌های زیست‌محیطی و پولی در یک مدل کینزی جدید را بررسی کردند. آن‌ها نشان‌دادند که این ترکیب به ابزارهایی که سیاست‌گذاران در دسترس دارند، شدت انحرافاتی که باید به آن‌ها رسیدگی شود و نحوهٔ تعامل آن‌ها بستگی دارد. «ولز»[3] (۲۰۱۷) به بررسی میزان تأثیر عوامل محیطی بر اهداف متعارف بانک‌های مرکزی می‌پردازد و تحلیلی نظری از موارد موافقت و مخالفت بانک‌های مرکزی برای پاسخ به چالش‌های زیست‌محیطی ارائه می‌کند. «کراگستراپ» و «امان»[4] (۲۰۱۹) به بررسی ادبیات به‌سرعت درحال رشد درمورد نقش ابزارهای سیاست‌های کلان اقتصادی و مالی در کنترل تغییرات اقلیم پرداخته‌اند. آن‌ها نتیجه گرفتند که اگرچه ابزارهای مالی در خط مقدم کنترل تغییرات اقلیم هستند، اما باید با ابزارهای سیاست مالی و پولی تکمیل شوند. «چان»[5] (۲۰۲۰) با روش E-DSGE سیاست‌های پولی و مالی را در ارتباط با انتشار کربن بررسی کردند؛ این مقاله بیان می‌دارد که نباید در طراحی و اجرای سیاست‌های پولی، پیامدهای زیست‌محیطی نادیده گرفته شود. «بولتن»[6] و همکاران (۲۰۲۰) بیان می‌دارند که تغییرات اقلیمی چالش‌های جدیدی را برای بانک‌های مرکزی ایجاد کرده است؛ ازنظر آنان، حل مشکل پیچیدهٔ اقلیم، مستلزم اقدام جمعی هماهنگی بین بسیاری از بازیگران، ازجمله: دولت، بخش خصوصی، جامعهٔ مدنی و جامعهٔ بین‌المللی است؛ بنابراین، بانک‌های مرکزی می‌توانند نقش بیشتری

[1] McKibbin et al.
[2] Annicchiarico & Di Dio
[3] Volz
[4] Krogstrup & Oman
[5] Chan
[6] Bolton et al.

در کمک به هماهنگ کردن اقدامات برای مبارزه با تغییرات اقلیمی داشته باشند. «چن»[۱] و همکاران (۲۰۲۱) سیاست پولی را با لحاظ تغییرات اقلیم معرفی می‌کنند و سیاست ترکیبی جدید را «سیاست پولی سبز»[۲] یا «سیاست پولی تجمیع شده با اقلیم»[۳] می‌نامند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که ضرایب سیاست پولی متداول، هنگامی‌که به سیاست اقلیم هم توجه شود، بهتر تعیین می‌شود. «دکا» و «ولز»[۴] (۲۰۲۱) بررسی می‌کنند که چگونه باید توجه به ریسک‌های مرتبط با اقلیم در دستور کار بانک‌های مرکزی قرار گیرد. آن‌ها نتیجه‌گیری می‌کنند که چون ریسک تغییر اقلیم می‌تواند مستقیماً بر مسئولیت‌های اصلی سنتی بانک‌های مرکزی تأثیر بگذارد، همهٔ کشورها باید ریسک فیزیکی و ریسک گذار مرتبط با اقلیم را در چارچوب سیاست‌های بانک مرکزی خود بگنجانند تا از بی‌ثبات مالی کلان جلوگیری کنند. «براون»[۵] (۲۰۲۱) مشخص کرده است که چگونه خطرات مرتبط اقلیم به سیستم مالی سرایت می‌کند و چرا بانک‌های مرکزی باید به آن توجه کنند. پژوهش «بلتز»[۶] و همکاران (۲۰۲۲) رابطهٔ بین سیاست‌های مالی و پولی، ویژگی‌های بانک مرکزی و انتشار دی‌اکسید کربن و گازهای گلخانه‌ای را کمّی‌سازی کرده است. داده‌ها از ۹۵ کشور در بازهٔ زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۹م. تهیه شده است. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که وضعیت استقلال بانک مرکزی در کنار رشد اقتصادی، اصلی‌ترین عوامل تعیین‌کنندهٔ انتشار آلودگی هستند.

«کناوتور»[۷] و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی تأثیرات تغییرات اقلیم، بر تورم کلی و تورم قیمت مواد غذایی و پیامدهای آن‌ها برای سیاست پولی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بانک‌های مرکزی باید، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های عرضهٔ ناشی از رویدادهای اقلیمی بر سطوح عمومی قیمت‌ها را در تدوین سیاست‌های خود درنظر بگیرند. «کانزیک» و «کونرات»[۸] (۲۰۲۳) نشان‌دادند، مالیات کربنی با موفقیت انتشار گازهای گلخانه‌ای را کاهش می‌دهد و سیاست پولی نقش مهمی در کنترل اقلیم ایفاء می‌کند. «یووار» و «یلدان»[۹] (۲۰۲۳) با نشان‌دادن این‌که بانک مرکزی سبز در کشوری با تورم بالا، بیشتر یک نیاز است تا یک گزینه، دریافتند که سبز کردن سیاست پولی لزوماً با الزامات هدف‌گذاری تورم و ثبات مالی در تضاد نیست. «آنیچاریکو» و همکاران[۱۰] (۲۰۲۳) به این نتیجه می‌رسند که سیاست پولی می‌تواند انتظارات را تثبیت کند و به روند سبز شدن اقتصاد کمک کند؛ هم‌چنین یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد وجود سیاست پولی که به اندازهٔ کافی به شکاف تولید یا تورم واکنش نشان می‌دهد، می‌تواند نوسانات انتشار آلودگی را کاهش دهد، عدم اطمینان درمورد دستیابی به اهداف اقلیمی را کاهش دهد و تورم را تثبیت کند؛ بنابراین فشار بر قیمت‌ها را که ناشی از سیاست اقلیمی سخت‌گیرانه بوده است، کاهش می‌دهد. «کومار» و «مایتی»[۱۱] (۲۰۲۴) این‌طور بیان می‌دارند که اغلب اقتصادهای نوظهور، استراتژی های کاهش تغییرات اقلیم را نادیده می‌گیرند و رشد اقتصادی را در اولویت قرار می‌دهند؛ اما مطالعهٔ آن‌ها نشان می‌دهد که این‌گونه کشورها نمی‌توانند رشد اقتصادی خود را به‌دلیل تأثیر نامطلوب افزایش دما بر بهره‌وری کل عوامل حفظ کنند.

---

[1] Chen et al.
[2] Green monetary policy
[3] Climate-augmented monetary policy
[4] Dikau & Volz
[5] Braun
[6] Bletsas et. al.
[7] Kunawotor et. al.
[8] Känzig & Konradt
[9] Ünüvar & Yeldan
[10] Annicchiarico & et al.
[11] Kumar & Maiti

تا آنجایی‌که جستجو برای ادبیات پژوهش نشان داده است، در بین مطالعات داخلی، تاکنون تلاش علمی برای بررسی هم‌زمان سیاست پولی و سیاست‌های اقلیم (و به‌طور خاص سیاست مالیات سبز) صورت نگرفته است؛ با این‌حال، مطالعات پیش‌رو به پژوهش حاضر، بیشترین ارتباط را دارند: «ولیقی‌زاده» (۱۳۹۸) بیان می‌دارد که اگرچه، موضوع نوسانات اقلیمی و اثرات اقتصادی آن در زندگی انسان موضوع جدیدی نیست، ولی از لحاظ اقتصادی هزینه‌های مالی آن بسیار سنگین و حتی برای برخی نواحی و کشورها طاقت‌فرسا و آسیب‌رسان خواهد بود. «پورمتقی‌آلمانی» و همکاران (۱۴۰۱) به این نتیجه می‌رسند که مخاطرات طبیعی جزء جدایی‌ناپذیر زندگی امروز بشر هستند که دستیابی به توسعهٔ اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می دهد.

در این پژوهش، بررسی سیاست پولی و سیاست‌های اقلیم (و به‌طور خاص سیاست مالیات سبز) به‌صورت هم‌زمان صورت می‌گیرد و اثرات تغییرات اقلیم در دوحالت تغییر اقلیم متوسط و شدید، بحث و بررسی می‌شود.

٤. روش پژوهش

برای بررسی صحت و سقم فرضیهٔ پژوهش، به روشی نیاز است که بتواند به‌صورت هم‌زمان به اقتصاد و اقلیم توجه کند. به‌کارگیری یک مدل خاص از مجموعه مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی زیست‌محیطی (E-DSGE) موردنظر پژوهش حاضر است؛ درواقع این الگو، مدل DSGE معمول کینزی جدید است که رقابت ناقص و چسبندگی اسمی در آن وجود دارد و آن‌چنان بسط داده می‌شود که بخش‌های اقلیم و سیاست پولی در آن وارد شود (اکونومودیس و ژاپاداز[1]، ۲۰۱۸).

٤-١. خانوار

در الگوی کینزی جدید، فرض می‌شود خانوار عرضه‌کنندهٔ عوامل تولید و تقاضاکنندهٔ مصرف و دارایی‌های مالی است. عوامل تولید نیز، نیروی کار و سرمایه و دارایی‌های مالی، نگه‌داری ماندهٔ حقیقی پول و اوراق‌قرضه درنظر گرفته می‌شود؛ هم‌چنین فرض می‌شود که ترجیحات خانوارها، همگن است و خانوار عمر نامحدود دارد. فرض می‌شود که خانوارها مطلوبیت انتظاری تنزیل‌شده طول عمر خود را بیشینه می‌کنند:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, 1 - L_t, m_t) \qquad (۱)$$

در این رابطه، E_0 عملگر انتظارات عقلایی، β^t عامل تنزیل که $0 < \beta^t < 1$ ، c_t مصرف خانوار، L_t ساعات کار و m_t مانده حقیقی پول خانوار است. $U(\,)$ را تابع مطلوبیتی به فرم تبعی (کولی و پرسکات[2]، ۱۹۹۵) درنظر می‌گیریم؛ این تابع، تصریح لگاریتمی دارد:

$$U(c_t, 1 - L_t, m_t) = \gamma_1 Log c_t + \gamma_2 Log(1 - L_t) + (1 - \gamma_1 - \gamma_2) Log m_t \qquad (۲)$$

که γ_1 و γ_2 پارامترهای استاندارد ترجیحات هستند. درنظر گرفتن این شکل تابع مطلوبیت، سبب می‌شود تا ضمن این‌که خواص و ویژگی‌هایی که در سطور پیشین به آن اشاره شد، حفظ شود؛ محاسبات نیز ساده‌تر باشد. قید بودجهٔ اسمی خانوار نیز عبارت است از:

---

[1] Economides & Xepapadeas
[2] Cooley & Prescott

$$(1+\tau_t^c)p_t c_t + p_t I_t + B_t - B_{t-1} + M_t - M_{t-1} = (1-\tau_t^L)(p_t w_t L_t) + (1-\tau_t^k)(r_t - \delta)p_t k_{t-1} + p_t g_t^{tr} \quad (۳)$$

که در آن : τ_t^c نرخ مالیات بر مصرف خصوصی $0 \le \tau_t^c < 1$، τ_t^k نرخ مالیات بر درآمد سرمایهٔ $0 \le \tau_t^k < 1$، τ_t^L نرخ مالیات بر درآمد حاصل از کار $0 \le \tau_t^L < 1$ ، I_t سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ فیزیکی، B_t اوراق‌قرضهٔ دولتی، M_t پول نگه‌داری شده، r_t نرخ بازدهی سرمایه، w_t دستمزد هر ساعت کار، L_t ساعات کار ، r_t نرخ بهره، δ نرخ استهلاک سرمایه و g_t^{tr} پرداخت‌های انتقالی یکجا پرداخت شده به خانوار است؛ بنابراین قید بودجهٔ حقیقی مصرف‌کننده عبارت است‌از:

$$(1+\tau_t^c)c_t + k_t - k_{t-1} + m_t - \left(\frac{1}{\pi_t}\right)m_{t-1} + b_t = (1-\tau_t^l)(w_t L_t) + (1-\tau_t^k)(r_t - \delta)k_{t-1} + \left(\frac{b_{t-1}}{\pi_t}\right)(1+r_t) + g_t^{tr} \quad (۴)$$

فرض می‌شود که تمامی درآمد مالیاتی دولت، به شکل پرداخت‌های انتقالی یکجا به مصرف‌کننده برمی‌گردد؛ به این‌ترتیب، مدل ساده‌سازی شده و نیازی به درنظر گرفتن پیچیدگی‌های خاص در شرایط بخش دولت نیست؛ هم‌چنین سرمایهٔ فیزیکی به این شکل تعریف می‌شود:

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + I_t \quad (۵)$$

که I سرمایه‌گذاری انجام شده و δ نرخ استهلاک سرمایه است.

٤-۲. بنگاه‌ها

فرض می‌شود که N بنگاه وجود دارد که کالای واسطه‌ای تولید می‌کنند و یک بنگاه هم کالای نهایی تولید می‌کند. بازار کالاهای واسطه‌ای رقابت ناقص است و بازار کالای نهایی، رقابت کامل است. بازار عوامل تولید و به‌خصوص انرژی رقابتی فرض می‌شود.

٤-۲-۱. بنگاه تولیدکنندهٔ کالای نهایی

مطابق با تابع تولید معرفی‌شده توسط «دگزیت و «استگلیتز»[1] (۱۹۷۷) تولیدکننده، کالای نهایی (y_t) را با استفاده از $y_{t.j}$ کالای واسطه‌ای تولید می‌کند؛ به‌طوری‌که j=1,2,…,N و

$$y_t = \left[\sum_{j=1}^{N}(y_{t.j})^{\frac{\xi-1}{\xi}}\right]^{\frac{\xi}{\xi-1}} \quad (۶)$$

در رابطهٔ بالا $\xi > 1$ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای است؛ هم‌چنین فرض می‌شود که $\sum_{j=1}^{N}\lambda_j = 1$ است. پارامتر ξ نشان‌دهندهٔ مارک-آپ است.

[1] Dixit & Stiglitz

٤-۲-۲. بنگاه تولیدکنندهٔ کالای واسطه‌ای

فرض شود، هرکدام از N بنگاه واسطه‌ای، تابع تولید $y_{t.j} = A_t F(L_t, K_t, E_t)$ را دارند که در آن A_t بهره‌وری کل عوامل تولید و k_t ، L_t و E_t به‌ترتیب نهاده‌های سرمایه، نیروی کار و انرژی (سوخت‌های فسیلی) می‌باشند[۱]؛ این تابع شرایط زیر را دارد:

$$F_L > 0\ , F_K > 0\ , F_E > 0, F_{LL} < 0, F_{KK} < 0, F_{EE} < 0 \qquad (۷)$$

فرم تبعی به شکل کاب–داگلاس، می‌تواند شرایط بالا را داشته باشد، بنابراین:

$$y_{t.j} = \widehat{A_t} k_{t.j}^{\alpha_1} L_{t.j}^{\alpha_2} E_{t.j}^{1-\alpha_1-\alpha_2} \qquad (۸)$$

$\widehat{A_t}$ بهره‌وری کل عوامل تولید تعدیل شده است که بعداً درمورد آن توضیح داده خواهد شد؛ هر بنگاه با این هزینه روبه‌رو است:

$$C_{t.j} = w_t L_{t.j} + r_t K_{t.j} + (1 + \tau_t^e) p_t^e E_{t.j} \qquad (۹)$$

در رابطهٔ بالا τ_t^e نرخ مالیات است که بر هر واحد از مصرف انرژی وضع می‌شود.

٤-۲-۳. بخش تولیدکنندهٔ انرژی

برای سادگی الگو، فرض شود که فقط یک بنگاه تولیدکنندهٔ انرژی وجود دارد که از سوخت فسیلی برای تولید انرژی استفاده می‌نماید؛ این بنگاه که محصول خود (یعنی انرژی) را به سایر بنگاه های واسطه‌ای می‌فروشد، دارای تابع سود اسمی زیر است:

$$D_t^e = \sum_{s=0}^{t} \beta^t \, (P_s^e - C^e) E_s \qquad (۱۰)$$

که p_s^e قیمت نسبی هر واحد انرژی و c^e هزینه تولید یک واحد انرژی (برای سادگی ثابت فرض می‌شود)، S_0 ذخیرهٔ محلی سوخت فسیلی و E_s واحدهای انرژی فروخته شده است؛ می‌توان رابطهٔ بالا را به‌صورت تابع سود حقیقی نوشت:

$$d_t^e = \sum_{s=0}^{t} \beta^t \, (p_s^e - c^e) E_s \qquad (۱۱)$$

$$\sum_{s=0}^{t} E_s \leq S_0 \qquad (۱۲)$$

٤-۳. اقلیم، گازهای گلخانه‌ای، تغییرات دمای جهان و تابع خسارت[۲]

در تابع تولید دیدیم که به‌جای بهره‌وری کل عوامل تولید (A) از مقدار تعدیل‌یافتهٔ آن $(\widehat{A_t})$ استفاده شد؛ در واقع:

$$\widehat{A_t} \equiv e^{-\Theta(T_t - T_0)} A_t \qquad (۱۳)$$

که در رابطهٔ بالا، T_t متوسط دمای فعلی جهان و T_0 متوسط دمای جهان قبل از انقلاب صنعتی است.

---

[۱] درواقع بیشتر مطالعات با روش DSGE به متغیر بهره‌وری کل عوامل تولید و اثر تکانه‌های آن بر تولید تأکید کرده‌اند؛ برای نمونه، عطار و همکاران (۱۳۹۸) را ببینید.

[۲] اطلاعات این بخش بیشتر مربوط به رشتهٔ اکولوژی (زیست‌بوم) است، ولی برای تکمیل الگوی تحقیق حاضر لازم است؛ برای اطلاع بیشتر به پیرهومبر (۲۰۱۴) مراجعه شود.

بنابراین $e^{-\Theta(T_t-T_0)}$ تابع خسارت[1] به تولید برحسب دمای کره‌زمین است. پارامتر Θ نیز «کشش خسارت محصول»[2] نام دارد. پس، $\widehat{A_t}$ بهره‌وری کل عوامل تولید تعدیل شده، اثرات معین تغییرات اقلیم را بر تابع تولید نشان می‌دهد. از اینجا مشخص می‌شود که هر بنگاه تولیدکنندهٔ کالای واسطه‌ای در هنگام مصرف انرژی با دو اثر متضاد روبه‌رو می‌شود؛ از یک‌سو با مصرف بیشتر انرژی، تولید بیشتری خواهد داشت و از سوی دیگر، مصرف سوخت فسیلی بیشتر، موجب افزایش انتشار CO_2 بیشتر، افزایش دمای کره‌زمین، تغییر اقلیم، کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید و نهایتاً کاهش تولید می‌گردد.

در مدل‌های ارزیابی یکپارچه، سه منبع (مخزن) ذخیرهٔ کربن[3] درنظر گرفته می‌شود؛ کربن در جو، کربن سطح اقیانوس و کربن اعماق اقیانوس (نوردهاوس و ژتور[4]، ۲۰۱۳)؛ با این فرض، تابعی به‌نام «تابع اجبار تابشی»[5] تعریف می‌شود که عبارت است از: حاصل تفاضل انرژی تابشی خورشید که جذب کره‌زمین شده است، از انرژی بازتابش شده از زمین به فضا. این تابع با رابطهٔ معروف زیر نشان داده می‌شود:

$$F_t = \eta Log_2\left(\frac{S_t^{AT}}{S_{t=1750}^{AT}}\right) + F_t^{EX} \qquad (۱۴)$$

در رابطهٔ بالا S_t^{AT} و $S_{t=1750}^{AT}$ تجمع کربن به‌ترتیب در سال t و سال ۱۷۵۰ (قبل از انقلاب صنعتی) را نشان می‌دهد. کشش (یا حساسیت) اقلیم[6] نیز با η مشخص شده است. F_t^{EX} هم اجبار تابشی خارجی[7] است. اگر $F_t > 0$ اجبار تابشی مثبت داریم و زمین گرم می‌شود و اگر $F_t < 0$ اجبار تابشی منفی داریم و زمین سرد می‌شود.

«گولساف» و همکاران[8] (۲۰۱۴) از روی رابطهٔ اجبار تابشی، خسارت وارده به تولید را به‌صورت تابع نمایی از تجمع کربن تعریف می‌کنند:

$$e^{-\psi(S_t^{AT}-S_{t=1750}^{AT})} \qquad (۱۵)$$

این تابع را «تابع خسارت به تولید» به‌دلیل ناهنجاری کربن هم می‌گویند. این تابع، درواقع از ترکیب تابع خسارت بر حسب ناهنجاری دما ($e^{-\Theta(T_t-T_0)}$) و تابع تغییرات تجمع کربن برحسب ناهنجاری دما به‌دست می‌آید. در این رابطه ψ کشش خسارت وارده به تولید ناشی از تغییرات تجمع کربن است. حالا باید تابع خسارت، ساده‌سازی شود. برای این‌کار از روشی که اخیراً در ادبیات اقلیم توسعه یافته است، استفاده می‌کنیم. این روش توسط «ماتیوز» و همکاران[9] (۲۰۱۲) ، «پیرهومبر»[10] (۲۰۱۴)، «هاسلر» و همکاران[11] (۲۰۱۶) و «براک» و «ژپاپادز»[12] (۲۰۱۷) استفاده شده است. در این روش به‌جای آن که انتشار CO_2 به تجمع کربن مرتبط شود و سپس تجمع کربن به تغییرات دما ربط داده شود، مستقیماً انتشار CO_2 به تغییرات دما لینک می‌شود. این روش را واکنش کربن–اقلیم[13] (CCR)

---

[1] Damage function
[2] Damage elasticity of output
[3] Carbon reservoir
[4] Nordhaus and Sztorc
[5] radiative forcing function
[6] climate sensitivity
[7] external forcing
[8] Golosove et al.
[9] Matthews et al.
[10] Pierrehumbert
[11] Hassler et al.
[12] Brock & Xepapadeas
[13] Carbon-climate response

می‌نامند. درواقع CCR بیانگر تغییر خالص دما به ازای یک واحد انتشار CO_2 است. مقدار CCR تقریباً ثابت فرض می‌شود و از روی داده‌های تاریخی تغییرات دما و کربن سازمند (یعنی کربنی که به‌دست انسان ایجاد شده، نه کربن موجود در طبیعت) برآورد می‌شود. رابطهٔ دما–CO_2 که در بالا توضیح داده شد را واکنش اقلیم گذرا به انتشار CO_2 یا ($TCRE$)[1] هم می‌نامند. درواقع $TCRE$ هم اثرات فیزیکی و هم شیمیایی و بیوشیمیایی انتشار CO_2 بر اقلیم را در خود جای می‌دهد. عدد $TCRE$ را با Λ نشان می‌دهند و این‌گونه تعریف می‌شود:

$$\Lambda = \frac{\Delta T(t)}{CE(t)} \qquad (۱۶)$$

صورت کسر تغییرات دما و مخرج آن مقدار تجمعی انتشار کربن تا زمان t می‌باشد.

چون فرض شئه بود که Λ ثابت است، پس رابطهٔ بین تغییرات جهانی دما و مقدار تجمعی انتشار دی‌اکسید کربن خطی است. طبق بحث «مک دوگل»[2] (۲۰۱۶) بهترین برآوردی که از Λ شده است حدوداً بین ۰.۸ تا ۲.۵ درجهٔ سانتی‌گراد به ازای هر تن کربن (TtC) است.

٤-٤. دولت

در الگوهای کینزی جدید که در آن‌ها دولت وجود دارد، قید بودجهٔ دولت برحسب مقادیر اسمی به این شکل بیان می‌گردد:

$$B_t - B_{t-1} + M_t - M_{t-1} + p_t\tau_t^c c_t + \tau_t^K(p_t r_t k_{t-1}) + \tau_t^L(p_t w_t L_t) + p_t\tau_t^e E_t = r_{t-1}b_{t-1} + p_t g_t^{tr} \qquad (۱۷)$$

که $B_t - B_{t-1}$ اوراق‌قرضه منتشر شده جدید، $M_t - M_{t-1}$ پول چاپ شده جدید، $p_t\tau_t^c c_t$ درآمد ناشی از مالیات بر مصرف، $\tau_t^y(p_t r_t k_{t-1})$ درآمد ناشی از مالیات بر درآمد حاصل از سرمایه، $\tau_t^L(p_t w_t L_t)$درآمد ناشی از مالیات بر درآمد حاصل از کار، $E_t p_t \tau_t^e$ درآمد ناشی از مالیات سبز، $r_{t-1}b_{t-1}$ سود پرداختی به اوراق‌قرضهٔ دورهٔ قبل و $p_t g_t^{tr}$ مخارج پرداخت‌های انتقالی از طرف دولت است. واضح است که $b_t, \tau_t^c, \tau_t^y, \tau_t^e, g_t, g_t^{tr}$ ابزارهای سیاست مالی دولت هستند؛ اما در این مطالعه و از آنجایی‌که فقط بر سیاست پولی تمرکز شده است، برای سادگی مدل فرض می‌شود که تمام درآمدهای مالیاتی فوق، به‌صورت یکجا و در قالب پرداخت‌های انتقالی به مصرف‌کننده برمی‌گردد.

٤-٥. بانک مرکزی و سیاست پولی

همان‌طورکه می‌دانیم، قاعدهٔ پولی بانک مرکزی (یا قاعدهٔ سیاست پولی) رابطه‌ای است که براساس آن، بانک مرکزی نسبت به نوسان در شرایط اقتصاد واکنش می‌دهد. در این رابطه، متغیر سمت چپ را ابزار سیاست پولی می‌نامند که بیشتر نرخ بهره اسمی (R_t) و در برخی از اقتصادها (مانند اقتصاد ایران) پایهٔ پول است. دقیق‌تر این که به‌طورکلی دو قاعدهٔ معروف در این‌زمینه وجود دارد؛ «قاعدهٔ فلداشتاین و استاک»[3] (۱۹۹۴) و «قاعده مک کالم»[4] (۱۹۸۷). در اولی ابزار پولی بانک مرکزی حجم پول (M_2) است و در دومی نرخ رشد پایهٔ پولی، ابزار سیاست

[1] Transient climate response to co2 emissions
[2] MacDougal
[3] Feldstein & Stock
[4] McCallum

پولی است. اما قاعدهٔ مک کالم، معروف‌تر و کاربردی‌تر است (توکلیان و صارم، ۱۳۹۸) و به‌همین دلیل در این پژوهش از این قاعده استفاده می‌شود:

$$\dot{M}_t = \rho_M \dot{M}_{t-1} + (1-\rho_M)\{\emptyset^{\pi}(\pi_t - \tilde{\pi}) + \emptyset^{y}(y_t - \tilde{y})\} \qquad (۱۸)$$

که $\tilde{y}, \tilde{\pi}$ مقادیر هدف هستند و $\emptyset^{\pi}, \emptyset^{y}$ ضرایب واکنش سیاست پولی می‌باشند. در این رابطه، $\dot{M}_t$ نرخ رشد پایهٔ پولی امسال است که به سه عنصر واکنش می‌دهد؛ نرخ رشد پایهٔ پولی دورهٔ قبل (با ضریب ρ_M)، شکاف تورم و شکاف تولید.

از طرف دیگر، قاعده‌ای را که بانک مرکزی ازطریق آن به شکاف تولید و تورم واکنش می‌دهد، باید با یک شوک تصادفی همراه کرد. در غیر این‌صورت مدل نمی‌تواند حالت تصادفی بودن خود را حفظ کند. پس:

$$\dot{M}_t = \rho_M \dot{M}_{t-1} + (1-\rho_M)\{\emptyset^{\pi}(\pi_t - \tilde{\pi}) + \emptyset^{y}(y_t - \tilde{y})\} + \varepsilon^{M} \qquad (۱۹)$$

۵. تحلیل‌های تجربی

تعادل الگو عبارت است از توالی تخصیص‌ها، قیمت‌گذاری‌ها و سیاست‌گذاری‌ها به‌طوری‌که ۱) مطلوبیت خانوار بیشینه شود، ۲) سود همهٔ بنگاه‌ها بیشینه شود، ۳) همهٔ قیود ازجمله قید بودجه دولت برقرار باشد، و ۴) تمام بازارها تسویه شوند[۱]. بعد از مشخص‌شدن تعادل اقتصاد، گام بعدی محاسبهٔ وضعیت پایدار[۲] الگو است. در حالت پایدار، تغییرات اقلیم وجود ندارد $(\Lambda = ۰)$ و شوک‌های مربوط به بهره‌وری نیز وجود ندارد $(\varepsilon^{A} = ۰)$. از آنجایی‌که در حالت ایستا، در وضعیت تعادلی هستیم، پس $\pi_t = \tilde{\pi}$ و $y_t = \tilde{y}$ است و درنتیجه به سیاست‌گذاری پولی هم نیازی نیست.

سیستم معادلات معرفی‌شده در بخش قبل، معادلات دیفرانسیل غیرخطی است که با روش‌های غیرخطی حل می‌شود. برای حل آن، باید ابتدا مقدار پارامترها را مشخص کرد. طبق بحث «کنوا»[۳] (۲۰۰۷)، مقداردهی پارامترها به استفاده از روش‌های اقتصادسنجی برای محاسبهٔ آن‌ها، اولویت دارد؛ زیرا هدف پژوهش در الگوی *DSGE* توضیح واقعیت اقتصادی از طریق بررسی پویایی الگو است و مقداردهی، یک راهبرد برای یافتن خواص پویایی اقتصاد است؛ ازطرف دیگر، برآوردهای اقتصادسنجی ممکن است موجب بروز مشکل تکینی تصادفی[۴] شود (برای جزئیات بیشتر ر. ک. به: توکلیان و صارم، ۱۳۹۶)؛ بنابراین، در این مطالعه، هر پارامترها از روی مطالعات مرتبط تعیین می‌شود. مقادیر انتخاب شده در جدول (۱) خلاصهٔ شده‌اند. درخصوص انتخاب چند پارامتر، لازم است نکاتی مطرح گردد؛ پارامتر Λ نشان‌دهندهٔ حساسیت اقلیم به آلودگی است. در مطالعات تغییرات اقلیم، «لدو» و همکاران[۵] (۲۰۱۶) دو مقدار $\Lambda = ۱.۷$ و $\Lambda = 0.۵$ را به‌ترتیب برای رویدادهای اقلیمی شدید و متوسط برآورد کرده‌اند؛ هم‌چنین، مقدار پارامتر کشش خسارت در تابع تولید (ψ) به این روش مشخص می‌شود؛ «نوردهواس»[۶] (۲۰۰۸)

---

[۱] خوانندگان گرامی می‌توانند در صورت لزوم معادلات تعادلی الگو را ازطریق پست الکترونیکی نویسندهٔ اول درخواست نمایند.

[2] Steady state
[3] Canova
[4] Stochastic singularity problem
[5] Leduc et al.
[6] Nordhaus

برآورد کرد که ناهنجاری دمایی به اندازهٔ ۶ درجهٔ سانتی‌گراد، به اندازهٔ ۳۰٪ به *GDP* خسارت می‌زند. با توجه به آن‌چه در پیش‌تر بیان شد، این به آن معنی است که:

$$۰.۷ = e^{-۶\psi} \rightarrow \psi = ۰.۰۵۹ \qquad (۲۰)$$

سومین پارامتر، درجهٔ چسبندگی قیمت (ξ) می‌باشد که وجود آن در الگوهای *DSGE* کینزی جدید لازم است. همان‌طورکه در محاسبات قبل مشاهده شد، عبارت $\frac{\xi}{(\xi-۱)}$ نشان‌دهندهٔ جزء مارک–آپ می‌باشد. طبق بحث «صباغ‌کرمانی» و همکاران (۱۳۸۹)، انتظار می‌رود در کشورهای با تورم زیاد، درجهٔ چسبندگی قیمت کم باشد. هم‌چنین در مطالعهٔ «شهیکی‌تاش» و همکاران (۱۳۹۶) جزء مارک–آپ در بیشتر صنایع ایران، اندکی بیشتر از یک (مثلاً ۱.۱) است؛ به‌همین دلیل، این پارامتر برای اقتصاد ایران برابر با ۷ درنظر گرفته شد ($\frac{۷}{۷-۱} = ۱.۱$). درنهایت، ρ_M در معادلهٔ سیاست پولی (رابطهٔ ۱۹) برای اقتصاد ایران مقدار نزدیک به یک دارد. «شاه‌حسینی» و «بهرامی» (۱۳۹۲)، این مقدار را ۰.۸۹ محاسبه کردند و «محمدی و «باقری‌پرمهر» (۱۳۹۴) این مقدار را برابر ۰.۸۶ درنظر گرفتند. باید توجه‌داشت که هرچه‌قدر مقدار این پارامتر کمتر باشد، موضوعاتی که برای بررسی صحت و سقم فرضیهٔ این پژوهش لازم است روشن شود، ظاهرتر می‌شوند.

جدول ۱: مقادیر پارامترهای مدل

Tab. 1: Values of model parameters (Source: Research Findings)

پارامتر	شرح	مقدار	منبع
β	عامل تنزیل	۰.۹۸	مطالعات ذکر شده در متن
$\gamma_۱$	پارامتر مصرف در تابع مطلوبیت	۰.۱۳۸۹	رئیسی و همکاران (۱۳۹۶) و صباغ‌کرمانی و همکاران (۱۳۸۹)
$\gamma_۲$	پارامتر فراغت در تابع مطلوبیت	۰.۳۹۸۶	رئیسی و همکاران (۱۳۹۶) و صباغ‌کرمانی و همکاران (۱۳۸۹)
$۱-\gamma_۱-\gamma_۲$	پارامتر مانده حقیقی پول در تابع مطلوبیت	۰.۴۶۲۵	رئیسی و همکاران (۱۳۹۶) و صباغ‌کرمانی و همکاران (۱۳۸۹)
$\alpha_۱$	کشش تولیدی سرمایه	۰.۴۲۶	اسلاملوئیان و استادزاد (۱۳۹۵)
$\alpha_۲$	کشش تولیدی نیروی کار	۰.۲۲۱	اسلاملوئیان و استادزاد (۱۳۹۵)
$۱-\alpha_۱-\alpha_۲$	کشش تولیدی انرژی	۰.۳۵۳	اسلاملوئیان و استادزاد (۱۳۹۵)
δ	نرخ استهلاک سرمایه	۰.۰۳۲	مطالعات ذکر شده در متن
ξ	درجه چسبندگی قیمت	۷	صباغ‌کرمانی و همکاران (۱۳۸۹)
τ^c	نرخ مالیات بر مصرف	۰.۰۹	محاسبات تحقیق
τ^L	نرخ مالیات بر درآمد حاصل از کار	۰.۱	محاسبات تحقیق
$\emptyset^\pi$	اهمیت بانک مرکزی به هدف تورمی	-۱.۵۴۸	کاویانی (۱۴۰۰)
$\emptyset^y$	اهمیت بانک مرکزی به هدف تولید	-۱.۷	کاویانی (۱۴۰۰)
Λ	حساسیت اقلیم	۱.۷	لدو و همکاران[1] (۲۰۱۶)
ψ	کشش خسارت در تابع تولید	۰.۵	نوردهواس[2] (۲۰۰۸)
ρ_A	ضریب خودهمبستگی شوک بهره‌وری	۰.۷۳	مطالعات ذکر شده در متن
ρ_M	ضریب خودهمبستگی سیاست پولی	۰.۸۶	محمدی و باقری پرمهر (۱۳۹۴)

(منبع: یافته‌های تحقیق).

[1] Leduc et al.
[2] Nordhaus

پس از آن‌که تصریح معادلات الگو مشخص شد و مقادیر پارامترها انتخاب گردید، سیستم معادلات به‌همراه مقادیر پارامترها در قالب یک فایل‌نویسه[1] پیکربندی می‌شود. در مرحلهٔ بعد، نویسه حاوی متغیرها، معادلات و دستورات، در برنامهٔ نرم‌افزاری «داینر»[2] اجرا می‌شود؛ در این مطالعه، از آخرین نسخهٔ برنامهٔ داینر (Dynare ۵.۴) استفاده شده است. مقادیر متغیرها در شرایط با ثبات، مطابق آن‌چه در جدول (۲) خلاصه شده است، حاصل شد.

جدول ۲ مقادیر متغیرها در شرایط با ثبات

Tab. 2: Values of variables in steady state (Source: Research Findings)

متغیر	π	$\overline{gtr}$	$\overline{m}$	$\overline{p^e}$	$\bar{w}$	$\bar{r}$	$\bar{E}$	$\bar{l}$	$\bar{k}$	$\bar{I}$	$\bar{c}$	$\bar{y}$	$\bar{A}$
مقدار	۰	۰	۴۴.۳	۲.۴	۰.۶	۰.۰۵۱	۰.۱۳	۰.۶۸	۷.۳	۰.۲۳۴	۰.۶۵	۰.۸۸	۱
نسبت به $\bar{y}$									۸.۳	۰.۲۶۶	۰.۷۳۸	۱	

(منبع: یافته‌های تحقیق).

مطابق با جدول بالا، مقدار تولید در وضعیت باثبات ۰.۸۸ است. این مقدار از آنجا ناشی می‌شود که کل موهبت زمان در دسترس افراد برابر واحد نرمال شده است؛ هم‌چنین فرض واحد بودن بهره‌وری کل عوامل تولید، منجر به چنین نتیجه‌ای شده است. مشاهده می‌شود که خانوارها، ۶۸ ٪ موهبت زمان در اختیار خود را صرف کار می‌کنند؛ هم‌چنین، آن‌ها حدود ۷۴٪ درآمد خود را مصرف و ۲۶٪ بقیه را پس‌انداز می‌نمایند. موجودی سرمایه ۸ برابر سطح تولید تعادلی است؛ هم‌چنین طبق رابطهٔ مبادله (M.V=P.Y)، سرعت گردش پول $V = \frac{Y}{m} = \frac{۰.۸۸}{۴۴.۳} = ۱.۹۸$ محاسبه می‌شود. توجه شود که در جدیدترین مطالعه، «آشنا» (۱۴۰۲) میانگین سرعت گردش پول را در اقتصاد ایران و در دورهٔ زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ برابر با ۱.۸۹ برآورد کرده است. در یک مطالعهٔ دیگر، «عزیزی» (۱۳۸۲) به میانگین ۲.۱ برای دورهٔ زمانی ۱۳۴۰ تا ۱۳۷۷ رسیده بود. این نزدیکی مقادیر برآورد شده با مقدار به‌دست آمده در این پژوهش، اطمینان بخش احتمال درستی نتایج است؛ هم‌چنین، این نتایج با پایه‌های خُرد موضوعات کلان اقتصادی سازگاری دارد.

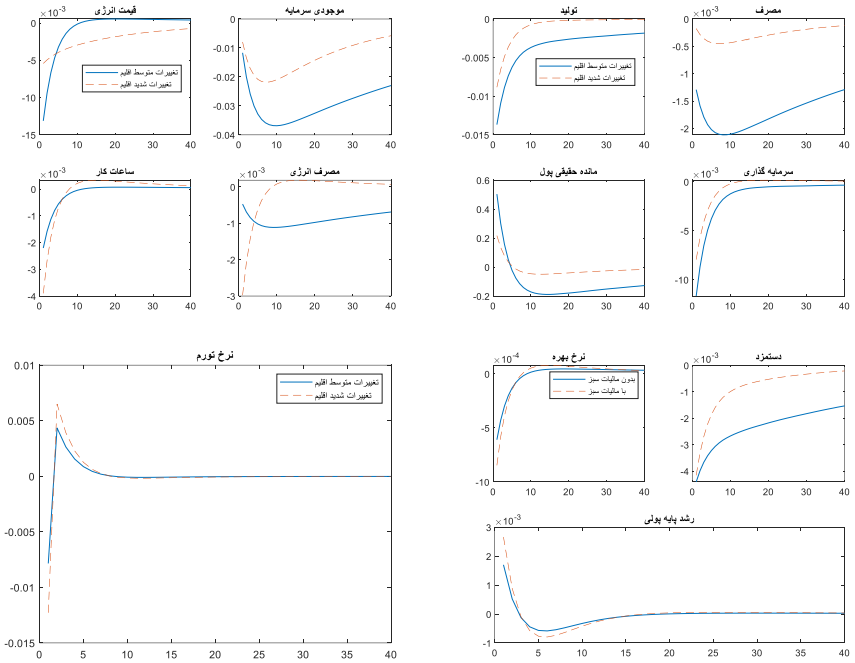
آن‌چه در نتایج مدل‌های DSGE مهم است، پویایی‌های مدل و پیش‌بینی واکنش متغیرهای درونزا در اثر ضربه (شوک) یک یا چند متغیر برون‌زا است. قبل از بررسی چنان پویایی‌هایی باید وقوع گرمایش جهانی و اثرات تغییر اقلیم را به الگو وارد کرد؛ همان‌طورکه در بخش پیشین بحث شد، ساده‌ترین راهی که برای این‌منظور رایج است جای‌گذاری مقدار تعدیل‌یافتهٔ بهره‌وری کل عوامل تولید $(\widehat{A_t})$ ، به جای (A) در تابع تولید است. در این رابطه، رایج است که مقدار Λ را با سناریوهای قوی (۱.۷) و متوسط (۰.۵) و مقدار ψ را متوسط (۰.۵) درنظر می‌گیرند (ر. ک.

[1] M-code
[2] Dynare

به: لدو و همکاران[1]، ۲۰۱۶). پس ابتدا به مدل پایه‌ای که از آن نتایج ایستا استخراج شده بود، یک تغییر اقلیم متوسط ($\Lambda = ۰.۵$) و سپس شدید ($\Lambda = ۱.۷$) معرفی می‌گردد.

٦. نتیجه‌گیری

ایجاد تغییرات اقلیمی شدید و متوسط، تغییراتی را در کل سیستم ایجاد می‌کند که در شکل (۲) مقایسه شده است.



شکل ۲: پویایی همزمان دو حالت تغییرات اقلیم متوسط و شدید (منبع: یافته‌های تحقیق).

Fig. 2: Simultaneous dynamics of moderate and severe climate changes (Source: Research Findings)

همان‌طورکه مشخص است، به‌محض وقوع تغییر اقلیم متوسط، بهره‌وری کل عوامل تولید کاهش می‌یابد. این شوک طی حدود ۱۵ الی ۲۰ دوره، با نرخ کاهنده از بین خواهد رفت. واضح است که رویدادهای شدید آب و هوایی مانند سیل و طوفان به زیرساخت‌ها خسارت وارد می‌کند و از طرف دیگر، در کشوری که تغییرات اقلیمی وجود دارد و برای آن اقدامی صورت نگرفته، انگیزهٔ سرمایه‌گذاری جدید و یا حتی بازسازی وجود نخواهد داشت؛ بنابراین، کاهش سرمایه‌گذاری به‌طوری‌که حتی بعد از ۴۰ دوره به مقدار اولیه خود برنگردد؛ هم‌چنین از بین رفتن زیرساخت‌ها، عدم بازسازی آن‌ها و کاهش سرمایه‌گذاری موجب کاهش شدید در موجودی سرمایه می‌شود. اگرچه کاهش موجودی سرمایه بعد از ۱۰ دوره روند کاهشی خواهد یافت، اما حداقل تا ۴۰ دورهٔ آینده (و احتمالاً مدت‌ها پس از آن) به سطح اولیه برنمی‌گردد. درنتیجه کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید، کاهش سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه، تولید کل در اقتصاد، در ابتدا ۱.۵ ٪ کاهش می‌یابد و حتی تا ۴۰ دورهٔ بعد نیز به سطح اولیهٔ خود بازنمی‌گردد.

[1] Leduc et al.

این بدان‌معنی است که تغییرات اقلیم اثر منفی ماندگارتری بر تولید (نسبت به بهره‌وری) دارد. این موضوع به‌دلیل خسارت‌هایی است که تغییرات اقلیم می‌تواند بر زیرساخت ها وارد کند؛ هم‌چنین، تغییرات اقلیمی متوسط، با تعطیلی مشاغل و کوچک کردن اقتصاد، موجب کاهش ساعات کار، کاهش دستمزد و درنتیجهٔ کاهش مصرف (تا ۲٪ سطح اولیه) می‌شود. کاهش شدید مصرف انرژی در کنار کاهش قیمت انرژی، جنبهٔ مثبتی از اثرات تغییرات اقلیم نیست؛ زیرا کاهش مصرف انرژی تقریباً دائمی خواهد بود؛ درحالی‌که قیمت انرژی پس از حدود ۱۰ دوره حتی بیشتر از سطح اولیهٔ خود می‌شود. این بدان‌معنی است که تغییرات اقلیم بر زیرساخت های انرژی هم آسیب می‌زند و فرصت سرمایه‌گذاری در انرژی‌های مدرن و پاک را از بین می‌برد. در واکنش به این‌شرایط، اگر بانک مرکزی کاملاً صلاح‌دیدی عمل کند، اتفاقات بعدی قابل پیش‌بینی نیست، و موضوع پژوهش حاضر هم نیست؛ اما اگر بانک مرکزی، حداقل تاحدی که در معرفی مدل و در قالب پارامتر ρ_M به آن اشاره شد، به تثبیت رشد و تورم پای‌بند باشد، برای جبران شکاف منفی تولید، سیاست پولی انبساطی درنظر می‌گیرد (همان‌طورکه در شکل مشخص است، نرخ بهرهٔ کاهش و حجم پول افزایش یافته است). این سیاست، ابتدا شدید و سپس با وضعیت کاهنده، تا حدود ۱۰ دوره ادامه می‌یابد؛ اگرچه پس از دورهٔ ۱۰، این سیاست ادامه دارد، اما به‌دلیل جبران ۱٪ از ۱.۵٪ کاهش تولید، ملایم‌تر خواهد بود. اجرای سیاست پولی انبساطی برای خروج از رکود ناشی از وقوع تغییرات اقلیمی موجب کم‌شدن شکاف منفی تولید می‌شود، اما تورم نیز ایجاد می‌کند. با این‌حال، به‌طوری‌که در شکل (۲) قابل مشاهده است، تورم در دورهٔ اول فقط حدود ۰.۵ ٪ افزایش می‌یابد و با سرعت زیاد در کمتر از ۱۰ دوره، حذف می‌شود[۱].

در حالت وقوع تغییرات اقلیم شدید ($\Lambda = ۱.۷$) ، شکل پویایی‌ها به‌جز در موارد قیمت و مصرف انرژی، در سایر متغیرها مشابه حالت تغییرات اقلیم متوسط است. در این حالت، تغییرات اقلیم به‌قدر کافی شدید هست که مقامات، کارآفرینان یا سایر ذی‌نفعان، انگیزه برای روی‌آوردن به انرژی‌های پاک داشته باشند؛ بنابراین کاهش مصرف انرژی با استفاده از انرژی‌های جدید و نسبتاً (نه مطلقاً) ارزان، جبران می‌شود؛ هم‌چنین، در حالت تغییرات شدید اقلیمی، کاهش اولیه در متغیر مصرف کمتر است؛ اما کاهش اولیه در تولید تقریباً مشابه حالت قبل است (به خاطر بیاوریم که در حالت تغییرات اقلیمی شدید، انگیزه برای بازسازی زیرساخت‌ها بیشتر است و این بخشی از رکود را جبران کرده است. این موضوع با پویایی موجودی سرمایه در این حالت، سازگاری دارد). در این حالت، بانک مرکزی سیاست پولی انبساطی شدیدتری اجرا می‌کند. این موضوع نیز با مطالب مذکور در سطور پیشین دربارهٔ افزایش انگیزهٔ خروج از رکود و بازسازی زیرساخت انرژی مطابقت دارد. درنتیجه، نرخ بهره به مقدار بیشتری کاهش می‌یابد و پس‌اندازها به مصرف جهت بازسازی تبدیل می‌شود؛ همین موضوع بخشی از آثار تورمی ناشی از اجرای سیاست پولی انبساطی را خنثی می‌کند[۲]. به‌همین دلیل نیز، باوجود شدیدتر بودن سیاست پولی انبساطی، اما افزایش ماندهٔ حقیقی پول کمی کمتر است. اما به‌دلیل افزایش بیشتر تقاضا، تورم با اختلاف ناچیزی (حداکثر حدود ۰.۲٪) بیشتر است. بانک مرکزی در دوره‌های اولیهٔ ایجاد تغییرات اقلیم شدید، سیاست پولی قوی‌تری اجرا می‌کند؛ اما شدت سیاست پولی بانک مرکزی در هر دو صورت (تغییرات اقلیمی متوسط یا شدید)، بعد از حدود ۵ دوره، شبیه می‌شود.

---

[۱] با توجه داشت که تورم درلحظه وقوع تغییرات اقلیم (به‌دلیل کاهش شدید انتظارات تورمی، ناشی از اثرات روانی بحران) به‌صورت لحظه‌ای کاهش‌یافته است.

[۲] برای بررسی شواهدی از آثار تورمی سیاست پولی در اقتصاد ایران، «کتابفروش‌بدری» و همکاران (۱۳۹۹) را ببینید.

به‌همین دلیل نیز، در دوره‌های اولیهٔ حالت تغییرات اقلیمی متوسط، تورم بیشتر از دوره‌های اولیه حالت تغییرات اقلیمی شدید است؛ با این‌حال، بعد از ۵ دوره، نرخ تورم در هر دو حالت شبیه می‌شود. همواره تولید، در حالت تغییرات اقلیمی شدید، بیشتر از حالت متوسط بوده است که دلایل آن قبلاً بیان شد.

مقایسهٔ این نتایج نشان می‌دهد که کارایی سیاست پولی در کاهش تورم، در حالت بروز تغییرات اقلیمی شدید، بیشتر است. با توجه به نتایج این پژوهش، به‌نظر می‌رسد یک‌بار دیگر اهمیت وجود سیاست پولی قاعده‌مند روشن شده است؛ به‌عبارت بهتر، کنترل رکود و تورم بعد از بروز بحران‌های اقلیمی، به مزایای سیاست پولی قاعده‌مند، اضافه می‌شود. درنتیجه، به طراحی و اجرای سیاست پولی قاعده‌مند توسط بانک مرکزی تاکید می‌شود؛ هم‌چنین، توصیه می‌شود که دولت در مواجهه با تغییرات اقلیم دارای سیاست کنترل اقلیم باشد. به‌خصوص درمورد وقایع اقلیمی متوسط، این اهمیت دو چندان است؛ زیرا همان‌طورکه در پیش‌تر بیان شد، آثار منفی تغییرات اقلیمی بر متغیرهای اقتصاد کلان، در حالت وقایع اقلیمی شدید کمتر است. به‌عبارت بهتر، در حالت تغییرات اقلیمی شدید، فرضیهٔ تخریب خلاق و یا فرضیهٔ بازیابی روند صدق می‌کند، اما در حالت تغییرات اقلیم متوسط، شرایط شبیه آن‌چه در فرضیهٔ عدم بازیابی مطرح شد می‌باشد؛ زیرا شدید نبودن آن مانع از طراحی و اجرای راه‌حل‌های سیاستی می‌شود.

سپاسگزای

در پایان، نویسندگان مقاله برخود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران ناشناس مقاله به خاطر رفع نواقص و بهبود مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که به‌دلیل استخراج مقاله از رسالهٔ دکتری، نگارش توسط نویسندهٔ اول، با راهنمایی نویسندگان دوم و سوم انجام شده است.

تضاد منافع

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

کتابنامه

– اسلاملوئیان، کریم؛ و استادزاد، علی‌حسین، (۱۳۹۵). «برآورد تابع تولید مناسب برای ایران با وجود نهاده انرژی و تحقیق و توسعه: روش الگوریتم ژنتیک». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، (۱)۱۶: ۲۱–۴۸. DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.1.1.4

– آشنا، ملیحه، (۱۴۰۲). «رابطهٔ اقتصاد غیررسمی و سرعت گردش پول در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۲(۴۷): ۷۳–۹۹. https://doi.org/10.22084/aes.2023.28005.3603

– پورمتقی‌آلمانی، صفیه؛ شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ و مهرگان، نادر، (۱۴۰۱). «اثر بهره‌وری کل عوامل، نهاد و فراوانی منابع طبیعی بر تاب آوری اقتصادی». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۸(۲): ۷-۳۶. https://doi.org/10.22096/esp.2022.130922.1374

– تحویلی، علی؛ سحابی، بهرام؛ یاوری، کاظم؛ و مهرگان، نادر، (۱۴۰۰). «شوک نفت، سیاست پولی و اثر وثیقه‌ای در اقتصاد ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*،۱۰(۳۷): ۵۱-۲۷. https://doi.org/10.22084/aes.2020.22151.3111

– توکلیان، حسین؛ و صارم، مهدی، (۱۳۹۸). *الگوهای* DSGE *در نرم‌افزار* Dynare *(الگوسازی، حل و برآورد مبتنی‌بر اقتصاد ایران)*. *انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی*، شابک: ۹۷۸۶۰۰۷۷۹۶۱۹۱

– خورسندی، مرتضی؛ و اسلاملوییان، کریم، (۱۳۹۱). «سیاست پولی قاعده مند یا صلاحدیدی؟ تحلیلی نظری در انتخاب راهبرد مناسب». *راهبرد اقتصادی*، ۱(۱): ۱۰۷-۱۲۴. https://econrahbord.csr.ir/article_103208.html

– دهشیری، محمدرضا.(۱۳۹۴). «جهانی شدن و توسعهٔ پایدار». *مطالعات توسعه اجتماعی ایران*، ۷(۴): ۴۵-۶۶. https://sspp.iranjournals.ir/article_914.html

– رئیسی‌گاوگانی، زهرا سادات؛ محمدی، تیمور؛ غفاری، فرهاد؛ و معمارنژاد، عباس، (۱۳۹۶). «اثر نامتقارن تکانه‌های سیاست مالی بر اقتصاد ایران: الگوی DSGE با تقریب مرتبهٔ دوم». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۷): ۳۷ -۷۲. https://doi.org/10.22054/ijer.2018.10147

– شاه‌حسینی، سمیه؛ و بهرامی، جاوید، (۱۳۹۲). «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۷(۵۳): ۵۵-۸۳. https://ijer.atu.ac.ir/article_2772.html

– شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ شریف‌کریمی، محمد؛ رضائی، الهام؛ و کرانی، عبدالرضا، (۱۳۹۶). «بررسی سهم درآمدی نیروی کار، مارک آپ قیمت و کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار (مطالعه صنایع کارخانه‌ای)». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۷(۳): ۱-۲۴. DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.3.5.9

– صباغ‌کرمانی، مجید؛ یاوری، کاظم؛ حسینی‌نسب، سیدابراهیم؛ و موسوی‌نیک، سیدهادی، (۱۳۸۹). «بررسی اثر حاکمیت مالی بر رفاه اجتماعی ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)». *اقتصاد و الگوسازی*، ۱(۴): ۱۸۳-۲۱۵. https://ecoj.sbu.ac.ir/article_57506.html

– عزیزی، فیروزه، (۱۳۸۲). «روش‌های برآورد سرعت گردش تعادلی پول و آزمون تجربی بی‌ثباتی آن در ایران (۱۳۷۷-۱۳۴۰)». *برنامه ریزی و بودجه*، ۸(۱): ۳۱-۴۹. dor: 20.1001.1.22519092.1382.8.1.3.0

– عطار، خلیل؛ فتاحی، شهرام؛ و سهیلی، کیومرث، (۱۳۹۸). «بررسی اثر تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات بر متغیرهای کلان و بخشی اقتصاد ایران:رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۱): ۱۸۳-۲۱۴. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_8438.html?lang=fa

– فطرس، محمدحسن؛ و نسرین دوست، میثم، (۱۳۸۸). «بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۱۳۵۹ تا ۱۳۸۳». *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۶(۲۱)- ۱۱۳-۱۳۵.

– کاویانی، میثم، (۱۴۰۰). «رفتار تورم در اقتصاد ایران تحت شوک های کلان اقتصادی: رویکرد DSGE». *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۹(۳۳): ۱۳۷-۱۷۷. https://doi.org/10.52547/qjfep.9.33.137

– کتابفروش‌بدری، آرش؛ میرزاپورباباجان، اکبر؛ و اکبری‌مقدم، بیت‌اله، (۱۳۹۹). «تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر پویایی قیمت گروه کالاهای صنعتی منتخب در ایران». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۲): ۱۲۹-۱۵۴. https://doi.org/10.22034/ecoj.2020.11155

– محمدی، تیمور؛ و باقری‌پرمهر، شعله، (۱۳۹۴). «استخراج چسبندگی قیمتی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۶(۲۲): ۳۳-۵۹. https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.6.22.33

– ملکش، اسماعیل؛ مهرگان، نادر؛ عرفانی، علیرضا؛ و ابونوری، اسمعیل، (۱۴۰۰). «تعیین ناهمگنی رفتار وام‌دهی بانک‌ها در واکنش به سیاست پولی». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۸(۱): ۱۹۷-۲۲۰. https://doi.org/10.22096/esp.2021.130956.1375

– ناصری، محسن؛ و احدی، محمدصادق، (۱۳۹۵). «ارزیابی سیاست‌های جمهوری اسلامی ایران درخصوص تغییر اقلیم». *راهبرد اجتماعی فرهنگی*، ۲۱(۵): ۲۱- ۴۸. https://rahbordfarhangi.csr.ir/article_126196.html

– ولیقی‌زاده، علی، (۱۳۹۸). «تبیین اثرات اقتصادی تغییرات اقلیمی در حیات جوامع انسانی». *فضای جغرافیایی*. ۱۶(۶۷): ۱۶۱-۱۹۸. https://geographical-space.ahar.iau.ir/article-1-3412-fa.html

- Ahmad, M. & Khattak, S. I., (2020). “Is aggregate domestic consumption spending (ADCS) per capita determining CO_2 emissions in South Africa?”. *A new perspective. Envir. Resour. Econ.*, 75: 529-552. http://geographical-space.iau-ahar.ac.ir/article-1-3412-fa.html. (In Persian).

- Ahmad, M., Khattak, S. I., Khan, A. & Rahman, Z. U., (2020). “Innovation, foreign direct investment (FDI), and the energy–pollution–growth nexus in OECD region: A simultaneous equation modeling approach”. *Environ. Ecol. Stat.*, 27: 203-232. https://doi.org/10.1007/s10651-020-00442- 8

- Alam, R. & Adil, M. H., (2019). "Validating the environmental Kuznets curve in India: ARDL bounds testing framework". *OPEC Energy Rev.*, 43: 277-300. https://doi.org/10.1111/opec.12156

- Angelopoulos, K., Economides, G. & Philippopoulos, A., (2010). *What is the best environmental policy?* Taxes, permits and rules under economic and environmental uncertainty. CESifo Working Paper Series No. 2980. https://doi.org/10.2139/ssrn.1571058

- Anh, T. D., (2023). "The Theoretical Framework on the Impact of Monetary Policy on Environmental Pollution". *Journal of Social and Political Sciences,* 6(3): 209-216. https://doi.org/10.51847/DcFBvBTVOw

- Annicchiarico, B. & Di Dio, F., (2017). "GHG emissions control and monetary policy". *Environmental and Resource Economics,* 67(4): 823-851. https://doi.org/10.1007/s10640-016-0007-5

- Annicchiarico, B., Di Dio, F. & Diluiso, F., (2023). *Climate Actions, Market Beliefs, and Monetary Policy.* European Commission, JRC Working Papers in Economics and Finance, 2022/14. https://doi.org/10.2139/ssrn.4066585

- Arminen, H. & Menegaki, A. N., (2019). "Corruption, climate and the energy-environment-growth nexus". *Energy Econ.*, 80: 621-634. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.02.009

- Ashena, M., (2023). "The Relationship Between the Informal Economy and the Velocity of Money in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(47): 73-99. https://doi.org/ 10.22084/aes.2023.28005.3603 (In Persian).

- Attar, Kh., Fatahi, Sh. & Sohaili, K., (2018). "Investigating the Impact of Total Factor Productivity Shocks of Agricultural, Industrial and Services Sectors on the Macro and Sectoral Variables of Iran's Economy: DSGE Approach". *Quarterly Journal of Applied Economic Theory,* 6(1): 183-214. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_8438_0.html (In Persian).

- Azizi, F., (2012). "Methods of estimating the equilibrium of money circulation and experimental test of its instability in Iran (1377-1340)". *Planning and Budgeting Quarterly*, 8(1); 31-49. https://jpbud.ir/article-1-794-fa.html (In Persian).

- Bagheri Pormehr, S. & Mohamadi T., (2015). "Surveying Degree of Price Rigidity in Iranian Economy (Dynamic Stochastic General Equilibrium Model)". JEMR., 6 (22) :33-59. http://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.6.22.33 (In Persian).

- Barbier, E. B., (1987). "The concept of sustainable economic development". *Environ. Conserv,* 14: 101–110. https://www.jstor.org/stable/44519759

- Bletsas, K., Oikonomou, G., Panagiotidis, M. & Spyromitros, E., (2022). "Carbon Dioxide and Greenhouse Gas Emissions: The Role of Monetary Policy, Fiscal Policy, and Institutional Quality". *Energies*, 15: 4733. https://doi.org/10.3390/en15134733

- Bogle, D. &Fairweather, M., (2012). *22nd European Symposium on Computer Aided Process Engineering.* Elsevier.

- Bolton, P., Despres, M., Pereira da Silva, L. A., Samama, F. & Svartzman, R., (2020). *The green swan: Central banking and financial stability in the age of climate change*. Bank for International Settlements.

- Braun, N., (2021). "The Role of the European Central Bank in a Sustainable Financial System". *Junior Management Science*, 6(3): 468-488. https://doi.org/10.5282/jums/v6i3pp468-488

- Brock W. & Xepapadeas, A., (2017). "Climate change policy under polar amplification". *European Economic Review*, 94: 263-282. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2017.03.003

- Canova, F., (2007). *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton University Press. https://doi.org/10.1515/9781400841028

- Chan, Y. T., (2020). "Are macroeconomic policies better in curbing air pollution than environmental policies? A DSGE approach with carbon-dependent fiscal and monetary policies". *Energy Policy,* 141: 111454. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111454

- Chen, C., Pan, D., Bleischwitz, R. & Huang, Z., (2021). "Engaging central banks in climate change? The mix of monetary and climate policy". *Energy Economics*., 103: 105531. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105531

- Cooley T. & Prescott, E., (1995). *Economic growth and fluctuations*. In: Cooley T. (ed), Princeton University Press, Princeton.

- Deshiri, M. R., (2014). "Globalization and sustainable development". *Journal of Iranian Social Development Studies*, 7(4): 64-75. https://ee.journals.pnu.ac.ir/article_2656_ab766e00e37dbc18f1a0b964907879fa.pdf (In Persian).

- Dikau, S. & Volz, U., (2021). "Central bank mandates, sustainability objectives and the promotion of green finance". *Ecological Economics.*, 184: 107022. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2021.107022

- Dixit A. K. & Stiglitz, J. E., (1977). "Monopolistic competition and optimum product diversity". *American Economic Review.*, 67(3): 297-308. https://www.jstor.org/stable/1813666

- Economides, G. & Xepapadeas, A., (2018). *Monetary policy under climate change* (No. 7021). CESifo Working Paper. https://doi.org/10.2139/ssrn.3200266

- Eslamloueyan, K. & Ostadzad, A. H., (2016). "Estimating a Production Function for Iran with Emphasis on Energy and Expenditure on Research and Development: An

Application of Genetic Algorithm Method". *QJER,* 16 (1): 21-48. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-765-fa.html (In Persian).

- Feldstein, M. & Stock, J. H., (1994). "The use of a monetary aggregate to target nominal GDP". In: *Monetary policy* (pp. 7-69), The University of Chicago Press. https://doi.org/10.3386/w4304

- Fischer, C. & Springborn, M., (2011). "Emissions targets and the real business cycle: Intensity targets versus caps or taxes". *J. Environ. Econ. Manag.*, 62: 352–366. https://doi.org/10.3982/ECTA10217

- Fotros, M. H. & Nasrindoost, M., (2008). "Investigating the relationship between air pollution, water pollution, energy consumption and economic growth in Iran from 1359 to 1383". *Quartery Energy Economics Review,* 6(21): 113-135. https://jiee.atu.ac.ir/article_2757.html (In Persian).

- Golosov, M., Hassler, J., Krusell, P. & Tsyvinski, A., (2014). "Optimal taxes on fossil fuel in general equilibrium". *Econometrica,* 82(1): 41-88. https://doi.org/10.3982/ECTA10217

- Halkos, G. E. & Paizanos, E. A., (2016). "The effects of fiscal policy on CO2 emissions: Evidence from the U.S.A.". *Energy Policy*, 88: 317-328. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.10.035

- Hassler J., Krussel, P. & Smith, T., (2016). "Environmental macroeconomics". In: Taylor, J. and Uhlig, H. (eds) *Handbook of Macroeconomics,* 2b: 1893-2008. https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.04.007

- Hsiang, S. M. & Jina, A. S., (2014). *The causal effect of environmental catastrophe on long-run economic growth: evidence from 6,700 cyclones*. NBER Working Paper No. 20352. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w20352

- Hughes, T. P. et al., (2017). "Global warming and recurrent mass bleaching of corals". *Nature,* 543 (7645): 373–377. https://www.nature.com/articles/nature21707

- Ikram, M., Zhang, Q., Sroufe, R. & Shah, S. Z. A., (2020). "Towards a sustainable environment: The nexus between ISO 14001, renewable energy consumption, access to electricity, agriculture and CO_2 emissions in SAARC countries". *Sustain. Prod. Consum.* 22: 218-230. https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.03.011

- Kanzig, D. R. & Konradt, M., (2023). *Climate Policy and the Economy: Evidence from Europe's Carbon Pricing Initiatives.* NBER Working Papers 31260, National Bureau of Economic https://ssrn.com/abstract=4454880

- Kaviani, M., (20121). "Inflation Behavior in the Iranian Economy under Macroeconomic Shocks: The DSGE Approach". QJFEP, 9 (33): 137-177. http://doi.org/10.52547/qjfep.9.33.137 (In Persian).

- Ketabforoush Badri, A., Mirzapour Babajan, A. & Akbari Moghadam, B., (2019). "The Effect of Monetary Policy Shocks on the Price Dynamics of Industrial Commodities Selected Group in Iran". *Quarterly Journal of Applied Economic Theories,* 7(2): 129-154. http://doi.org/10.22034/ecoj.2020.11155 (In Persian).

- King, A. D., Karoly, D. J. & Henley, B. J., (2017). "Australian climate extremes at 1.5 and 2 degrees of global warming". *Nature Climate Change,* 7: 412–416. https://link.springer.com/article/10.1007/s00376-018-7160-4

- Khorsandi, M. & Eslamloueyan, K., (2012). "Rule vs. Discretionary Monetary Policy: A Theoretical Analysis toward Selecting Appropriate Strategy". *Economic Strategy,* 1(1): 107-124. https://econrahbord.csr.ir/article_103208.html (In Persian)

- Krogstrup, S. & Oman, W., (2019). *Macroeconomic and financial policies for climate change mitigation: A review of the literature.* IMF Working Paper WP/19/185. https://doi.org/10.5089/9781513511955.001

- Kumar, N. & Maiti, D., (2024). "Long-run macroeconomic impact of climate change on total factor productivity: Evidence from emerging economies". *Structural Change and Economic Dynamics,* 68: 204-223. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2023.10.006

- Kunawotor, M. E., Bokpin, G. A., Asuming, P. O. & Amoateng, K. A., (2022). "The Impacts of Extreme Weather Events on Inflation and the Implications for Monetary Policy in Africa". *Progress in Development Studies,* 22(2): 130-148. https://doi.org/10.1177/14649934211063357

- Leduc, M., Matthews, H. D. & de Elía, R., (2016). "Regional estimates of the transient climate response to cumulative CO_2 emissions". *Nature Climate Change,* 6(5): 474-478. https://doi.org/10.1038/nclimate2913

- MacDougal, A. H., (2016). "The transient response to cumulative CO_2 emissions: A review". *Current Climate Change Reports,* 2: 39-47. https://link.springer.com/article/10.1007/s40641-015-0030-6

- Matthews H. D., Solomon, S. & Pierrehumbert, R., (2012). "Cumulative carbon as a policy framework for achieving climate stabilization". *Philosophical Transactions of the Royal Society A*, 370: 4365-4379. https://doi.org/10.1098/rsta.2012.0064

- McCallum, B. T., (1987). "The development of keynesian macroeconomics". *American Economic Review,* 72(2): 125-129. https://doi.org/10.1016/0167-4870(88)90037-2

- McKibbin, W. J., Morris, A. C., Wilcoxen, P. J. & Panton, A. J., (2017). *Climate change and monetary policy: Dealing with disruption*. Climate and Energy Economics Discussion Paper, The Brookings Institution. https://doi.org/10.2139/ssrn.3084399

- Mendonça, A. K. D. S., de Andrade Conradi Barni, G., Moro, M. F., Bornia, A.C., Kupek, E. & Fernandes, L., (2020). "Hierarchical modeling of the 50 largest economies to

verify the impact of GDP, population and renewable energy generation in CO_2 emissions". *Sustain. Prod. Consum.*, 22: 58-67. https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.02.001

- Malkesh, E., Mehregan, N., erfani, A. & Abounoori, E., (2021). "Determining the Heterogeneity of Banks Lending Behavior in Response to Monetary Policy". *The Journal of Economic Studies and Policies,* 8(1): 201-223. http://doi.org/10.22096/esp.2021.130956.1375 (In Persian).

- Moutinho, V., Madaleno, M. & Bento, J. P., (2020). "Cointegration and causality: Considering Iberian economic activity sectors to test the environmental Kuznets curve hypothesis". *Environ. Ecol. Stat.*, 27: 363-413. https://doi.org/10.1007/s10651-020-00449-1

- Nasseri, M. & Ahadi, M. S., (2015). "Assessment of the Islamic Republic of Iran's Policy on Climate Change". *Socio-Cultural Strategy Quarterly*, 21(5): 48-21. https://rahbordfarhangi.csr.ir/article_126196.html (In Persian).

- Nordhaus W. & Sztorc, P., (2013). *DICE 2013R: Introduction and User's Manual.* Yale University Technical report. http://www.econ.yale.edu/~nordhaus/homepage/homepage/documents/DICE_Manual_100413r1.pdf

- Nordhaus, W. D., (1993). "Rolling the 'DICE': an optimal transition path for controlling greenhouse gases". *Resource and Energy Economics,* 15(1): 27-50. https://doi.org/10.1016/0928-7655(93)90017-O

- Nordhaus, W. D., (2014). "Estimates of the social cost of carbon: background and results from the RICE-2013 model and alternative approaches". *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists,* 1: 273-312. https://doi.org/10.1086/676035

- Nordhaus, W. D., (1991). "To Slow or Not to Slow: The Economics of The Greenhouse Effect". *The Economic Journal,* 101(407): 920–937. https://doi.org/10.2307/2233864

- Nordhaus, W. D., (2008). "A Review of the Stern Review on the Economics of Climate Change". *Journal of Economic Literature.*, XLV: 686–702. https://doi.org/10.1257/jel.45.3.686

- Nordhaus, W. D. & Yang, Z., (1996). "A regional dynamic general-equilibrium model of alternative climate-change strategies". *American Economic Review,* 86(4): 741–765. https://www.jstor.org/stable/2118303

- Pandey, S., Dogan, E. & Taskin, D., (2020). "Production-based and consumption-based approaches for the energy-growth-environment nexus: Evidence from Asian countries". *Sustain. Prod. Consum.,* 23: 274-281. https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.06.006

- Poskart, R., (2014). "A definition of the concept of economic effectiveness". *Central Eastern European Journal of Management and Economics*, 2(3): 179-187.

- Pourmottaghi Almani, S., Shahabadi, A. & Mehregan, N., (2022). "The Effect of Total Factor Productivity, Institution and Natural Resources Abundance on Economic Resilience". *The Journal of Economic Studies and Policies,* 9(2): 36-7. https://doi.org/10.22096/esp.2022.130922.1374 (In Persian).

- Raeisi Gavgani, Z. S., Mohammadi, T., Qhaffari, F. & Memar Nejhad, A., (2018). "The Asymmetric Effects of Fiscal Policy Shocks on Iranian Economy: DSGE Model with Second order Approximation". *Iranian Journal of Economic Research,* 23(77): 37-72. https://doi.org/10.22054/ijer.2018.10147 (In Persian)

- Rotemberg, J. J. & Woodford, M., (1997). "An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy". *NBER Macroeconomics Annual,* 12: 297-346. http://www.nber.org/books/bern97-1

- Sabbagh Kermani, M., Yavari, K., Hoseini Nasab, S. E. & Mousavi Nik, S. H., (2011). "Surveying of Fiscal Dominance' Effect on Social Welfare in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model". *Journal of Economics and Modelling,* 1(4): 183-215. https://ijer.atu.ac.ir/article_2772.html (In Persian).

- Shahikitash, M., Karimi, M. S., Rezaei, E. & Korani, A., (2017). "The labor income Shares, the Price Markup, and the Elasticity of Substitution Between Capital and Labor". *QJER,* 17 (3): 1-24. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-8745-fa.html (In Persian).

- Tahvili, A., Sahabi, B., Yavari, K. & Mehregan, N., (2021). "Oil Shock, Monetary Policy and Collateral Effect in Iranian Economy". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 10(37): 27-51. https://doi.org/10.22084/aes.2020.22151.3111 (In Persian).

- Tavaklian, H. & Sarem, M., (2018). *DSGE models in Dynare software (modelling, solving and estimation based on Iran's economy)*. Publications of the Research Institute of Money and Banking, ISBN: 9786007796191

- Ünüvar, B. & Yeldan, A. E., (2023). "Green central banking under high inflation—more of a need than an option: An analytical exposition for Turkey". *Development Policy Review,* 41(6): e12720. https://doi.org/10.1111/dpr.12720

- Valigholizadeh, A., (2018). "Explaining the Economic Impacts of Climate Change on the Life of Human Societies". *Geographical Space Quarterly,* 16(67): 161-198. http://geographical-space.iau-ahar.ac.ir/article-1-3412-en.html. (In Persian).

- Volz, U., (2017). *On the role of central banks in enhancing green finance.* UN Environment Inquiry Working Paper 17/01. Weitzman, M. L., 1974. Prices vs. quantities. Rev. Econ.

- Wickens, M., (2008). *Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach.* Princeton University Press.

- Xin, D., and Zhang, Y. (2020). Threshold effect of OFDI on China's provincial environmental pollution. J. Clean. Prod. 258, 120608. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120608

Vol. 13, No. 52, Winter (2025)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

Shadow Price of Water and Agricultural Competitiveness: An Empirical Study for Iran's Selected Agricultural Products Using System Dynamics

Saeed Rasekhi[1], Saber Shakeri[2], Shahyar Zaroki[3], Atena Salmanpour[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29672.3709
Received: 2024.07.28; Revised: 2024.09.23; Accepted: 2024.11.18
Pp: 135-174

Abstract

The agriculture sector, as a key sector in the national economy, plays an important role in food security and economic development. Iran has a special position in the production of agricultural products with its climatic diversity and unique features, but due to dry and semi-arid weather conditions and scattered rainfall, it faces the problem of water scarcity. This issue has caused the inconsistency between water scarcity and agricultural competitiveness. The main purpose of the present research is to answer the question whether the shadow price of water is effective on the competitiveness of the agricultural sector. For this purpose and in the first stage, using the production function approach, the shadow price of selected Iranian agricultural products (including wheat, rice, potato and corn in selected provinces) was estimated during the period of 2001-2018 (based on the latest available data) and then in the next step, the research question was answered with the approach of system dynamics. The results of the simulation and sensitivity analysis of the model show that by applying the shadow price and increasing the price of water, the demand for water consumption in the agricultural sector is reduced, and with the negative effect on the product performance, the competitiveness of the selected agricultural products is reduced. Based on this and considering the strategic importance of the agricultural sector, water pricing should be done with special sensitivity, but technological and soft measures to save and increase water productivity in the agricultural sector and to improve the optimal cultivation pattern as well as the foreign trade pattern are essential.

Keywords: Shadow Price of Water, Competitiveness, Agriculture, System Dynamics, Iran.
JEL Classification: O13, Q01, Q15, Q17, Q18.

1. Professor, Department of Energy Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** srasekhi@umz.ac.ir
2. MA in Economic Systems Planning, Department of Energy Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
3. Associate Professor, Department of Energy Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
4. MA in Economic Systems Planning, Department of Economics and Accounting, Faculty of Industries and Management, Shahrood University of Technology, Shahrood, Iran

Citations: Rasekhi, S., Shakeri, S., Zaroki, S. & Salmanpour Ahmadi, A., (2025). "Shadow Price of Water and Agricultural Competitiveness: An Empirical Study for Iran's Selected Agricultural Products Using System Dynamics". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(52): 135-174. doi: 10.22084/aes.2024.29672.3709
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5811.html?lang=en

1. Introduction

Iran's water resource is limited and almost scarce, and in this situation, with the increase in population and economic development, meeting the water needs of different sectors faces many limitations. Therefore, water demand management and the implementation of policies that increase the motivation of consumers to save and prevent wasting the amount of consumption of this valuable input is very effective and important. One of the main reasons for the low efficiency of water in the agricultural sector, as well as its lack of efficiency in this sector, is the lack of clarity about the accurate price of water and its low relative price. The low efficiency of irrigation water requires investment in water-saving technology. However, due to this fact, the motivation to invest in alternative water irrigation technology in order to prevent water wastage is low. One of the best policies and methods to preserve water resources is the policy of accurate pricing of water in different sectors so that an optimal pattern in water consumption can be employed.

The main purpose of the present article is to investigate the effect of shadow price of water on the competitiveness of selected products of Iran's agricultural sector during the period of 2011-2018. In this research, production approach is used to estimate the competitiveness of selected agricultural products, and system dynamics is employed to simulate and make policy scenarios.

2. Materials and Methods

Considering the dilemma of water price and agriculture products competitiveness, in this study, in the first stage, using the production approach, the shadow price of selected agricultural products of Iran (including the main crops, wheat, rice, potatoes and corn, in selected provinces) during the period of 2011-2018. The shadow price of water can be a measure for optimal water consumption and efficient allocation of water among different crops. In the next step, using the system dynamics approach, the effect of shadow price on the competitiveness of selected agricultural products is simulated and examined.

The system presented in this research consists of four subsystems: economic, social, food sustainability, environment. In the economic subsystem, agricultural producers achieve profitability while using the required inputs in the process of producing and selling products. The social subsystem includes the population, consumers, labor force working in the agricultural sector, and population movement and migration. In the subsystem of food sustainability, the supply of required food, production efficiency, the area under cultivation and crop losses are among the key variables. In this subsystem, with the increase of cultivated area and crop yield, total food production increases. At the same time, product performance depends on production inputs, especially water. As the price of water increases, the demand for it decreases and as a result, it causes a decrease in the performance. Of course, water productivity increases with the increase of

cultivated area with a modern irrigation system, which increases production performance and reduces irrigation water consumption. The environmental subsystem also includes provincial water resources, available water in the agricultural sector, agricultural water demand, water consumption efficiency and the effect of water pricing on the reduction of agricultural sector consumption.

3. Data

The raw data and basic information in this research were obtained from the Ministry of Agriculture Jihad, the Islamic Republic of Iran Customs Administration (IRICA), Statistical Center of Iran (SCI), Ministry of Energy, and National Organization for Civil Registration (Iran). Based on basic data, competitiveness calculations and measurement of other variables of dynamic subsystems have been done.

4. Discussion

According to the results, it was found that in most years the economic value of water is higher than the water-price paid by farmers. The results of the simulation and sensitivity analysis of the model show that with the increase in water prices, the demand for water consumption in the agricultural sector has decreased, and as a result, with a negative effect on product performance, it causes a further decrease in the competitiveness of selected agricultural products. Therefore, due to the importance of the agricultural sector in food security and job creation, water pricing should be done with special sensitivity, and in order to save and increase water productivity in the agricultural sector, new irrigation technologies should be used.

The results of the present research show that wheat receives the least impact from the increase in the price of water input. The low consumption of irrigation water and the increase in water productivity by implementing the policy of equipping irrigation systems in the area under crop cultivation will cause the economic pricing of water, the competitiveness and production of the product to have little changes compared to the base situation. Rice, as the main variety in the household consumption basket, plays a high role in food security and providing calories to consumers. Due to its high water requirement, it is not possible to increase the price of water input for this product. Potato is also one of the basic and widely consumed commodities in the food supply of the country. Considering its role in food security, export of agricultural goods and job creation, it is felt necessary to pay attention to supporting its production. Corn is one of the important grains providing poultry feed. Considering that a large part of the country's needs for poultry feed is imported, its domestic production is important in order to maintain the food security. Therefore, the increase in the price of water by affecting the performance and profitability of the product will bring a further decrease in the area under cultivation and production.

5. Conclusion

According to the results, increasing the price of water alone cannot be a suitable solution to improve water efficiency and prevent the wastage of this vital resource. If liberalization is to be done in the input market, it should also be done in the product market, which has social and food security consequences. Of course, the price of water in the agriculture sector is low, which is acceptable in terms of support and food security, but in this case, there are other concerns such as depleting and wasting underground water reserves. Improving water efficiency, increasing the yield of water products, using green water, modern irrigation, improving technology, high-yielding seeds, improving the level of mechanization, modifying the foreign trade pattern can be solutions to solve this concern. Due to the low price of water, there is little incentive for farmers to use these systems. In this regard, the government's intervention and investment and promotion, technical and educational support to the farmers is necessary.

Acknowledgments

The authors would like to express their gratitude to the journal officials and referees.

Conflict of Interest

There is no conflict of interest. There is no funding support.

Observation Contribution

The corresponding author contributed to conceptualization, idea generation, article content quality, research finalization and control of all calculations, simulations and estimations of the research model. The co-authors were responsible for the empirical literature, initial simulation of the research model, and initial framework of the article.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۲، زمستان ۱۴۰۳

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 نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

قیمت سایه‌ای آب و رقابت‌پذیری بخش کشاورزی: مطالعهٔ موردی برای کالاهای کشاورزی منتخب ایران با رویکرد پویایی‌شناسی سیستم

سعید راسخی[۱]، صابر شاکری‌مآب[۲]، شهریار زروکی[۳]، آتنا سلمانپوراحمدی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29672.3709
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۰۷، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۷/۰۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۲۸
صص: ۱۷۴-۱۳۵

چکیده

بخش کشاورزی به‌عنوان بخش کلیدی در اقتصاد ملی، نقش مهمی در امنیت غذایی و توسعهٔ اقتصادی دارد. ایران با تنوع اقلیمی و ویژگی‌های منحصربه‌فرد در تولید محصولات کشاورزی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است، ولی به‌دلیل شرایط آب و هوایی خشک و نیمه‌خشک و پراکندگی بارش با مسأله کم‌آبی مواجه است. این موضوع موجب دو گانگی کمیابی آب و رقابت‌پذیری در بخش کشاورزی شده است. هدف اصلی پژوهش حاضر پاسخ به این پرسش است که، آیا قیمت سایه‌ای آب‌بر رقابت‌پذیری بخش کشاورزی مؤثر است؟ برای این‌منظور و در مرحلهٔ نخست، با استفاده از رویکرد تابع تولید، قیمت سایه‌ای محصولات منتخب کشاورزی ایران (شامل: محصولات زراعی گندم آبی، برنج دانه بلند مرغوب، سیب‌زمینی آبی و ذرت دانه‌ای آبی در استان‌های منتخب) طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۰هـ.ش. (براساس آخرین داده‌های قابل دسترس) برآورد شده و سپس در مرحلهٔ بعد، با رویکرد پویایی‌شناسی سیستم به پرسش پژوهش پاسخ داده شده است. نتایج شبیه‌سازی و تحلیل حساسیت مدل نشان می‌دهد که با اعمال قیمت سایه‌ای و افزایش قیمت آب، تقاضای آب مصرفی در بخش کشاورزی کاهش‌یافته و با اثرگذاری منفی بر عملکرد محصول، رقابت‌پذیری کالاهای منتخب کشاورزی کاهش می‌یابد. بر این‌اساس و با توجه به اهمیت راهبردی بخش کشاورزی، قیمت‌گذاری آب باید با حساسیت ویژه صورت پذیرد، ولی اقدامات فناورانه و نرم برای صرفه‌جویی و افزایش بهره‌وری آب در بخش کشاورزی و اصلاح الگوی کشت و هم‌چنین اصلاح الگوی تجارت خارجی ضروری است.

کلیدواژگان: قیمت سایه‌ای آب، رقابت‌پذیری، کشاورزی، پویایی‌شناسی سیستم، ایران.
طبقه‌بندی JEL: O13, Q01, Q15, Q17, Q18.

۱. استاد گروه اقتصاد انرژی، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: srasekhi@umz.ac.ir
۲. کارشناس‌ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، گروه اقتصاد انرژی، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
Email: sabershakeri68@gmail.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد انرژی، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
Email: Sh.zaroki@umz.ac.ir
۴. کارشناس‌ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکدهٔ صنایع و مدیریت، دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ایران
Email: AT.Salmanpour@gmail.com

ارجاع به مقاله: راسخی، سعید؛ شاکری‌مآب، صابر؛ زروکی، شهریار؛ و سلمانپوراحمدی، آتنا، (۱۴۰۳). «قیمت سایه‌ای آب و رقابت‌پذیری بخش کشاورزی: مطالعهٔ موردی برای کالاهای کشاورزی منتخب ایران با رویکرد پویایی‌شناسی سیستم». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۲): ۱۳۵-۱۷۴. doi: 10.22084/aes.2024.29672.3709
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5811.html

۱. مقدمه

سیستم‌های کشاورزی آبی برای تأمین تقاضای قابل‌توجه غذا، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه ضروری هستند (وارد[1]، ۲۰۲۲). با توجه به افزایش سریع جمعیت جهان، صنعتی‌شدن و عدم قطعیت در رابطه با وضعیت آب و هوا، تخمین زده می‌شود که تا سال ۲۰۵۰م. تقریباً ۹/۳میلیارد نفر روی زمین زندگی خواهند کرد و این میزان جمعیت به افزایش ۷۰ تا ۱۰۰٪ در تولید محصولات غذایی نیاز خواهد داشت (تیان و همکاران[2]، ۲۰۲۱)؛ از سوی دیگر، بخش کشاورزی بزرگ‌ترین مصرف‌کنندهٔ منابع آبی در سطح جهان است و ایران نیز از این موضوع مستثنی نمی‌باشد. ایران با میانگین بارندگی یک-سوم میانگین جهانی (۸۶۰ میلی‌متر در سال) و توزیع نامناسب مکانی و زمانی در منطقهٔ خشک و نیمه‌خشک واقع شده است (ناصری و همکاران، ۱۳۹۶).

درحال حاضر، با توجه به شرایط کم‌آبی در ایران، قیمت‌گذاری آب در بخش کشاورزی براساس قانون توزیع عادلانهٔ آب و نوع محصول مورد کشت محاسبه می‌شود. این قیمت‌گذاری براساس مقدار آب مصرفی نیست و بر این‌اساس، انگیزهٔ کافی برای تخصیص بهینه و صرفه‌جویی در مصرف آب وجود ندارد؛ از این‌رو، قیمت واقعی (بازده نهایی) آب در اکثر موارد بیش از بهای دریافتی آن است (پرهیزکاری و صبوحی، ۱۳۹۲). از سوی دیگر، آب مهم‌ترین نهادهٔ بخش کشاورزی به‌شمار می‌رود و قیمت‌گذاری آن بر رقابت‌پذیری آن مؤثر است. لازم به ذکر است که در سال زراعی ۱۴۰۱-۱۴۰۰، میزان تولید محصولات زراعی ۸۴.۷۷میلیون تن بوده است که ۹۲.۹۶٪ آن متعلق به اراضی با کشت آبی و ۷.۰۴٪ متعلق به اراضی کشت دیم می‌باشد (آمارنامهٔ کشاورزی، ۱۴۰۱).

همان‌گونه که عنوان شد، بیشترین آب مصرفی در دنیا به بخش کشاورزی اختصاص دارد و بی‌شک، آب برای این بخش یک نهادهٔ اساسی محسوب می‌شود. مشخصاً حدود ۷۰٪ آب مصرفی به مصرف کشاورزی می‌رسد و باوجود این‌که سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی در مقایسه با بخش صنعت قابل‌ملاحظه نیست، ولی در امنیت غذایی و هم‌چنین در تجارت خارجی سهم قابل‌توجهی دارد؛ این موضوع از یک‌سو نشان می‌دهد بهره‌وری آب در بخش کشاورزی پایین است[3]، و از سوی دیگر، نشانگر اهمیت این نهاده در تولید و صادرات بخش کشاورزی می‌باشد. براساس گزارش مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعهٔ روستایی، ارزش صادرات بخش کشاورزی ایران در سال ۱۴۰۲ حدود ۶.۲میلیارد دلار بوده است[4]. با توجه به کل صادرات ۸۶.۹میلیارد دلاری و صادرات نفت ۳۵.۹میلیارد دلاری ایران در سال ۱۴۰۲، بخش کشاورزی ایران حدود ۷٪ کل صادرات و حدود ۱۲٪ صادرات غیرنفتی کشور را به خود اختصاص می‌دهد که رقم قابل‌توجهی محسوب می‌شود.

قیمت‌گذاری آب حداقل از دو جهت برای بخش کشاورزی حائز اهمیت است؛ اولاً قیمت آب با رشد بخش کشاورزی و امنیت غذایی ارتباط مستقیمی دارد. به‌گونه‌ای که چالش کم‌آبی، تهدید جدی برای بخش کشاورزی

---

1 Ward
2 Tian et al.
[3] گزارش مدیریت منابع آب و توسعهٔ پایدار وزارت نیرو (۱۴۰۳) نشان می‌دهد ۹۲٪ آب کشور در بخش کشاورزی مصرف می‌شود؛ هم‌چنین براساس بانک جهانی (۲۰۲۳) بهره‌وری آب در ایران در سال ۲۰۲۰م. معادل ۴.۸ دلار تولید ناخالص داخلی به ازای هر مترکعب برداشت آب شیرین می‌باشد که در مقایسه با بهره‌وری آب در سطح جهانی (۲۰.۹) نشانگر ۲۳٪ استاندارد جهانی است (اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران، ۱۴۰۲). براساس سند راهبردی بهره‌وری آب که در سال ۱۴۰۱ توسط شرکت مدیریت منابع آب ایران (وزارت نیرو) تهیه شده است، کارایی مصرف آب در بخش کشاورزی معادل ۷۰٪ کمتر از میانگین جهانی است (۰.۲۴ دلار هر مترمکعب در مقایسه با ۰.۸۱ دلار هر مترمکعب).
[4] https://dolat.ir/detail/446888

کشور به‌شمار می‌رود (اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی، ۱۴۰۲). با قیمت‌های پایین آب، باوجود هدررفت آب و کاهش بهره‌وری آب، تولید محصولات کشاورزی آب‌بر افزایش پیدا می‌کند. ولی این موضوع در بلندمدت موجب تخلیهٔ آب‌های زیرزمینی و کاهش بیشتر کارایی استفاده از آب می‌گردد؛ از طرف دیگر، در ایران، آب بازار رقابتی ندارد، به‌صورت حجمی به فروش نمی‌رود، به‌عنوان عامل تولید در حساب های ملی وارد نمی‌شود، یارانهٔ آب در حساب‌های دولت و ملی نیز منعکس نمی‌شود. با این‌شرایط قیمت نسبی پایین این نهادهٔ حیاتی منجر به استفادهٔ ناکارا از آن می‌شود و در مقابل کاهش یارانهٔ آب و افزایش قیمت این نهاده، موجب افزایش هزینه‌های تولید و قیمت محصولات کشاورزی آب‌بر و بنابراین، کاهش رقابت‌پذیری این محصولات می‌شود.[۱] این دوگانگی قیمت آب و رقابت‌پذیری می‌تواند اینرسی سیاستی در قیمت‌گذاری ایجاد کند؛ به‌ویژه اگر سیاست‌گذار نتواند اهداف سیاستی را اولویت‌بندی کند. وی یا باید به امنیت غذایی و رقابت‌پذیری وزن بیشتری دهد و یا نگران ذخائر آبی برای کشوری باشد که در اقلیم خشک قرار گرفته است.[۲] بدیهی است که برای افزایش امنیت غذایی و رقابت‌پذیری باید عملکرد محصولات کشاورزی افزایش یابد و عملکرد پایین محصولات کشاورزی نباید با قیمت پایین آب جبران شود.

با توجه به دوگانگی قیمت آب و رقابت‌پذیری، در این مطالعه، در مرحلهٔ نخست، با استفاده از رویکرد تابع تولید، قیمت سایه‌ای محصولات منتخب کشاورزی ایران (شامل: محصولات زراعی اصلی (گندم آبی، برنج دانه‌بلند مرغوب، سیب‌زمینی آبی و ذرت دانه‌ای آبی در استان‌های منتخب) طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۰ (براساس آخرین داده‌های قابل‌دسترس) برآورد شده است. قیمت سایه‌ای آب می‌تواند معیاری برای مصرف بهینهٔ آب و تخصیص کارآمد آب میان محصولات مختلف باشد؛ به‌ویژه با توجه به کسری تراز بازرگانی منابع آبی کشور، مدیریت تقاضای آب در بخش کشاورزی از طریق توجه به ارزش اقتصادی آب (قیمت واقعی آب) و الگوی کشت بهینه در طراحی الگوی تولید و تجارت محصولات کشاورزی ضروری می‌باشد (محمدجانی و یزدانیان، ۱۳۹۳). در گام بعدی، با به‌کارگیری از رویکرد پویایی شناسی سیستم، اثر قیمت سایه‌ای بر رقابت‌پذیری محصولات منتخب کشاورزی مورد آزمون قرار می‌گیرد.

براساس داده‌های فائو (FAO)[۳] رژیم غذایی اکثر مردم دنیا مبتنی‌بر چند محصول زراعی غذایی اصلی[۴] شامل: برنج، گندم، ذرت و سیب‌زمینی است؛ هم‌چنین، ۵۰هزار گیاه خوراکی در دنیا کشت می‌شود که سه محصول زراعی، یعنی برنج، ذرت و گندم، ۶۰٪ انرژی دریافتی جهانی را تأمین می‌کنند[۵] و برای بیش از ۴میلیارد نفر به‌عنوان منبع تغذیه و درآمد محسوب می‌شوند (آژانس بین‌المللی انرژی اتمی[۶]). براساس گزارش فائو، سهم

---

[۱] نتایج مطالعهٔ «حسینی» و همکاران (۱۳۹۵) نشان می‌دهد کاهش یارانهٔ آب در بخش کشاورزی موجب کاهش مصرف خانوارهای روستایی و افزایش شاخص قیمت و هزینه‌های تولید در بخش کشاورزی می‌شود.

[۲] هرچند در برنامهٔ ششم توسعهٔ عنوان شده است که برای ارتقای عدالت اجتماعی، افزایش بهره‌وری آب و انرژی و هدفمندکردن یارانه‌ها در جهت افزایش تولید و توسعهٔ نقش مردم در اقتصاد، به دولت اجازه داده می‌شود که قیمت آب و سایر کالاها و خدمات یارانه‌ای به تدریج تا پایان سال ۱۴۰۰ اصلاح کند، ولی روند قیمت آب در بخش کشاورزی نشان می‌دهد اصلاح قابل‌توجهی در این بخش صورت نگرفته است و تعرفهٔ آب بهای کشاورزی در شبکه‌های آبیاری براساس قانون تثبیت آب بهای زراعی مصوب سال ۱۳۶۹ و برمبنای ۱ تا ۳٪ محصول کاشت شده محاسبه می‌شود (لیلی‌زاده و همکاران، ۱۴۰۱). این موضوع می‌تواند ناشی از دغدغه‌های دیگر در این مسیر باشد.

[3] Food and Agriculture Organization (FAO)

[4] Staple food Crops

[5] www.fao.org/4/u8480e/U8480E07.htm

[6] www.iaea.org/sites/default/files/publications/magazines/bulletin/bull53-3/53305711111.pdf

غذایی این محصولات در سال ۲۰۱۹م. به‌ترتیب ۶۵.۹، ۸۱.۸ و ۶۶.۹٪ می‌باشد (کوزوب و همکاران[1]، ۲۰۲۲). در ایران، براساس آمارنامهٔ کشاورزی وزارت جهاد کشاورزی (۱۴۰۲)، در سال ۱۴۰۰، استان فارس با سهم ۲۰.۷۲٪ مهم‌ترین تولیدکنندهٔ ذرت آبی است. استان خوزستان نیز با سهم ۱۷.۸۳٪ مهمترین تولیدکنندهٔ گندم آبی می‌باشد؛ هم‌چنین، استان همدان در تولید سیب‌زمینی آبی (با سهم ۱۸.۳۸٪) دارای رتبهٔ اول کشوری است. استان مازندران نیز با تأمین حدود ۴۴٪ برنج کشور در تولید این محصول صدرنشین است.

مقالهٔ حاضر در چهار بخش سازماندهی شده است؛ بعد از مقدمه در بخش نخست، پیشینهٔ پژوهش در بخش دوم ارائه شده است. روش‌شناسی پژوهش در بخش سوم آمده است. بخش چهارم، به شبیه‌سازی و اعتبارسنجی مدل و تحلیل سناریو اختصاص دارد. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی در بخش پنجم ارائه شده است.

۲. پیشینهٔ پژوهش

مفهوم رقابت‌پذیری[2]در ادبیات اقتصاد و تجارت بین‌الملل دارای تعاریف گسترده‌ای است. رقابت طی زمان و باوجود تلاش‌های گسترده برای معنا بخشیدن به این سازه، به مفهومی مبهم تبدیل شده است. برخی محققان این واژه را محدود به مزیت‌نسبی یا موارد مشابه درنظر می‌گیرند و بعضی دیگر، آن‌را به‌عنوان جنبه‌های عملکردی اقتصاد کلان درنظر می‌گیرند (سیگل[3]، ۲۰۰۶). در این‌رابطه، «فاجنزیلبر»[4] (۱۹۹۱) بیان می‌کند که رقابت‌پذیری ظرفیت یک کشور برای حفظ و گسترش مشارکت خود در بازار بین‌المللی و هم‌زمان بالا بردن استاندارد زندگی جمعیت است. «مارتین» و همکاران[5] (۱۹۹۱) اشاره می‌کنند که رقابت‌پذیری نشان‌دهندهٔ موقعیت یک کالا در بازار رقابتی است؛ هم‌چنین، «پورتر»[6] (۱۹۹۰)، مزیت‌رقابتی را به‌عنوان عملکرد برتر اقتصاد درنظر می‌گیرد. در چارچوب «مدل الماس»[7] پورتر، رقابت‌پذیری با شاخص‌های عملکردی هم‌چون مزیت هزینه، سودآوری، بهره‌وری و کارایی آشکار می‌شود. «لاتروف»[8] (۲۰۱۰) بهره‌وری و کارایی را شاخص یا معیار رقابت‌پذیری درنظر می‌گیرد. با توجه به تعاریف متعدد برای رقابت‌پذیری، «کروگمن»[9] (۱۹۹۴) توجه بیش از اندازه به معیار رقابت‌پذیری را وسواس خطرناک عنوان می‌کند.

درمجموع، رقابت‌پذیری رابطهٔ نزدیکی با عملکردنسبی یک بنگاه، بخش اقتصادی و یا یک کشور دارد که خود متأثر از قابلیت، شایستگی، برخورداری و محیط آن می‌باشد. در این چارچوب، عملکرد تجارت بخش کشاورزی نیز متأثر از رقابت‌پذیری و مزیت‌های نسبی این بخش می‌باشد؛ هم‌چنین، رابطهٔ نزدیکی میان سیاست‌های تجارت کشاورزی و برخی متغیرها هم‌چون: کاربری اراضی، انتخاب روش‌های تولید، مشوق‌ها و یارانه‌های کشاورزی وجود دارد (آندری و همکاران[10]، ۲۰۲۰). با این‌حال، اثرات سیاست‌های حمایتی بر بهبود

---

1 Kozub et al.
2 Competitiveness
3 Siggel
4 Fajnzylber
5 Martin
6 Porter
7 Diamond model
8 Latruffe
9 Krugman
10 Andrei et al.

رقابت‌پذیری کشاورزی، به‌ویژه با توجه به تفاوت‌های چشمگیر آن‌ها در پارادایم، ساختار مالکیت زمین، توسعه‌یافتگی و روابط تجارت بین‌الملل پیچیده و بحث‌برانگیز است. در مقابل، «مانوللی» و همکاران[1] (۲۰۰۴) بیان می‌کنند که با افزایش رقابت‌پذیری کشاورزی، کارایی اقتصادی رشد کرده و در بلندمدت، بخش کشاورزی، ساختار و سازوکار عملکرد داخلی خود را بهبود می‌بخشد.

رقابت‌پذیری از منابع مختلف هم‌چون تفاوت در برخورداری نسبی از عوامل تولید، تفاوت در فناوری‌های تولید و بهره‌وری ناشی می‌شود. این رویکرد مبتنی‌بر رقابت‌پذیری هزینه و مربوط به تجارت بین صنایع می‌باشد. در مقابل، الگوی تجارت درون صنعت مبتنی‌بر مؤلفه‌های ساختار بازار، به‌ویژه تمایز محصول است. با این‌حال به‌نظر می‌رسد با توجه به همگنی بیشتر محصولات کشاورزی، عملکرد رقابتی بخش کشاورزی بیشتر متأثر از در برخورداری نسبی از منابع، فناوری، سیاست‌ها و محیط اقتصاد کلان و بین‌الملل باشد. در این چارچوب، کاهش دسترسی به آب در بخش کشاورزی، ارزش تولید نهایی مورد انتظار[2] (MWV) یا هزینهٔ فرصت تولید را به شدت افزایش می‌دهد و متعاقباً با افزایش هزینه‌تولید، رقابت‌پذیری این بخش را کاهش می‌دهد. در مقابل با دسترسی بیشتر به آب، MWV کاهش می‌یابد، که با فرض معمول در رابطه با نزولی‌بودن بازده نهایی سازگار است (چیبل و همکاران[3]، ۲۰۱۹)؛ اگرچه براساس نظریه‌های اقتصادی، تخصیص بهینه در بازار رقابتی صورت می‌گیرد، قیمت واقعی آب به‌دلایل مختلف ازجمله مالکیت عمومی، کنترل دولتی و انحصار عرضهٔ آب از این قاعده مستثنی است و در بازار رقابتی تعیین نمی‌شود (جیا و همکاران[4]، ۲۰۱۶) و مواردی هم‌چون هزینه‌های فرصت، آثار اقتصادی و محیط‌زیستی مرتبط با کاهش منابع آبی (پرون و جاسچکو[5]، ۲۰۱۷) یا افزایش هزینهٔ بهره‌برداری برای مصرف‌کنندگان آتی را شامل نمی‌شود (راجرز و همکاران[6]، ۱۹۹۸). در این‌شرایط، قیمت‌گذاری به‌عنوان یک ابزار اقتصادی برای تعیین ارزش واقعی آب پیشنهاد می‌شود (دینار و همکاران[7]، ۲۰۱۵).

مطالعات مختلفی دربارهٔ آب و کشاورزی انجام شده است که در ادامه به این مطالعات اشاره می‌شود؛ مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۴۰۲) با رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی، بحران آب ایران را بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بهبود کیفیت حکمرانی در بخش آب، منجر به تغییر تقاضای مصرف آب و ارتقای بهره‌وری می‌شود؛ هم‌چنین، «درخشان» (۱۴۰۲) براساس نظریهٔ «دانینگ-کروگر»[8] نشان داده است که مدیریت آب در ایران به‌دلیل اندازهٔ دولت و عدم ظرفیت‌سازی و تفویض اختیار، در تلهٔ روزمرگی افتاده است. براساس این مطالعه، عدم عبرت‌اندوزی و آسیب‌شناسی اقدامات، موجب‌شده است که خبرگی و بلوغ در سیستم مدیریت آب پدید نیاید، و این موضوع موجب زوال منابع آب شده است. «توکلی» و همکاران (۱۴۰۰)، مزیت‌نسبی محصولات کشاورزی استان سمنان را با محوریت بهره‌وری آب بررسی کرده‌اند. براساس این تحقیق، پسته با ۴۸۶۹ تومان بر مترمکعب و انگور با ۳۰۲۲ تومان بر متر مکعب در رتبه‌های اول و دوم بهره‌وری

1 Manoleli et al.
2 marginal water value
3 Chebil et al.
4 Jia et al.
5 Perrone and Jasechko
6 Rogers et al.
7 Dinar et al.
8 Dunning-Kruger Theory

اقتصادی قرار گرفته‌اند؛ براساس این مطالعه، جو، یونجه و گندم به‌ترتیب با ۳۷۹، ۳۹۹ و ۴۵۷ تومان بر مترمکعب دارای کمترین بهره‌وری اقتصادی هستند. «پیری» و «حیدری» (۱۴۰۰)، ارزش اقتصادی و بهره‌وری آب در محصولات عمدهٔ ایرانشهر را با استفاده از رهیافت تابع تولید برای سال زراعی ۹۷-۱۳۹۶ برآورد کردند؛ براساس نتایج این تحقیق به‌دست آمده از تابع کاب-داگلاس برای گندم و هندوانه، قدرمطلق کشش قیمتی خودی تقاضای مشتق‌شدهٔ آب برای گندم و هندوانه به‌ترتیب معادل ۱/۱۳ و ۱/۲۷ می‌باشد؛ هم‌چنین، در این تحقیق، ارزش اقتصادی آب برای گندم ۱۲۴۴۱ریال و برای هندوانه ۱۴۰۰۰ریال به ازای هر مترمکعب آب به‌دست آمده است. «بکتاش» و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از مدل توابع تولید و گاردنر[1]، ارزش اقتصادی آب کشاورزی در سال زراعی ۱۳۹۶ را برای شمال خوزستان برآورد کردند؛ براساس نتایج این تحقیق، آب‌بها برای محصولات گندم، ذرت و صیفی‌جات ۱۵۹۴/۲، ۱۶۹۷/۵ و ۱۳۵۸/۰۷ ریال می‌باشد. با توجه به این مطالعه، برای بهبود نظام تولید کشاورزی باید با تعدیل آب‌بها براساس ارزش اقتصادی شرایط استفاده صحیح و صرفه‌جویی در مصرف نهاده آب فراهم گردد. «نوروزیان» و همکاران (۱۳۹۸)، اثر قیمت‌گذاری آب‌بر مزیت‌نسبی محصولات کشاورزی شهرستان کاشمر را در سال زراعی ۹۶-۱۳۹۵ مورد بررسی قرار دادند؛ براساس نتایج این تحقیق، زعفران، انگور و انار در دو نرخ ارز بازار آزاد و تعادلی دارای مزیت‌نسبی هستند. گندم و جو آبی در نرخ ارز بازار آزاد فاقد مزیت‌نسبی بوده ولی در نرخ ارز تعادلی دارای مزیت‌نسبی می‌باشند.

در رابطه با مطالعات خارجی می‌توان به «دیوید» و همکاران[2] (۲۰۲۴) اشاره کرد که تعادل آب، انرژی و غذا (WEF)[3] را بررسی کردند؛ آنان با استفاده از یک مطالعهٔ میدانی، بر اهمیت شاخص های اقتصادی در WEF تأکید می‌کنند. براساس این مطالعه، مکانیسم قیمت‌گذاری، اشتغال، تجارت خارجی نیازمند استراتژی سرمایه‌گذاری مبتنی‌بر مزیت نسبی می‌باشد. «لاینزه» و همکاران[4] (۲۰۲۴) با ترکیب خروجی‌های یک مدل هیدرولوژیکی جهانی، شکاف آبی را بررسی کرده‌اند. براساس این مطالعه، تغییرات آب و هوایی، رشد جمعیت و انواع مصرف آب مهم‌ترین عوامل شکاف آبی محسوب می‌شوند. «سانگ» و همکاران[5] (۲۰۲۴) با ارائه یک مدل بهینه‌سازی مدیریت حقوق آب کشاورزی، حق‌آبهٔ استان هیلونگجیانگ چین را طی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۹ بررسی کرده‌اند. این مطالعه با به‌کارگیری پویایی‌شناسی سیستمی و فازی شهودی نشان می‌دهد که مبادلهٔ حق‌آبه موجب توسعهٔ هماهنگ مزارع شده است و منافع اقتصادی و بهره‌وری منابع آب نیز بهبود یافته است. «وو»[6] و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از روش فازی، قیمت معیار حقوق مصرف آب (WURBP)[7] در منطقهٔ آبی رودخانهٔ زرد نینگشیا[8] چین از سال ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰م. را بررسی و تحلیل کردند. براساس این مطالعه، WURBP برای محصولات غذایی معادل ۰.۲۵۲ یوان در مترمکعب و برای محصولات زراعی تجاری[9] معادل ۰.۶۵۲ یوان

1 Gardner method
2 David et al.
3 Water, Energy & Food (WEF)
4 Leijnse et al.
5 Song et al.
6 Wu et al.
7 Water-use rights benchmark price
8 Ningxia
9 Cash crops

در متر مکعب به‌دست آمده است. «هوانگ» و همکاران[1] (۲۰۲۳) با هدف بهینه‌سازی الگوی کشت دو مرحله‌ای برای ۱۰محصول در نُه استان حوضهٔ رودخانهٔ زرد کشور چین طی سال‌های کم آبی (۲۰۰۶)، معمولی (۲۰۱۰) و پرآبی (۲۰۱۲)، قیمت‌های سایه‌ای را بررسی کرده‌اند. براساس نتایج این مطالعه، تفاوت‌های قابل‌توجهی در قیمت سایه‌ای آب مصرفی محصولات براساس نوع آب، نوع محصول و مکان وجود دارد. «داس» و همکاران[2] (۲۰۲۳) به‌منظور بررسی هزینهٔ واقعی آب و ارائه چارچوبی برای ارزش‌گذاری آب تولیدی، مطالعات پیرامون ارزیابی اقتصادی قیمت آب را مرور کردند. آنان یک سیستم آب‌بها را برای مجتمع‌های ساختمانی پیشنهاد می‌کنند، به‌نحوی‌که کیفیت آب افزایش و نشتی آب کاهش یابد. «قوش» و همکاران[3] (۲۰۲۳)، اهمیت ارزش‌گذاری و قیمت‌گذاری آب در هند را بررسی کردند. این مطالعه بر اهمیت سیستم کارآمد تعرفهٔ آب در کاهش شکاف فزایندهٔ تقاضا و عرضهٔ آب تأکید می‌کند. هم‌چنین این تحقیق، ترکیبی از کارآیی مصرف آب، افزایش عملکرد و شیوه‌های تنوع بخشی محصول برای مدیریت تقاضای آب در بخش کشاورزی را پیشنهاد می‌کند. «نام» و همکاران[4] (۲۰۲۳) با توجه به نقش قابل‌توجه صنایع‌غذایی دریایی در ایجاد اشتغال، هزینه‌های نهایی کاهش آلایندگی (MAC)[5] برای سه آلایندهٔ آب (BOD، COD و TSS) را برای ۱۱۶ شرکت فعال ویتنام در فرآوری غذاهای دریایی طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۸-۲۰۱۶م. را بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشانگر ناهمگونی قابل‌توجه در MAC می‌باشد. «هرناندز-سولانو» و همکاران[6] (۲۰۲۳) ضمن ارائه مدل نظری، یک مطالعهٔ تجربی دربارهٔ قیمت سایه‌ای آب برای ۱۷۶۵ خانوار روستایی مکزیکی در سال ۲۰۰۷م. انجام‌دادند؛ براساس این مطالعه، قیمت سایه‌ای آب برای تولیدکنندگان معیشتی (برای مصرف خانوار)[7] باید بیشتر یا مساوی قیمت بازار باشد؛ هم‌چنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که دستمزد سایه‌ای کمتر از دستمزد بازار است. «کلاسرت» و همکاران[8] (۲۰۲۳) سیستم انسان-طبیعت[9] را برای بازار آب اردن بررسی کرده‌اند؛ آنان با به‌کارگیری شاخص های مختلف نشان‌دادند که فروش آب غیرقانونی در اردن بیش از مجوزهای دولتی است و این موجب برداشت بیش از حد از آب‌های زیرزمینی شده است. آنان بر بهبود کارایی و عدالت در تأمین آب عمومی برای تضمین امنیت آب تأکید می‌کنند. «اورتیز-پارتیدا» و همکاران[10](۲۰۲۳) ضمن بررسی۵۳۰مقاله از سال ۲۰۰۹ تا ژوئیه ۲۰۲۰م.، کاربردهای مدل اقتصاد آبی (HEM)[11]را مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها دریافتند که پیچیدگی و ناهمگونی مشکلات مدیریت منابع آب به‌دلیل تقاضا و رقابت فزآینده برای آب در بخش‌های اقتصادی افزایش یافته است. این درحالی است که دسترسی به منابع اضافی[12] محدود شده است. این مطالعه به ارزش محیطزیستی آب تأکید می‌کند. «ساپتانا» و همکاران[13](۲۰۲۲) با به‌کارگیری ماتریس تحلیل سیاستی، مزیت‌نسبی و رقابتی تولید

1 Huang et al.
2 Das et al.
3 Ghosh et al.
4 Nam et al.
5 Marginal abatement costs
6 Hernández-Solano et al.
7 subsistence producers
8 Klassert et al.
9 Human–natural system
10Ortiz-Partida et al.
11 Hydro-economic modeling
12 Additional supplies
13 Saptana et al.

سیب‌زمینی در اندونزی را برای سال زراعی ۲۰۲۰-۲۰۱۹م. تحلیل کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد تولید سیب‌زمینی در کشور اندونزی از نظر بازاری و اجتماعی سودآور است. «سیلن»[1] (۲۰۲۰) سیاست‌های تولید گندم در ترکیه را با استفاده از ماتریس تحلیل سیاستی مورد ارزیابی قرار داد. براساس این تحقیق، تولید گندم در ترکیه بدون حمایت دولت از بخش کشاورزی دارای مزیت نمی‌باشد. «بیرکنز» و همکاران[2] (۲۰۱۹)، قیمت سایه‌ای آب را برای چهار محصول اصلی زراعی و یک محصول باغی برآورد کردند. نتایج این مطالعه براساس رویکرد تابع تولید نشانگر تغییرات قیمت سایه‌ای آب در چندین کشور و استفاده ناکارآمد از منابع آبی ازجمله آب‌های زیرزمینی تجدیدناپذیر می‌باشد. «چبیل» و همکاران[3] (۲۰۱۹)، رقابت‌پذیری گندم و پرتقال در تونس را تحت سناریوهای کم‌آبی بررسی کردند. نتایج تحلیل حساسیت در این تحقیق نشان‌داد که رقابت‌پذیری در تولید گندم و پرتقال به‌دلیل کاهش دسترسی به آب بدتر شده، ولی بهبود کارایی مصرف آب آبیاری منجر به کاهش قابل‌توجه در هزینهٔ منابع داخلی (DRC)[4] برای هر دو محصول شده است.

مرور مطالعات داخلی و خارجی نشان می‌دهد، پژوهشی دربارهٔ اثر قیمت سایه‌ای بر رقابت‌پذیری انجام نشده است؛ هم‌چنین پویایی‌شناسی سیستمی جنبهٔ تمایز دیگر این مطالعه در مقایسه با سایر مطالعات می‌باشد.

مطالعهٔ حاضر از جنبه‌های مختلف متمایز از مطالعات دیگر است؛ اولاً، این پژوهش در سطح کشور و برای استان‌های مختلف انجام شده و بر این‌اساس، امکان مقایسهٔ کارایی استفاده از آب ازنظر قیمت سایه‌ای برای محصولات اصلی-استان منتخب فراهم شده است. ثانیاً، برخلاف اکثر مطالعاتی که داده‌های مربوط به برداشت آب را مبنای تجزیه‌وتحلیل خود قرار داده‌اند؛ در این پژوهش، قیمت سایه‌ای براساس آب مصرفی محصولات زراعی ارزیابی شده است. هم‌چنین، این پژوهش اولین مطالعه در رابطه با تعیین قیمت سایه‌ای آب و اثر آن بر رقابت‌پذیری بخش کشاورزی ایران می‌باشد و در این‌راستا از رویکرد پویایی‌شناسی سیستم استفاده شده است که خود نوآوری دیگری برای مطالعهٔ حاضر محسوب می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش در چندمرحله و به‌صورت ترکیبی انجام شده است؛ در گام نخست، قیمت سایه‌ای آب از رویکرد تابع تولید کاب-داگلاس[5] برآورد شده است. در گام دوم، با به‌کارگیری روش پویایی‌شناسی سیستم و روابط‌سنجی و ریاضی، اثر قیمت سایه‌ای آب‌بر رقابت‌پذیری محصولات کشاورزی منتخب مورد ارزیابی قرار گرفته است.

همان‌گونه که عنوان شد در این پژوهش برای برآورد قیمت سایه‌ای از رویکرد تابع تولید استفاده شده است. تابع تولید کاب-داگلاس (CD) یک رابطهٔ عملکردی میان نهاده و ستانده را نشان می‌دهد. در این تابع فرض می‌شود بازده نسبت به مقیاس ثابت و کشش جانشینی واحد است و ممکن است این رویکرد منجر به تخمین بیش از حد شود (کاب-داگلاس، ۱۹۲۸؛ ارهابور[6]، ۱۹۸۲؛ ترفا و تروواس[7]، ۲۰۱۱)[8]؛ با این‌حال، تابع تولید کاب-

1 Ceylan
2 Bierkens et al
3 Chebil et al.
4 Domestic Resource Cost (DRC)
5 Cobb-Douglas
6 Erhobor
7 Terfa and Terwase

داگلاس بیش از بقیهٔ توابع استفاده می‌شود؛ زیرا معیارهای موردنظر اقتصادی، ریاضی، آماری و اقتصادسنجی را برآورده می‌کند (فیدلیس و همکاران[1]، ۲۰۲۳). فرم کلی تابع کاب–داگلاس با n نهاده (x_i) و یک ستانده(y) به‌صورت رابطهٔ (۱) می‌باشد.

$$y = Ax_1^{\alpha_1}x_2^{\alpha_2}\cdots x_n^{\alpha_n} = A\prod x_i^{\alpha_i}. \qquad i = 1.2.\cdots.n \tag{۱}$$

با خطی‌سازی لگاریتمی رابطهٔ (۲) می‌توان نوشت:

$$Lny = LnA + \alpha_1 Lnx_1 + \alpha_2 Lnx_2 + \cdots + \alpha_n Lnx_n \tag{۲}$$

براساس رابطهٔ (۲)، تصریح اقتصادسنجی تابع تولید برای برآورد قیمت سایه‌ای در پژوهش حاضر به‌صورت زیر می‌باشد:

$$LnY_{it} = \alpha + \beta_{wat}LnW_{it} + \beta_{lab}LnL_{it} + \beta_{mac}LnM_{it} + \beta_{fer}LnF_{it} + \beta_{pes}LnP_{it} + \beta_{sed}LnS_{it} + \varepsilon_{it} \tag{۳}$$

که در آن، که در آن به‌ترتیب W مقدار آب مصرفی (مترمکعب در هکتار)، L نیروی کار (نفر روز کار در هکتار)، M ماشین‌آلات برحسب ساعت‌کار در هکتار، F کود شیمیایی (کیلوگرم در هکتار)، P سم مصرفی (کیلوگرم در هکتار) و S نشان‌دهنده بذر مصرفی برحسب کیلوگرم در هکتار، همگی برای محصول i در سال t است. ضرایب β برای هر یک از نهاده‌های تولیدی در تابع تولید کاب–داگلاس نشانگر کشش تولیدی نهاده مذکور است.

در ادامه با استفاده از ضریب به‌دست آمده از تخمین تابع تولید (رابطهٔ ۳)، تولید نهایی نهادهٔ آب براساس رابطهٔ (۴) به‌دست می‌آید:

$$MP_w = \frac{\partial lnY}{\partial lnW} \times \frac{Y}{W} = \beta_{wat}\frac{Y}{W} \tag{۴}$$

سرانجام با ضرب تولید نهایی در قیمت محصول، قیمت سایه‌ای نهاده آب به‌شکل رابطهٔ (۵) حاصل می‌شود.

$$P_{shadow} = P_{output} \times MP_w \tag{۵}$$

برای برآورد شاخص رقابت‌پذیری محصولات منتخب کشاورزی از هزینهٔ منابع داخلی (DRC)[2] طی دورهٔ زمانی موردمطالعه استفاده شده است. یکی از روش‌هایی که به‌طور گسترده برای اندازه‌گیری رقابت‌پذیری در مطالعات داخلی و خارجی استفاده شده است، رویکرد هزینهٔ منابع داخلی (DRC) است. این روش اگرچه اطلاعات زیادی نیاز دارد، ولی روش دقیق‌تری در مقایسه با سایر شاخص‌های رقابت‌پذیری محسوب می‌شود. نکتهٔ اصلی در شاخص DRC مقایسهٔ هزینهٔ نهاده‌های داخلی با ارزش‌افزودهٔ محصول است. اگر این شاخص کوچک‌تر از یک باشد به این‌معناست که به‌کارگیری نهاده‌های داخلی سودآوری داشته و محصول رقابت‌پذیر است. برعکس در صورتی‌که DRC بزرگ‌تر از یک باشد، ارزش‌افزودهٔ ناشی از نهاده‌های داخلی نتواسته است

---

۸ برای محدودیت‌های تابع کاب–داگلاس به «بهنومورتی» (۲۰۰۲) مراجعه کنید.

1 Fidelis et al.
2 Domestic Resource Cost (DRC)

هزینهٔ این نهاده‌ها را جبران کند. از مطالعاتی که از این روش برای اندازه‌گیری رقابت‌پذیری استفاده کرده‌اند، می‌توان به «سیلن»[1] (۲۰۲۰) برای گندم ترکیه، «ساپتانا» و همکاران[2] (۲۰۲۲) برای سیب‌زمینی اندونزی، «راسخی» و «صیامی» (۱۳۸۷) برای مرکبات مازندران و «نوروزیان» و همکاران (۱۳۹۸) برای محصولات زراعی کاشمر اشاره کرد. این شاخص توسط مطالعهٔ حاضر محاسبه و در ادامه استفاده شده است. با برآورد قیمت سایه‌ای آب و شاخص رقابت‌پذیری محصولات منتخب کشاورزی، در مرحلهٔ بعد، اثر آن بر رقابت‌پذیری محصولات منتخب کشاورزی با رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی[3] آزمون می‌شود. این روش زیرشاخه‌ای از تفکر سیستمی[4] می‌باشد (ریچموند[5] ۱۹۹۴؛ فورد[6] ۱۹۹۹) که در دههٔ ۱۹۶۰ توسط «فارستر»[7] (۱۹۶۱ و ۱۹۶۹) و سایر محققان شکل‌گرفت. این روش ابزاری مناسب برای کشف روابط علّی معلولی ازطریق حلقه‌های بازخورد میان اجزای مختلف در سیستم‌های بزرگ می‌باشد (استرمن[8]،۲۰۰۰). رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی، ترکیبی از روش‌های کیفی و کمّی برای شبیه‌سازی ساختار سیستم‌های پیچیده، پویا، غیرخطی و پیوسته–گسسته و تحلیل روابط درونی سیستم است (چن و وی[9]، ۲۰۱۴). پویایی‌شناسی سیستم براساس معادلات دیفرانسیل و مدل‌های ریاضی با تأخیر زمانی و ازطریق نمودارهای حلقهٔ علّی[10] (CLDs) و انباشت–جریان (SFDs)[11] روابط میان متغیرها را توصیف می‌کند (ریچموند، ۱۹۹۳؛ بارلاس[12]، ۱۹۹۶؛ استرمن، ۲۰۰۰). مدل‌سازی در پویایی‌شناسی سیستم (SDM) در پنج مرحله صورت می‌گیرد. ابتدا، مرز بستهٔ سیستم تعیین می‌شود؛ سپس، فرضیهٔ پویا تبیین می‌شود. در گام سوم، معادلات مدل تصریح می‌شوند؛ سپس، اعتبارسنجی مدل انجام می‌شود. سرانجام، سناریوسازی، طراحی و تجزیه و تحلیل سیاستی صورت می‌گیرد (استرمن، ۲۰۰۰).

متغیرهای پویایی‌شناسی سیستم عموماً به متغیرهای انباشت، نرخ، کمکی و ثابت دسته‌بندی می‌شوند؛ متغیر انباشت ($S(t)$) حافظهٔ سیستم را نشان می‌دهد و براساس روابط (۶) و (۷) با متغیر نرخ ($R(t)$) ارتباط دارد:

$$S(t) = \int R(t) \qquad (۶)$$

$$R(t) = \frac{dS(t)}{dt} \qquad (۷)$$

در تحقیق حاضر، متغیرهای سطح زیرکشت، تراز آب استانی، آب در دسترس بخش کشاورزی، جمعیت شهری و روستایی، نیروی کار آموزش دیده، نیروی کار شاغل، ذخیرهٔ کل سیب‌زمینی جزو متغیرهای انباشت هستند. بدیهی است براساس رابطهٔ (۷)، متغیر نرخ از مشتق یا تغییر این متغیرها حاصل می‌شود. سایر متغیرها کمکی درنظر گرفته می‌شوند که در این‌رابطه می‌توان به شاخص‌های رقابت‌پذیری، قیمت سایه‌ای، نسبت سطح زیرکشت، کمبود آب آبیاری، آب آبیاری مصرفی، کارایی و راندمان آبیاری، سودآوری بازاری، میانگین درآمد

---

[1] Ceylan
[2] Saptana et al.
[3] System dynamics
[4] Systems thinking
[5] Richmond
[6] Ford
[7] Forrester
[8] Sterman
[9] Chen & Wei
[10] Causal loop diagrams
[11] Stock-Flow Diagrams (SFDs)
[12] Barlas

کشاورزان، میزان تولید محصول، شاخص خودکفایی محصول، مصرف داخلی، صادرات و واردات محصول، شاخص امنیت غذایی و قدرت خرید مصرف‌کننده اشاره کرد. متغیرهایی مثل نرخ نسبی رشد متغیرها که طی دورهٔ موردمطالعهٔ داده شده درنظر گرفته می‌شوند، ثابت می‌باشند. روابط ریاضی تمامی متغیرها براساس نوع متغیر و تعریف هرکدام مشخص شده و در شبیه‌سازی استفاده شده است. داده‌های خام و اطلاعات آماری پایه در تحقیق حاضر از وزارت جهاد کشاورزی، گمرک جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و سازمان ثبت احوال کشور اخذ شده است.

در ادامهٔ روابط ریاضی پژوهش حاضر ارائه می‌شود. شاخص رقابت‌پذیری محصول i (PCI_i) از رابطهٔ (۸) به‌دست آمده است (مونک و پیرسون[1]، ۱۹۸۹):

$$PCI_i = \frac{NTRC_i}{(SI_i - TC_i)} \qquad (۸)$$

که در آن، $NTRC_i$ هزینهٔ منابع غیرقابل تجارت، SI_i درآمد اجتماعی، TC_i هزینه نهاده‌های قابل تجارت همگی در محصول i می‌باشند. درآمد سایه‌ای یا اجتماعی محصول i از رابطهٔ (۹) محاسبه شده است (گولتکین و همکاران[2]، ۲۰۲۲):

$$SI_i = Y_i P_i^w ER \qquad (۹)$$

که در آن Y_i بازدهی محصول i، P_i^w قیمت جهانی محصول i و ER نرخ اسمی ارز می‌باشد.

عملکرد محصول i از رابطهٔ (۱۰) به‌دست آمده است (فیدلیس و همکاران[3]، ۲۰۲۳):

$$\mathrm{Y}_i = \mathrm{CK}_i^{\mathrm{Bc}} \mathrm{F}_i^{\mathrm{Bf}} \mathrm{W}_i^{\mathrm{Bw}} \mathrm{L}_i^{\mathrm{Bl}} \mathrm{T}_i^{Bl} \mathrm{Pe}_i^{\mathrm{Bp}} \mathrm{Se}_i^{\mathrm{Bs}} \qquad (۱۰)$$

که در آن، K_i سرمایه، L_i کار، W_i آب آبیاری، T_i زمین، F_i کود، Pe_i آفت‌کش‌ها و Se_i بذور همگی برای محصول i و C مقدار ثابت معادله است؛ هم‌چنین توان متغیرها نشانگر کشش‌های بازدهی محصول نسبت به متغیرهای مورداشاره می‌باشند.

تقاضای آب کشت محصول i (WD_i) از رابطهٔ (۱۱) به‌دست آمده است (براتی و همکاران[4]، ۲۰۲۰):

$$WD_i = \frac{a_{wi}}{WEF_i} \mathrm{IR}_i \qquad (۱۱)$$

که در این رابطه، a_{wi} ملزومات آبی، WEF_i کارایی مصرف آب و IR_i مساحت آبیاری همگی برای محصول i می باشند.

تغییر سطح زیرکشت آبیاری برای حصول i (ILC_i) یک متغیر جریان و تاخیری بوده و از رابطهٔ (۱۲) محاسبه شده است (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۳):

$$\mathrm{ILC}_i = \mathrm{GA}_i + \mathrm{DELAY}(\mathrm{ITI}_i / \mathrm{a}_{ki}, 5) \qquad (۱۲)$$

که در این‌رابطه، GA_i عملکرد دولت در رابطه با تجهیزات آبیاری، ITI_i سرمایه گذاری روی فناوری آبیاری، ملزومات واحد سرمایه و DELAY نشانگر اپراتور تأخیر (با وقفهٔ ۵ ساله) در اثرگذاری سرمایه‌گذاری فناوری بر تغییر سطح کشت می‌باشد.

---

[1] Monke & Pearson
[2] Gültekin et al.
[3] Fidelis et al.
[4] Barati et al.

تراز آب استانی (WB) از تابع بیشینهٔ (۱۳) به‌دست آمده است (صلوی‌تبار و همکاران، ۱۳۸۵):

$$WB = MAX(\mathrm{RV} - \mathrm{Ev} - \mathrm{D\&I} - \mathrm{W}_a, 0) \quad (۱۳)$$

که در آن، حجم بارش (RV)، میزان تبخیر(Ev)، تخصیص آب شرب (D&I) و تخصیص آب به کشاورزی (W_a) می‌باشد. تبخیر و تعرق (Ev) نیز از رابطهٔ (۱۴) به‌دست می‌آید (براتی و همکاران، ۲۰۲۰):

$$\mathrm{Ev} = \mathrm{EvR} \times \mathrm{AWR}_a \quad (۱۴)$$

که در آن، AWR_a منابع آبی قابل‌دسترس برای کشاورزی و EvR نرخ تبخیر می‌باشد.

کمبود آب آبیاری (WS) دیگر متغیر کمکی است که از رابطهٔ (۱۵) به‌دست آمده است (صلوی‌تبار و همکاران، ۱۳۸۵):

$$\mathrm{WS} = \frac{W_I EW}{a_w} \quad (۱۵)$$

که در این رابطه، W_I آب آبیاری، EW کارایی آب آبیاری و a_w ملزومات آب می‌باشد.

مهاجرت شغلی(EJC) از رابطه شرطی (۱۶) استخراج شده است (وو و همکاران[1]، ۲۰۱۴):

$$\mathrm{EJC} = IF\ THEN\ ELSE\left(ig > 0, 0, \frac{ig}{i_r} em\right) \quad (۱۶)$$

در این رابطه، ig شکاف درآمدی روستا، i_r درآمد روستا و em کشش درآمدی مهاجرت از روستا به شهر می‌باشد.

قدرت خرید مصرف‌کننده (PPC) از رابطهٔ (۱۷) محاسبه شده است:

$$PPC = PCI/(1 + RAMP(\dot{P}, 0, 40)) \quad (۱۷)$$

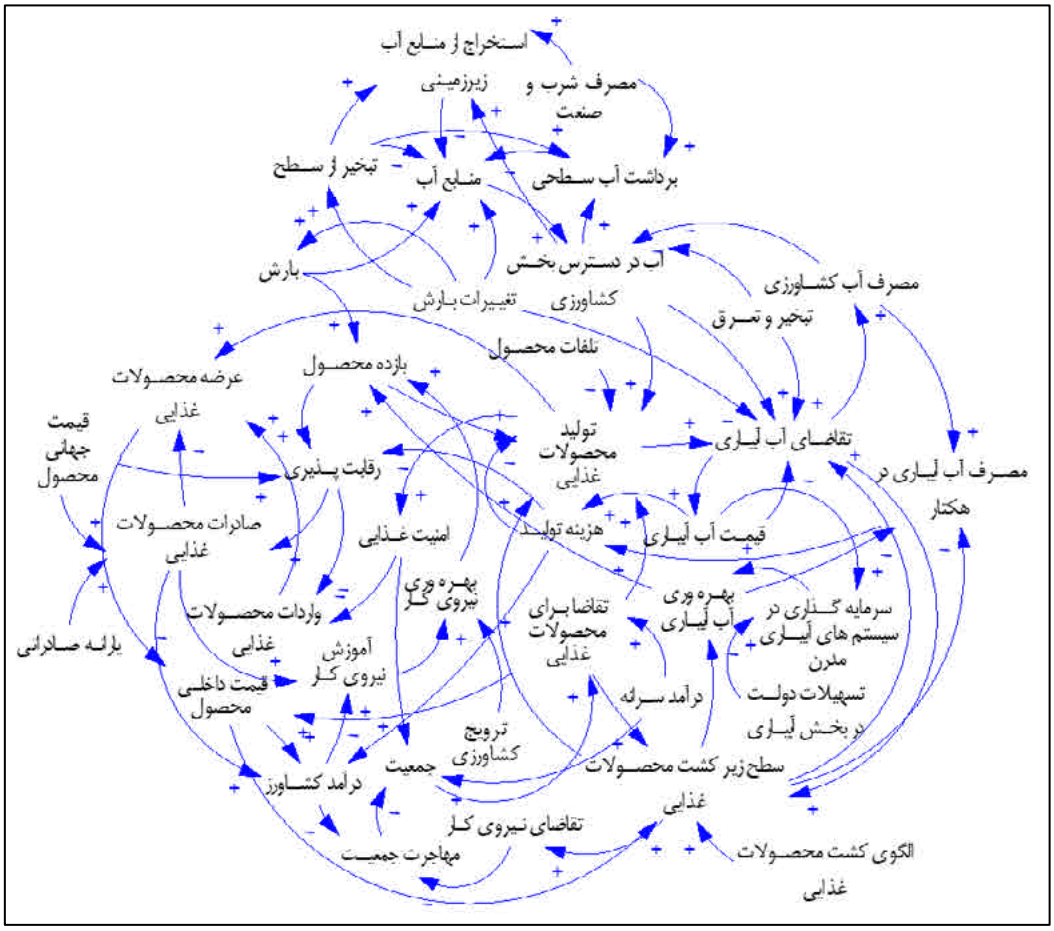
در این رابطه، تابع شیب (RAMP)[2] استفاده شده است که نرخ تورم ($\dot{P}$) را با شیب یکنواخت افزایش داده و درآمد اسمی سرانه (PCI) را نسبت به تورم تعدیل می‌کند.

٤. طراحی، اعتبارسنجی و شبیه‌سازی مدل

در مطالعهٔ حاضر، مرز بستهٔ مسأله در رابطه با اثر قیمت سایه‌ای آب‌بر رقابت‌پذیری محصولات کشاورزی می‌باشد؛ هم‌چنین، دورهٔ زمانی شبیه‌سازی و پیش‌بینی مدل ۱۴۲۰-۱۳۸۰هش. درنظر گرفته شده است. نمودار (۱) الگوی تصویری-مفهومی اثر قیمت‌گذاری آب‌بر رقابت‌پذیری کالاهای کشاورزی را در قالب CLDs است. سیستم ارائه شده در این نمودار از چهار زیرسیستم: اقتصادی، اجتماعی، پایداری غذا، محیط‌زیست تشکیل شده است. در زیرسیستم اقتصادی، تولیدکنندگان کشاورزی ضمن به‌کارگیری نهاده‌های موردنیاز در فرآیند تولید و فروش محصولات، به سودآوری دست پیدا می‌کنند. زیرسیستم اجتماعی شامل: جمعیت، مصرف‌کنندگان، نیروی‌کار شاغل در بخش کشاورزی و جابه‌جایی و مهاجرت جمعیت است. در زیرسیستم پایداری غذا، تأمین غذای موردنیاز، بازده تولید، سطح زیرکشت و تلفات محصول جز متغیرهای کلیدی می‌باشند. این بخش شامل تأمین غذای موردنیاز، بازده تولید، سطح زیرکشت و تلفات محصول می‌باشد. در این زیرسیستم، با افزایش سطح زیرکشت و عملکرد محصول، تولید کل غذا افزایش می‌یابد. در عین‌حال، عملکرد محصول وابسته به نهاده‌ها

[1] Wu et al.
[2] Ramp function

تولیدی، به‌ویژه جملهٔ آب است. با افزایش قیمت آب، تقاضا برای آن کاهش می‌یابد و درنتیجه موجب کاهش در عملکرد محصولات تولیدی می‌شود. البته بهره‌وری آب با افزایش سطح زیرکشت دارای سیستم آبیاری مدرن افزایش می‌یابد که باعث افزایش در عملکرد تولید و کاهش در مصرف آب آبیاری می‌شود. زیرسیستم محیطزیستی نیز شامل: منابع آب استانی، آب در دسترس بخش کشاورزی، تقاضای آب کشاورزی، کارایی مصرف آب و اثر قیمت‌گذاری آب‌بر کاهش مصرف بخش کشاورزی می‌باشد.



نمودار ۱: الگوی تصویری-مفهومی اثر قیمت‌گذاری آب‌بر رقابت‌پذیری کالاهای کشاورزی (منبع: مطالعهٔ حاضر).

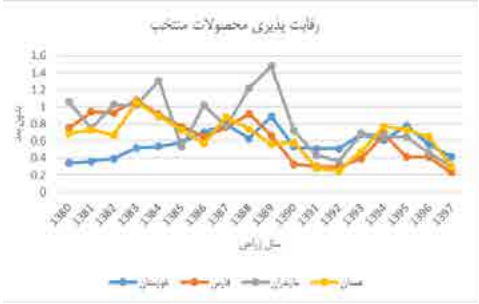
Graph. 1: Visual-conceptual model of the impact of water pricing on the competitiveness of agricultural goods (Reference: Present study)

در ادامه، با توجه به اطلاعات و داده‌های استخراج شده از سامانهٔ آمار و اطلاعات جهاد کشاورزی و محاسبات مربوط به رقابت‌پذیری محصولات کشاورزی منتخب، نمودارهای مرجع متغیرهای کلیدی تحقیق در استان‌های منتخب (خوزستان، مازندران، همدان و فارس) ارائه شده است (نمودار ۲: شکل‌های: ۱ تا ۴). این نمودارها برای تشخیص رفتار مرجع متغیرهای موردمطالعه ضروری هستند. همان‌گونه که از این نمودارها مشخص است طی دورهٔ زمانی مورد بررسی استان خوزستان بیشترین سطح کشت را درمیان استان‌های منتخب دارد. این الگو برای نمودار (۲: شکل ۳)، یعنی مصرف آب نیز قابل‌مشاهده است؛ بدین‌ترتیب، الگوی سطح تولید و مصرف آب مشابه

الگوی سطح کشت تغییر کرده است؛ در عین‌حال، الگوی تولید محصولات منتخب طی دورهٔ زمانی برای دو استان همدان و فارس متفاوت از الگوی سطح زیرکشت و مصرف آب تغییر کرده است و باوجود الگوی کشت و مصرف آب نسبتاً مشابه دو استان، سطح تولید محصولات منتخب در استان همدان بالاتر و رو به افزایش بوده است. به‌نظر می‌رسد که با توجه شباهت نسبی استان‌های منتخب و روند کاهشی رقابت‌پذیری آن‌ها (نمودار ۲: شکل ۲) متأثر از تغییر الگوی اقلیم و روند رو به افزایش ارزش سایه‌ای آب می‌باشد. با توجه به روند غیرخطی، پویا و پیچیدهٔ رقابت‌پذیری محصولات کشاورزی منتخب طی دورهٔ مورد بررسی، الگوی تجربی این متغیر ازطریق پویایی‌شناسی سیستم، شبیه‌سازی می شود.

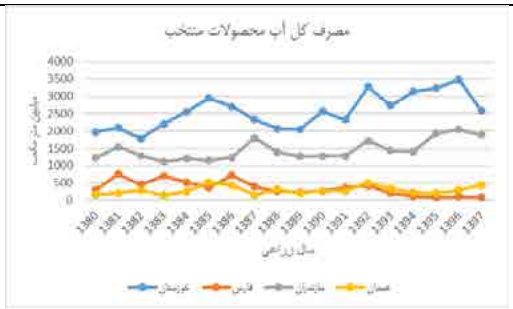
۱: سطح زیرکشت محصولات منتخب

Diag. 1: Area under cultivation of selected crops



۲: رقابت‌پذیری محصولات منتخب

Diag. 2: Competitiveness of selected products



۳: مصرف کل آب در محصولات منتخب

Diag. 3: Total water consumption in selected products

٤: تولید کل محصولات منتخب

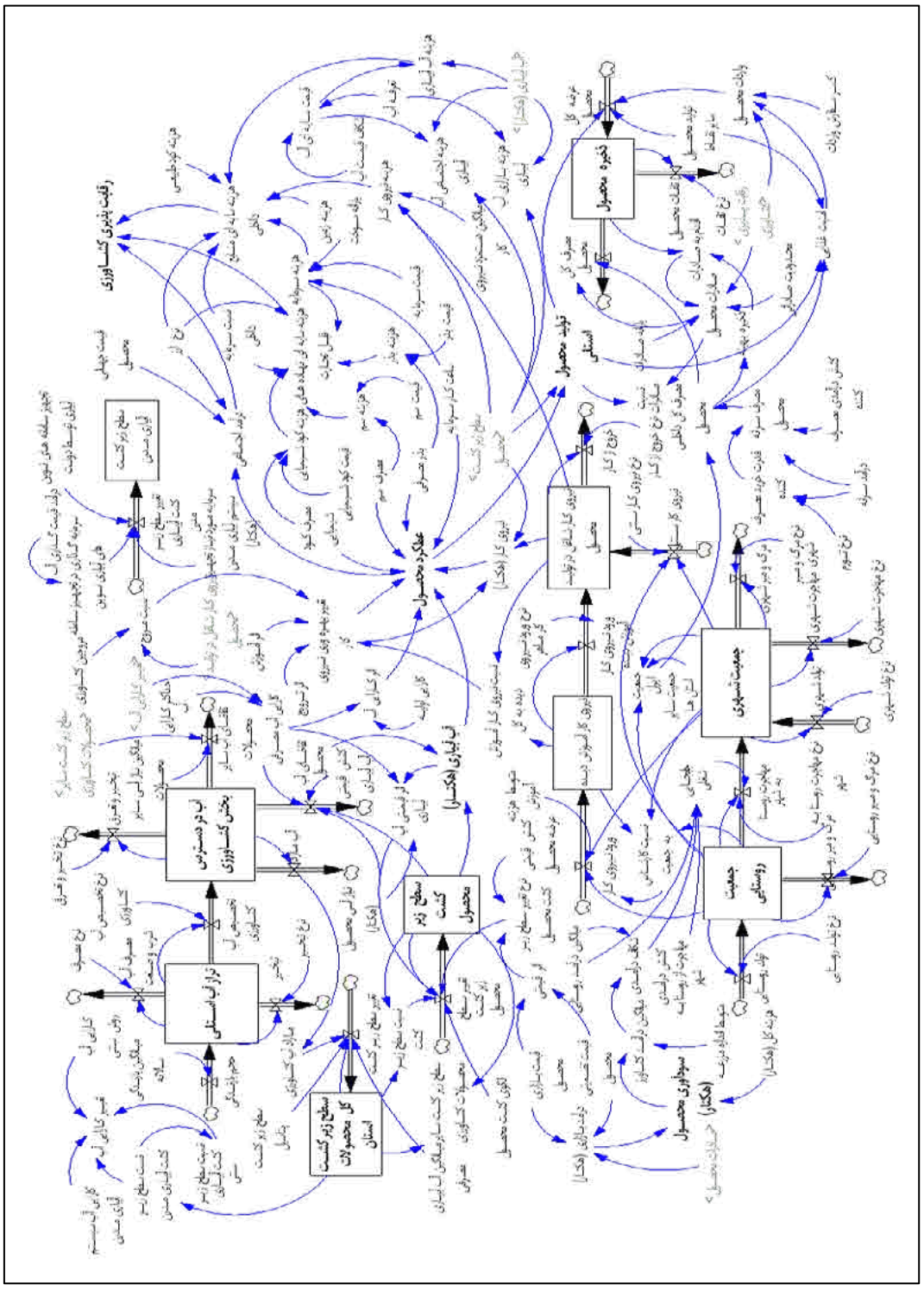
Diag. 4: Total production of selected products

نمودار ۲: شبیه‌سازی الگوی تجربی متغیرها ازطریق پویایی‌شناسی سیستم (منبع: مطالعهٔ حاضر براساس داده‌های سامانه آمار و اطلاعات جهاد کشاورزی).

Graph. 2: Simulation of the empirical pathern of variables through system dynamics (Refernce: Present study based on data from the Agriculture Jihad Statistics and Information System).

براساس نمودار CLDs (نمودار ۱)، نمودار انباشت–جریان (SFD) در ادامه طراحی و ارائه شده است (نمودار ۶). لازم به ذکر است که نمودار انباشت–جریان مربوط به بخش محاسباتی پویایی‌شناسی سیستم است. در این نمودار، متغیرهای انباشت ویژگی انباشته‌شدن داشته و در هرلحظه از زمان حافظهٔ سیستم را نشان می‌دهند؛

درحالی‌که، متغیرهای نرخ، تغییر متغیر انباشت بوده و شامل فعالیت‌هایی هستند که موجب تغییر انباشت می‌شوند (استرمن، ۲۰۰۰).

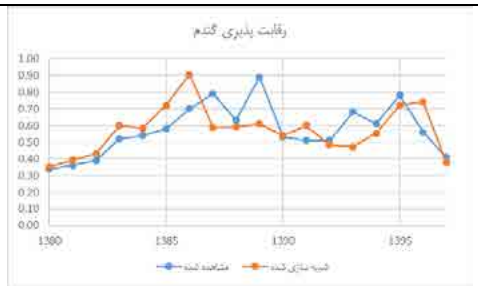


نمودار ۳: نمودار انباشت جریان برای اثر قیمت‌گذاری آب‌بر رقابت‌پذیری کالاهای کشاورزی (منبع: مطالعهٔ حاضر).

Graph. 3: Stock-flow diagram for the effect of water pricing on the competitiveness of agricultural goods (Reference: Present study).

با تصریح معادلات مرتبط به هر اتصال در نمودار انباشت–جریان، امکان شبیه‌سازی سیستم فراهم می‌شود. در مطالعهٔ حاضر از نرم‌افزار «ونسیم» نسخهٔ ۶.۴[1] استفاده شده است.

قبل از به‌کارگیری نتایج شبیه‌سازی برای سناریوسازی و توصیه‌های سیاستی، لازم است اعتبارسنجی مدل انجام شود. اعتبارسنجی مدل پویایی‌شناسی سیستم یک فرآیند برای اطمینان از صحت مدل برای استفاده از آن به‌عنوان یک ابزار مؤثر است. آزمون‌های اعتبارسنجی به سه گروه تقسیم می‌شوند؛ ساختار محور[2]، رفتار محور[3]، و سیاست محور[4] (سوشیل[5]، ۲۰۰۸). بر این‌اساس در مطالعهٔ حاضر از پنج آزمون شامل آزمون بازتولید رفتار[6]، آزمون شرایط حدی[7]، آزمون سازگاری ابعادی[8]، آزمون کفایت مرزی[9]، آزمون تأیید ساختار[10] استفاده شده است. برای آزمون بازتولید رفتار، ضمن مقایسهٔ آماری دو مجموعهٔ داده، داده‌های بازتولید شده با نرم‌افزار (ونسیم) در کنار داده‌های واقعی رسم شده است؛ همان گونه که نمودار ۴ (شکل‌های: ۱ تا ۱۶) نشان می‌دهند، تطبیق مناسبی میان داده‌های شبیه‌سازی شده با داده‌های واقعی وجود دارد.

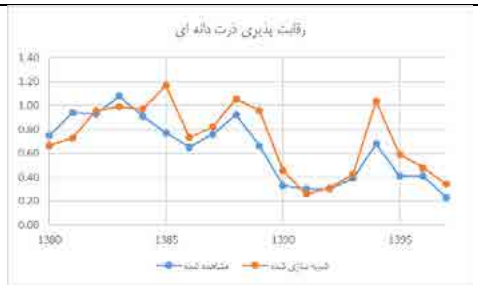


۱: رقابت‌پذیری برنج

Diag. 1: Rice competitiveness

۲: رقابت‌پذیری گندم آبی

Diag. 2: Wheat competitiveness



۳: رقابت‌پذیری سیب‌زمینی

Diag. 3: Potato competitiveness

٤: رقابت‌پذیری ذرت دانه‌ای

Diag. 4: Maize competitiveness

1Vensim DSS 6.4E
2 Structure-focused
3 Behavior-focused
4 Policy-focused
5 Sushil
6 Behavior reproduction test
7 Extreme conditions test
8 Dimensional consistency test
9 Boundary-adequacy test
10 Structure verification test

۵: تولید برنج

Diag. 5: Rice production

٦: تولید گندم آبی

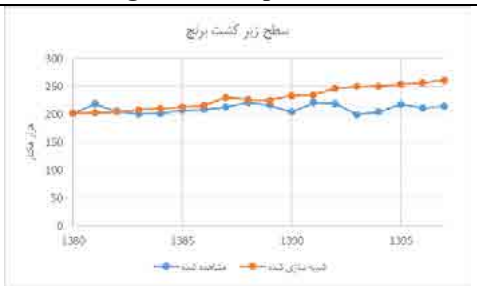
Diag. 6: Wheat production

۷: تولید سیب‌زمینی

Diag. 7: Potato production

۸: تولید ذرت دانه‌ای

Diag. 8: Maize production

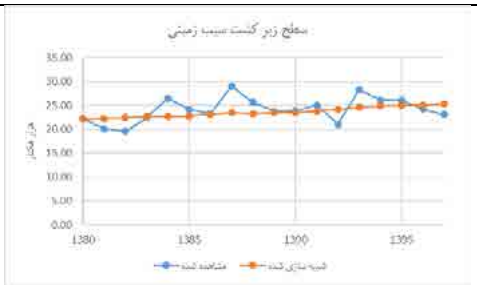


۹: سطح زیرکشت برنج

Diag. 9: Area under rice cultivation

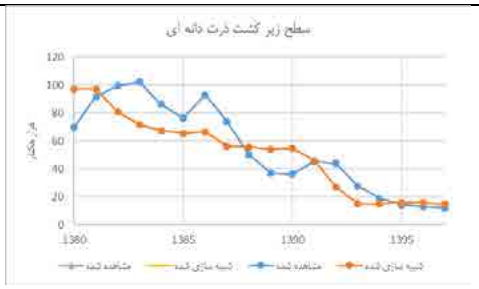
۱۰: سطح زیرکشت گندم آبی

Diag. 10: Area under wheat cultivation



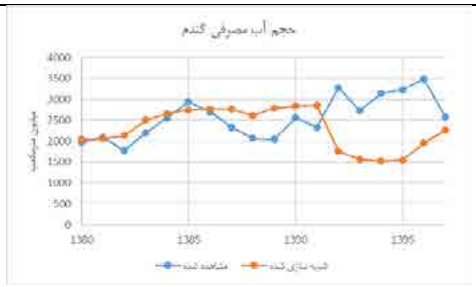
۱۱: سطح زیرکشت سیب‌زمینی

Diag. 11: Area under potato cultivation



۱۲: سطح زیرکشت ذرت دانه‌ای

Diag. 12: Area under maize cultivation

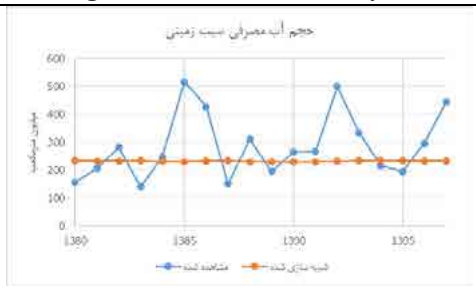


۱۳: حجم آب مصرفی برنج

Diag. 13: Water consumed by rice

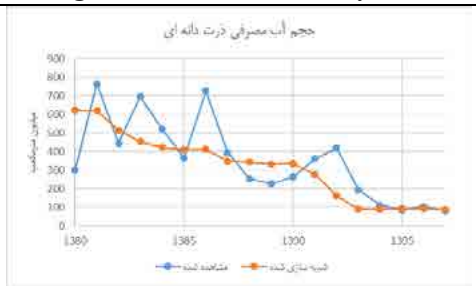
۱٤: حجم آب مصرفی گندم آبی

Diag. 14: Water consumed by wheat



۱۵: حجم آب مصرفی سیب‌زمینی

Diag. 15: Water consumed by potato



۱٦: حجم آب مصرفی ذرت دانه‌ای

Diag. 16: Water consumed by maize

نمودار ٤: مقایسهٔ آماری دو مجموعه داده، داده‌های بازتولیدشده با نرم‌افزار ونسیم (منبع: محاسبات و شبیه‌سازی مطالعهٔ حاضر).

Graph. 4: Statistical comparison of two data sets, data reproduced with Vensim software (Reference: Present study).

در آزمون بازتولید رفتار، استفاده از روش‌های آماری مانند: میانگین مربعات خطا[1] (MSE)، ریشهٔ دوم خطا[2] (RSE)، میانگین ریشهٔ دوم درصد خطا[3] (RMSPE)، مربع خطا (SE)[4] و میانگین ریشهٔ دوم خطا (RMSE)[5] رایج است (حاجی‌غلام‌سریزدی و مشایخی، ۱۳۹۶). «استرمن» (۲۰۰۰) معیار RMSPE را به‌عنوان یک روش معمول و ساده برای ارزیابی رفتار مدل معرفی کرده است؛ براساس رابطهٔ (۱۸)، این معیار نشان‌دهندهٔ انحراف مقادیر شبیه‌سازی شده از مقادیر واقعی است.

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{S_i - A_i}{A_i}\right)^2} \qquad (۱۸)$$

که در آن، S_i مقادیر شبیه‌سازی شده در زمان i، A_i مقادیر واقعی در زمان i و n تعداد دوره‌ها می‌باشد؛ هم‌چنین طبق روابط (۱۹) تا (۲۱)، ضرایب نابرابری تیل[6] شامل U^c، U^s و U^m برای پیش‌بینی منبع خطای مدل استفاده می‌شوند (استرمن، ۲۰۰۰):

$$U^m = \frac{(\bar{S}-\bar{A})^2}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(S_i - A_i)^2} \qquad (۱۹)$$

1 Mean square error
2 Root-square error
3 Root-mean-square percent error
4 Square error
5 Root-mean-square error
6 Theil

$$U^S = \frac{(S_S - S_A)^2}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(S_i - A_i)^2} \quad (۲۰)$$

$$U^C = \frac{2(1-r)S_S S_A}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(S_i - A_i)^2} \quad (۲۱)$$

که در این روابط، $\bar{A}$ و $\bar{S}$ به‌ترتیب میانگین‌های واقعی و شبیه‌سازی شده، مقادیر S_A و S_S به‌ترتیب انحراف معیار مقادیر واقعی و شبیه‌سازی شده و r ضریب هم‌بستگی میان مقادیر واقعی و شبیه‌سازی شده است. مجموع این سه معیار همیشه با ۱ برابر است. U^m به خطای سیستماتیک اشاره دارد و نزدیک‌شدن آن به صفر مطلوب تلقی می‌شود؛ هم‌چنین، U^S نوعی واریانس است که برابری انحرافات استاندارد مقادیر شبیه‌سازی‌شده و واقعی را نشان می‌دهد و بنابراین زمانی‌که صفر یا نزدیک به صفر باشد وضعیت بهتری را نشان می‌دهد. U^C نوعی کوواریانس برای اندازه‌گیری خطای غیرسیستماتیک است و نزدیک‌شدن آن به ۱، مطلوب است (استرمن، ۱۹۸۴). درصورتی‌که R^2 بزرگ‌تر از ۰.۷۵ باشد، عملکرد مدل بسیار خوب درنظر گرفته می‌شود (سبزی‌پرور و همکاران، ۲۰۱۹). در پژوهش حاضر، از داده‌های مشاهده شده و قابل دسترس طی دورهٔ زمانی ۱۸ ساله (۱۳۹۷-۱۳۸۰) استفاده شده است. چهار متغیر اصلی مدل (براساس اهداف پژوهش و در دسترس بودن داده‌های تاریخی) برای آزمون بازتولید رفتار شامل سطح زیرکشت، تولید کل استانی، حجم آب مصرفی و رقابت‌پذیری محصولات منتخب بخش کشاورزی می‌باشد. نتایج به‌دست آمده از معیارهای فوق مندرج در جدول (۱) نشان می‌دهد داده‌های بازتولید شده با تقریب خوبی به واقعیت نزدیک است.

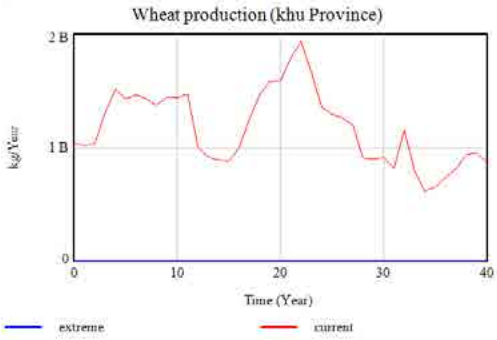
جدول ۱: نتایج آزمون بازتولید رفتار مدل شبیه‌سازی در محصولات منتخب کشاورزی

Tab. 1: Results of the behavioral reproduction test of the simulation model in selected agricultural products

محصول	متغیرها	RMSPE	R	R^2	U^m	U^s	U^c
گندم آبی	رقابت‌پذیری	۰.۱۸۵	۰.۹۸	۰.۹۵	۰.۰۰۰۹	۰.۰۰۶۵	۰.۹۹۲۶
	تولید محصول	۰.۲۷۹	۰.۹۶	۰.۹۱	۰.۰۰۰۰۱۳	۰.۰۰۰۰۳	۰.۹۹۹۹
	سطح زیرکشت	۰.۲۰۵	۰.۹۸	۰.۹۶	۰.۲۸	۰.۰۳	۰.۶۸۴۵
	حجم آب مصرفی	۰.۲۹۰	۰.۹۴	۰.۸۹	۰.۰۸۹	۰.۰۰۲۹	۰.۹۰۹۹
برنج	رقابت‌پذیری	۰.۱۴۹	۰.۹۹	۰.۹۷	۰.۰۸۴	۰.۰۶	۰.۸۵۵۳
	تولید محصول	۰.۱۲۲	۰.۹۹	۰.۹۸	۰.۰۰۹۳	۰.۰۷۶	۰.۹۱۴۳
	سطح زیرکشت	۰.۱۲۹	۰.۹۹	۰.۹۸	۰.۴۹	۰.۲۲	۰.۲۸۳۲
	حجم آب مصرفی	۰.۱۵۰	۰.۹۸	۰.۹۷	۰.۲	۰.۶۸	۰.۱۱۶۱
ذرت دانه‌ای	رقابت‌پذیری	۰.۲۸۹	۰.۹۷	۰.۹۴	۰.۲۳	۰.۰۱۵	۰.۷۴۵۳
	تولید محصول	۰.۳۰۴	۰.۹۵	۰.۹۰	۰.۲۸	۰.۰۹۵	۰.۶۲۱۵
	سطح زیرکشت	۰.۲۸۵	۰.۹۷	۰.۹۳	۰.۰۷	۰.۰۵۶	۰.۸۷۴۲
	حجم آب مصرفی	۰.۳۹۴	۰.۹۳	۰.۸۹	۰.۰۴۹	۰.۰۵۶	۰.۸۹۳۹
سیب‌زمینی	رقابت‌پذیری	۰.۲۵۷	۰.۹۷	۰.۹۴	۰.۱۳	۰.۰۴۲	۰.۸۲۶۲
	تولید محصول	۰.۲۵۹	۰.۹۷	۰.۹۳	۰.۴۱	۰.۲۱	۰.۳۷۰۴
	سطح زیرکشت	۰.۰۹۴	۰.۹۹	۰.۹۹	۰.۰۵۶	۰.۴۳	۰.۵۱۳۰
	حجم آب مصرفی	۰.۳۶۵	۰.۹۱	۰.۸۳	۰.۱۸	۰.۸۳	-۰.۰۱۷۳

(منبع: محاسبات تحقیق حاضر).

آزمون بعدی برای اعتبارسنجی مدل، آزمون شرایط حدی است که مشخص می‌کند که آیا معادلات در شرایط حدی معنادار باقی می‌مانند (سوشیل[1]، ۲۰۰۸). منفی نشدن متغیرهای حالت و جهت حرکت اطلاعات و مواد براساس مفروضات مدل نیز ازجمله موارد بررسی شده در این بخش بوده و رفتار متغیرها این وضعیت را تأیید می‌کند. به‌منظور بررسی صحت عملکرد مدل در شرایط حدی، میزان سطح زیرکشت برای هر یک از محصولات برابر با صفر قرار داده شد. همان‌گونه که نمودار ۵ (شکل‌های: ۱ تا ۸) نشان می‌دهند در صورت عدم کشت محصولات، میزان تولید هر یک از آن‌ها نیز برابر صفر خواهد بود؛ بدین‌ترتیب، مدل در برابر تغییرات متغیرها حساس است و این نشان از کارایی مدل دارد.

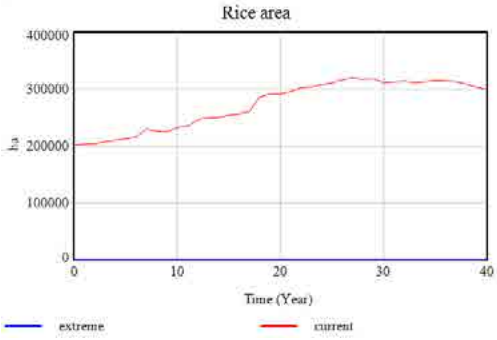


۱: آزمون شرایط حدی برای سطح زیرکشت گندم آبی

Diag. 1: Extreme conditions test for cultivated area of wheat

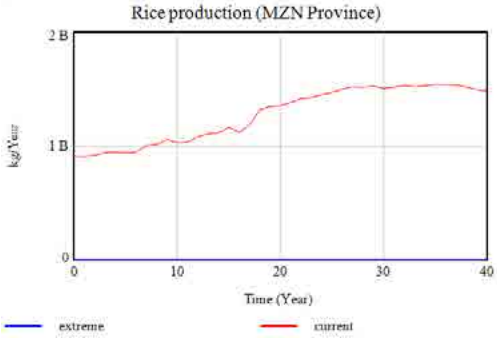
۲: آزمون شرایط حدی برای تولید گندم آبی

Diag. 2: Extreme conditions test for wheat production



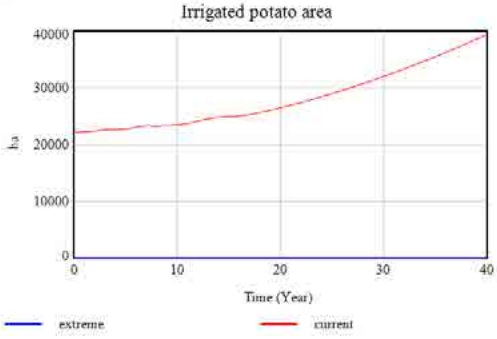
۳: آزمون شرایط حدی برای سطح زیرکشت برنج

Diag. 3: Extreme conditions test for cultivated area of rice



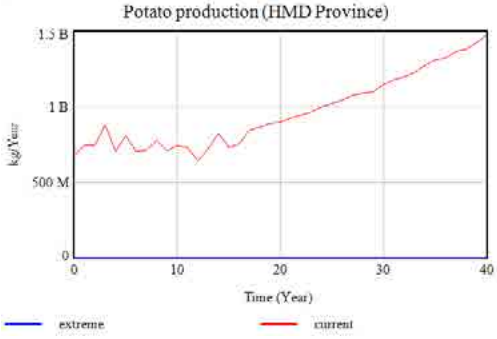
٤: آزمون شرایط حدی برای تولید برنج

Diag. 4: Extreme conditions test for rice production



۵: آزمون شرایط حدی برای سطح زیرکشت سیب‌زمینی

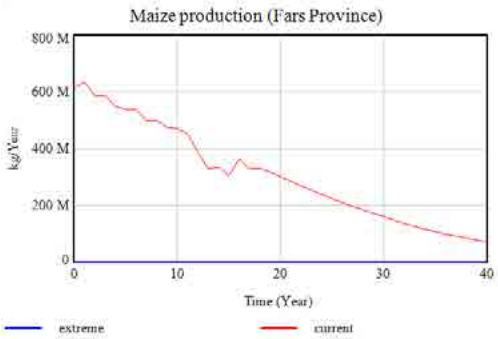
Diag. 5: Extreme conditions test for cultivated area of potato



٦: آزمون شرایط حدی برای تولید سیب‌زمینی

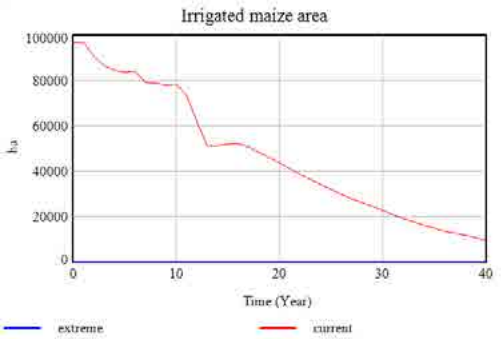
Diag. 6: Extreme conditions test for potato production

1 Sushil



۷: آزمون شرایط حدی برای سطح زیرکشت ذرت دانه‌ای

Diag. 7: Extreme conditions test for cultivated area of maize



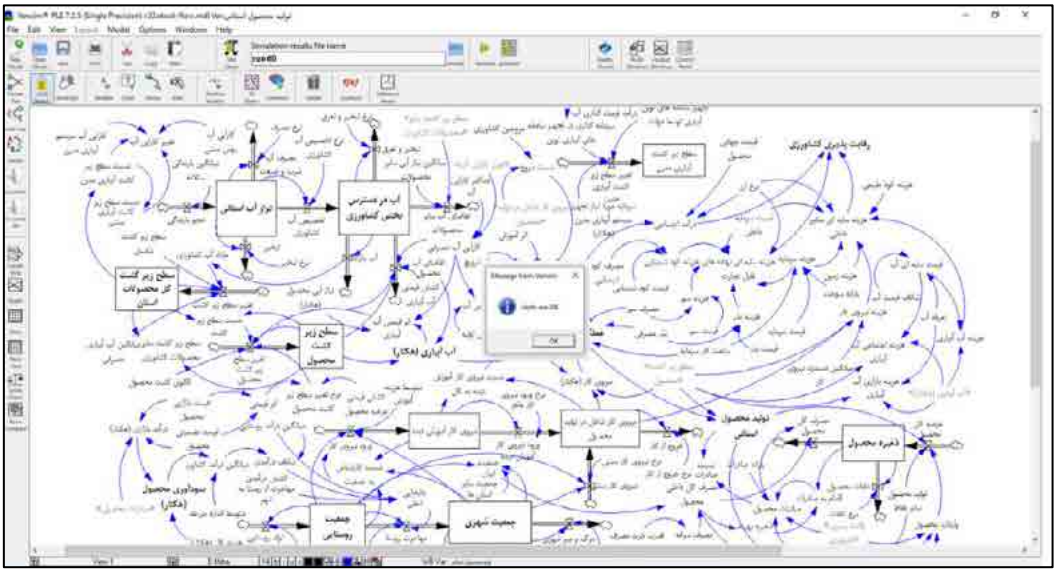
۸: آزمون شرایط حدی برای تولید ذرت دانه‌ای

Diag. 8: Extreme conditions test for maize production

نمودار ۵: مقایسه آماری عدم کشت محصولات، داده‌های بازتولید شده با نرم‌افزار (ونسیم) (منبع: محاسبات و شبیه‌سازی مطالعهٔ حاضر).

Graph. 5: Statistical comparison of no cultivation, data reproduced with software (Vensim) (Reference: Present study).

آزمون بعدی آزمون سازگاری ابعادی است که مشخص می‌کند آیا تعادلی میان ابعاد متغیرها در هر دو طرف معادلهٔ وجود دارد یا خیر (سوشیل، ۲۰۰۸). این‌کار در نرم‌افزار Vensim انجام شده است و نتیجه در شکل (۱) ارائه شده است. این آزمون نشان‌دهندهٔ مناسب بودن مدل می‌باشد.



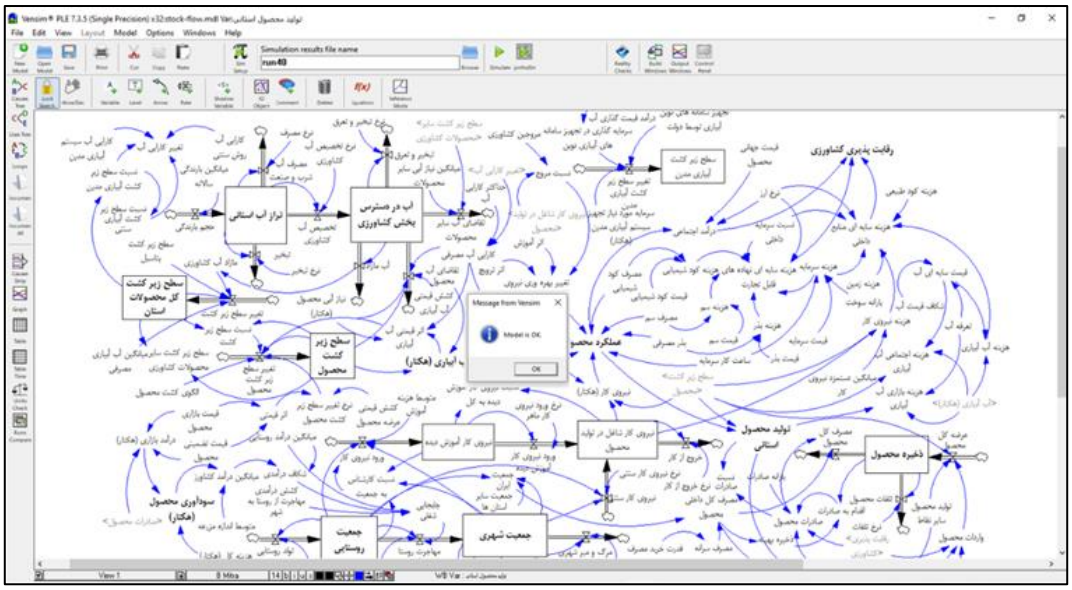
شکل ۱: آزمون سازگاری ابعادی مدل منتخب (منبع: محاسبات تحقیق حاضر با استفاده از نرم‌افزار ونسیم).

Fig. 1: Dimensional consistency test of the selected model (Reference: Present study using Vensim software).

آزمون کفایت مرزی دیگر آزمون ساختار مدل است که مشخص می‌کند، آیا مدل شامل تمام ساختارهای مرتبط، متغیرها و اثرات بازخورد موردنیاز برای مسأله سیستم است (سوشیل، ۲۰۰۸). در مدل پژوهش حاضر،

کلیهٔ متغیرهای موردنیاز برای بررسی رقابت‌پذیری محصولات کشاورزی، ازجمله: قیمت سایه‌ای آب، سایر متغیرهای مرتبط با هزینهٔ تولید، قیمت نهاده‌ها و محصول و نحوهٔ ارتباط آن‌ها با یک‌دیگر براساس مبانی نظری و تجربی فرموله شده است. مقادیر تعیین‌شده برای متغیرها براساس مقادیر واقعی آن‌ها و محاسبات صورت‌گرفته در این مطالعه و سایر مطالعات مرتبط و نزدیک با پژوهش حاضر به‌لحاظ زمانی و موضوعی تعیین گردیده است؛ بر این‌اساس و با توجه به فرموله‌بندی و مقادیر مرتبط و نزدیک به واقعیت، مدل تقریب مناسبی از رفتار رقابت‌پذیری و تولید محصولات کشاورزی منتخب ارائه می‌کند.

آزمون تأیید ساختار به‌معنای مقایسهٔ شکل معادلات مدل با روابط در سیستم‌های واقعی است. روابط مورداستفاده در معادلات مدل باید در راستای دانش توصیفی سیستم باشد و همهٔ روابط باید مستدل و براساس اطلاعات موجود باشد. ساختار مدل باید با اهداف و محدودیت‌های موجود در سیستم‌های واقعی مطابقت داشته باشد (بلا و همکاران[1]، ۲۰۱۶). همان‌گونه که شکل (۲) نشان می‌دهد ساختار مدل به‌خوبی تدوین‌شده و طبق آزمون موجود در نرم‌افزار ونسیم تأیید شده است.



شکل ۲: آزمون تأیید ساختار مدل تحقیق حاضر (منبع: محاسبات تحقیق حاضر با نرم‌افزار ونسیم).

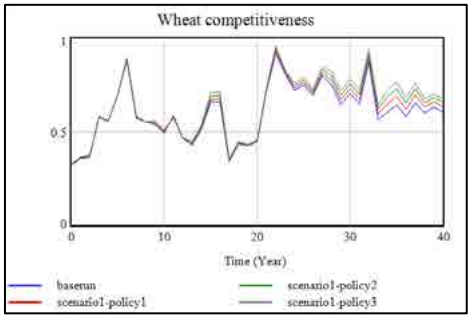
Fig. 2: Structure confirmation test of the current research model (Reference: Current research with Vensim software).

بعد از اعتبارسنجی مدل، در ادامه، شبیه‌سازی اثر سیاست قیمت‌گذاری همراه با سیاست‌های ترکیبی بر رقابت‌پذیری تحت دو سناریو به‌شرح زیر صورت‌گرفته است.

سناریوی اول (نمودارهای ۶ تا ۹) به‌صورت افزایش قیمت نهاده آب در سه سطح ۱۵، ۳۵ و ۶۰٪ همراه با افزایش در تسهیلات دولتی به‌منظور تجهیز سامانه‌های نوین آبیاری در سطوح ۳۰، ۶۰ و ۱۰۰٪ نسبت به حالت پایه و نیز تخصیص بودجه در سطوح ۲۰، ۴۰ و ۸۰٪ از درآمد حاصل از قیمت‌گذاری نهاده آب می‌باشد. با اعمال

[1] Bala et al.

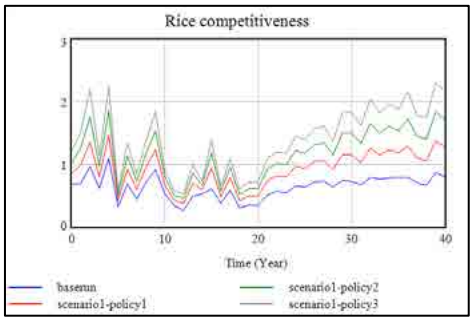
سناریو اول، تحت سه سیاست مذکور، به‌دلیل افزایش در هزینهٔ تولید ناشی از اثر افزایش قیمت نهادهٔ آب و کاهش در عملکرد محصولات کشاورزی، رقابت‌پذیری کاهش پیدا می‌کند. در محصول گندم آبی، با اعمال قیمت‌گذاری آب تحت افزایش ۱۵٪، ۳۵٪ و ۶۰٪ قیمت سایه‌ای آب شاخص رقابت‌پذیری به‌ترتیب ۲٪، ۴٪ و ۶٪ به‌طور میانگین در تمامی سال‌ها افزایش پیدا می‌کند.



نمودار ٦: اثر قیمت آب در قالب سیاست‌های ترکیبی در سناریوی اول بر رقابت‌پذیری گندم (منبع: محاسبات تحقیق حاضر با نرم‌افزار ونسیم).

Graph. 6: The effect of water prices in the form of mixed policies in the first scenario on wheat competitiveness (Reference: Present study using Vensim software).

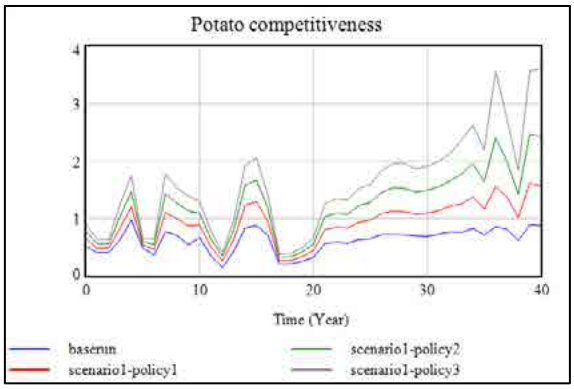
در محصول برنج میزان کاهش در رقابت‌پذیری بسیار بیشتر از گندم آبی است که علت آن افزایش بیشتر هزینهٔ تولید در اثر افزایش شدید در هزینهٔ نهاده آب و کاهش بالا در عملکرد محصول است. شاخص رقابت‌پذیری در اثر اعمال سناریو اول تحت سه سیاست قیمت‌گذاری نهادهٔ آب به‌ترتیب به‌میزان ۴۲٪، ۷۹٪ و ۱۱۴٪ افزایش پیدا می‌کند.



نمودار ۷: اثر قیمت آب در قالب سیاست‌های ترکیبی در سناریوی اول بر رقابت‌پذیری برنج (منبع: محاسبات تحقیق حاضر با نرم‌افزار ونسیم).

Graph. 7: The effect of water prices in the form of mixed policies in the first scenario on rice competitiveness (Reference: Present study using Vensim software).

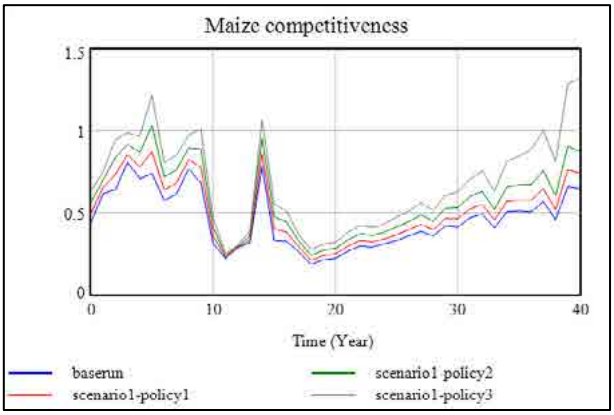
در محصول سیب‌زمینی کاهش در رقابت‌پذیری با توجه به کاهش شدید در عملکرد و افزایش در هزینهٔ تولید در اثر افزایش در آب‌بها بسیار بالاتر است. تحت سه سیاست اعمالی شاخص رقابت‌پذیری به‌ترتیب به‌میزان ۴۷٪، ۹۴٪ و ۱۴۵٪ برای محصول سیب‌زمینی افزایش پیدا می‌کند.



نمودار ۸: اثر قیمت آب در قالب سیاست‌های ترکیبی در سناریوی اول بـر رقابت‌پـذیری سـیب‌زمینی (منبـع: محاسـبات تحقیق حاضر با نرم‌افزار ونسیم).

Graph. 8: The effect of water prices in the form of mixed policies in the first scenario on potato competitiveness (Reference: Present study using Vensim software).

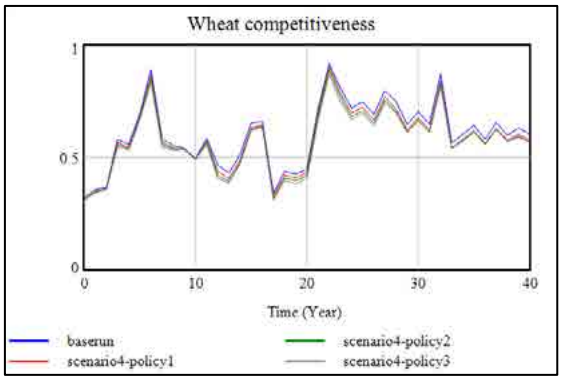
در محصول ذرت دانه‌ای با اعمال سناریو یک تحت سه سیاست افزایش ۱۵، ۳۵ و ۶۰٪ قیمت نهادهٔ آب نسبت به قیمت سایه‌ای آن ملاحظه می‌شود که رقابت‌پذیری در هر سه حالت نسبت به‌شرایط پایه کاهش پیدا می‌کند. افزایش در شاخص رقابت‌پذیری تحت‌تأثیر هزینهٔ آب مصرفی و کاهش در عملکرد محصول می‌باشد. در سیاست اول با افزایش ۱۵٪ در قیمت نهادهٔ آب نسبت به قیمت سایه‌ای آن همراه با تخصیص ۲۰٪ درآمد حاصل از قیمت‌گذاری آب و افزایش ۳۰٪ در تسهیلات مربوط به تجهیز سامانه‌های نوین آبیاری مشاهده می‌شود شاخص رقابت‌پذیری محصول در طول دورهٔ مورد بررسی به‌طور میانگین به اندازهٔ ۱۱/۶٪ افزایش پیدا می‌کند. این افزایش در شاخص رقابت‌پذیری تحت سیاست دوم و سوم به‌ترتیب به‌میزان ۲۶/۳۲ و ۴۸٪ نسبت به شرایط پایه بدون اعمال افزایش در قیمت نهاده آب است.



نمودار۹: اثر قیمت آب در قالب سیاست‌های ترکیبی در سناریوی اول بر رقابت‌پذیری ذرت دانه‌ای (منبع: محاسبات تحقیق حاضر با نرم‌افزار ونسیم).

Graph. 9: The effect of water prices in the form of mixed policies in the first scenario on maize competitiveness (Reference: Present study using Vensim software).

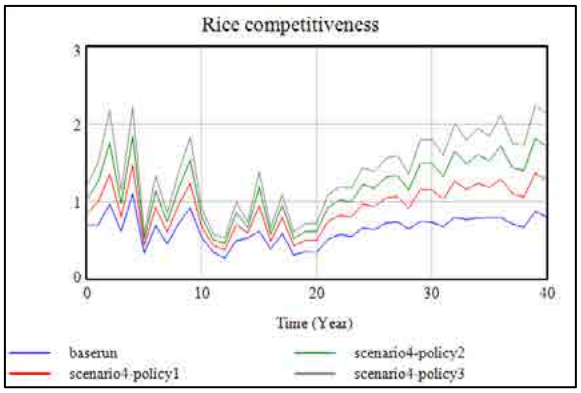
سناریوی دوم (نمودارهای ۱۰ تا ۱۳)، شامل سناریو اول همراه با سیاست‌های اصلاح الگوی کشت و اختصاص یارانه به نهاده‌های کشاورزی است. تحت اعمال سناریو دوم به‌همراه سه سیاست تدوین‌شده، رقابت‌پذیری و تولید کل محصولات منتخب بخش کشاورزی بررسی می‌شود. در این سناریو با اجرای سیاست اول، شاخص رقابت‌پذیری در محصول گندم آبی در طول دورهٔ مورد بررسی به‌میزان ۴٪ به‌طور متوسط کاهش پیدا می‌کند.



نمودار ۱۰: اثر قیمت آب در قالب سیاست‌های ترکیبی در سناریوی دوم بر رقابت‌پذیری گندم (منبع: محاسبات تحقیق حاضر با نرم‌افزار ونسیم).

Graph. 10: The effect of water prices in the form of mixed policies in the second scenario on wheat competitiveness (Reference: Present study using Vensim software).

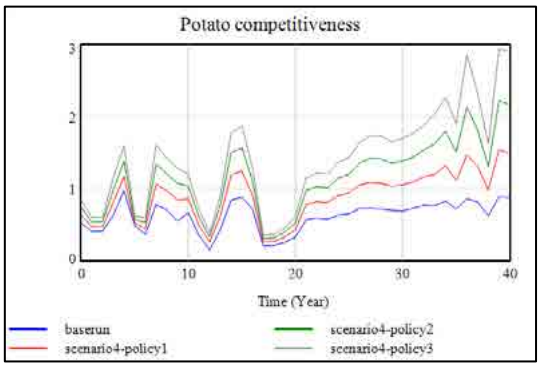
با اجرای سیاست دوم و سوم رقابت‌پذیری گندم آبی افزایش‌یافته و مقدار شاخص به‌ترتیب به ۵٪ و ۶٪ کاهش را نشان می‌دهد. با اجرای سناریو دوم شامل: سیاست‌های ترکیبی افزایش قیمت نهادهٔ آب، تجهیز سیستم آبیاری نوین، یارانهٔ نهاده‌های کشاورزی و اصلاح الگوی کشت مشاهده می‌شود که شاخص رقابت‌پذیری در محصول برنج دانه‌بلند مرغوب تغییر محسوسی را نسبت به اعمال سیاست‌های سناریو اول نشان نمی‌دهد. علت این امر نقش پررنگ نهادهٔ آب در تولید محصول برنج می‌باشد.



نمودار ۱۱: اثر قیمت آب در قالب سیاست‌های ترکیبی در سناریوی دوم بر رقابت‌پذیری برنج (منبع: محاسبات تحقیق حاضر با نرم‌افزار ونسیم).

Graph. 11: The effect of water prices in the form of mixed policies in the second scenario on rice competitiveness (Reference: Present study using Vensim software).

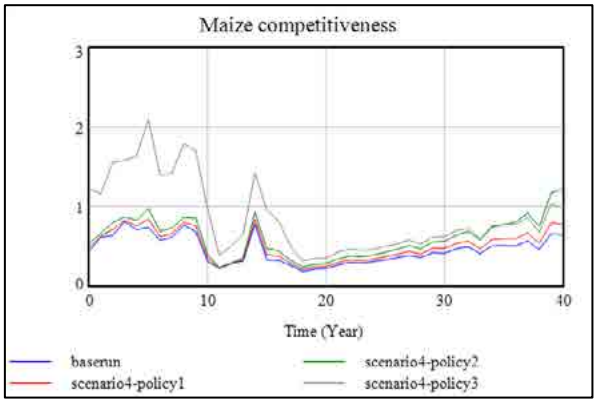
هم‌چنین، با اجرای سیاست‌های تحت سناریو دوم، رقابت‌پذیری محصول سیب‌زمینی کاهش پیدا کرده که علت آن افزایش در هزینه تولید و کاهش در عملکرد محصول است.



نمودار ۱۲: اثر قیمت آب در قالب سیاست‌های ترکیبی در سناریوی دوم بر رقابت‌پذیری سیب‌زمینی (منبع: محاسبات تحقیق حاضر با نرم‌افزار ونسیم).

Graph. 12: The effect of water prices in the form of mixed policies in the second scenario on potato competitiveness (Reference: Present study using Vensim software).

با به‌کارگیری سیاست‌های سه‌گانه ترکیبی مشاهده می‌شود که رقابت‌پذیری محصول ذرت دانه‌ای نسبت به حالت پایه، کاهش پیدا کرده که در نمودار با افزایش در شاخص رقابت‌پذیری قابل‌مقایسه است.



نمودار ۱۳: اثر قیمت آب در قالب سیاست‌های ترکیبی در سناریوی دوم بر رقابت‌پذیری ذرت دانه‌ای (منبع: محاسبات تحقیق حاضر با نرم‌افزار ونسیم).

Graph. 13: The effect of water prices in the form of mixed policies in the second scenario on maize competitiveness (Reference: Present study using Vensim software).

درمجموع نتایج تحقیق حاضر در قالب دو سناریو به‌شرح زیر می‌باشد:

سناریوی اول، با افزایش قیمت نهادهٔ آب در سه سطح ۱۵، ۳۵ و ۶۰٪ همراه با افزایش تسهیلات دولتی نسبت به تجهیز سیستم آبیاری نوین مشاهده شد که تحت سیاست‌های پیشنهادی شاخص رقابت‌پذیری گندم ۲ الی ۶٪، برنج دانه‌بلند مرغوب ۴۲ الی ۱۱۴٪، سیب‌زمینی ۴۷ الی ۱۴۵٪ و ذرت دانه‌ای ۱۱/۶ الی ۴۸٪ رشد

می‌کند؛ هم‌چنین تحت این سناریو، تولید کل برای محصولات منتخب به ترتیب ۴ الی ۱۱٪ برای گندم آبی، ۲۹ الی ۴۷٪ برنج دانه‌بلند مرغوب، ۳۳ الی ۵۱٪ سیب‌زمینی و ۳۴/۵ الی ۷۵/۳۵٪ ذرت دانه‌ای کاهش نشان می‌دهد. بیشترین کاهش تولید مربوط به ذرت دانه‌ای است که علت آن، کاهش شدید سطح زیرکشت با اجرای سناریوی اول است. در محصول گندم آبی، ابتدا سطح زیرکشت در سال‌های اولیه کاهش پیدا کرده و در ادامه با تجهیز سامانه‌های نوین آبیاری و افزایش در بهره‌وری، هزینهٔ تولید کاهش پیدا می‌کند که منجر به افزایش در سودآوری می‌شود. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد، اگر تنها قیمت آب افزایش یابد، رقابت‌پذیری همهٔ محصولات کاهش می‌یابد.

سناریوی دوم، با افزایش قیمت نهادهٔ آب همراه با اصلاح الگوی کشت و پرداخت یارانه به نهاده‌های کود و بذر براساس سیاست‌های جهاد کشاورزی، مشاهده گردید که در سیاست اول با ۱۵٪ افزایش قیمت نهادهٔ آب، ۲۵٪ تغییر در الگوی کشت و ۴۰٪ یارانهٔ پرداختی به نهاده‌ها، رقابت‌پذیری محصول گندم آبی کاهش پیدا می‌کند و در ادامه با اجرای سیاست‌های دوم و سوم، رقابت‌پذیری در این محصول افزایش می‌یابد. کاهش در رقابت‌پذیری محصولات برنج دانه‌بلند مرغوب، سیب‌زمینی و ذرت دانه‌ای هم‌چنان وجود دارد که علت آن تأثیر بالای مصرف آب آبیاری در عملکرد محصول و هزینه‌های تولید این محصولات است. با اجرای سیاست‌های سناریو دوم، تولیدکل محصولات منتخب کاهش پیدا می‌کند. بیشترین کاهش مربوط به محصول ذرت دانه‌ای و سپس سیب‌زمینی و برنج دانه بلند مرغوب است. با توجه به شبیه‌سازی مدل، مشاهده می‌شود که گندم آبی کمترین تأثیر از افزایش قیمت نهاده آب و سیب‌زمینی بیشترین تأثیر را افزایش قیمت سایه‌ای آب می‌پذیرد.

۵. نتیجه‌گیری

منابع آبی محدود ایران صرف‌نظراز تغییرات دوره‌ای، تقریباً ثابت می‌باشد و در این‌شرایط و با افزایش جمعیت و توسعه در ابعاد مختلف و بالارفتن سطح استانداردهای زندگی، تأمین نیازهای آبی بخش‌های مختلف با محدودیت‌های زیادی مواجه می‌شود؛ بنابراین، مدیریت تقاضای آب و اعمال سیاست‌هایی که انگیزهٔ مصرف‌کنندگان را جهت صرفه‌جویی و جلوگیری از اتلاف میزان مصرف این نهاده با ارزش، بالا ببرد امری بسیار کارساز و مهم است. یکی ازدلایل اصلی کارایی پایین آب در بخش کشاورزی و هم‌چنین عدم کارایی آن در این بخش، مشخص نبودن قیمت واقعی آب و قیمت ارزان آب می‌باشد. پایین بودن کارایی آب آبیاری نیازمند سرمایه‌گذاری در تکنولوژی آب اندوز می‌باشد. اما به‌دلیل پایین بودن نسبی قیمت آب، انگیزه برای سرمایه‌گذاری در تکنولوژی جایگزین آب‌اندوز به‌منظور جلوگیری از اتلاف آب پایین است. یکی از بهترین سیاست‌ها و روش‌ها جهت حفظ منابع آبی، سیاست قیمت‌گذاری صحیح آب در بخش‌های مختلف است تا بتوان از یک الگوی بهینه در مصرف آب بهره برد.

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی اثر قیمت سایه‌ای آب‌بر رقابت‌پذیری کالاهای منتخب بخش کشاورزی ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۰ بوده است. برای حصول به این هدف و آزمون فرضیه‌های پژوهش از رویکرد تولید و پویایی‌شناسی سیستم استفاده شده است. با توجه به نتایج حاصل از برآورد تابع تولید و ضرایب به‌دست آمده مشخص شد که در اکثر سال‌ها قیمت واقعی آب بیشتر از آب‌بهای پرداختی کشاورزان است. نتایج

شبیه‌سازی و تحلیل حساسیت مدل نشان می‌دهد با افزایش قیمت آب، تقاضای برای آب مصرفی در بخش کشاورزی کاهش‌یافته و درنتیجه با اثر منفی برعملکرد محصول موجب کاهش بیشتر در رقابت‌پذیری کالاهای منتخب کشاورزی می‌شود؛ بنابراین با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در امنیت غذایی و اشتغال‌زایی جامعه، قیمت‌گذاری آب باید با حساسیت، ویژه صورت‌پذیرد و نیز به‌منظور صرفه‌جویی و افزایش بهره‌وری آب در بخش کشاورزی از فناوری‌های نوین آبیاری استفاده گردد.

هم‌چنین نتایج تحقیق حاضر، نشان می‌دهد گندم آبی کمترین تأثیر را از افزایش قیمت نهادهٔ آب می‌پذیرد. مصرف کم آب آبیاری و افزایش در بهره‌وری آب با اجرای سیاست تجهیز سامانه‌های آبیاری در سطح زیرکشت محصول موجب می‌شود با قیمت‌گذاری واقعی آب، رقابت‌پذیری و تولید محصول تغییرات کمی را نسبت به حالت پایه داشته باشد؛ لذا توصیه می‌شود همراه با اجرای سیاست قیمت‌گذاری آب آبیاری برای محصول گندم آبی در استان خوزستان، با پرداخت تسهیلات دولتی به‌منظور تجهیز بیشتر سطح زیرکشت محصول موجب تخصیص بهینهٔ نهادهٔ آب در اثر افزایش بهره‌وری همراه با حفظ و ارتقاء تولید گندم به‌عنوان کالای اساسی در سبد مصرفی غذایی شود. محصول برنج دانهٔ بلند مرغوب به‌عنوان رقم اصلی کشت در استان مازندران با توجه به نیاز بالای آب و عدم امکان به‌کارگیری آبیاری مدرن، امکان افزایش قیمت در نهاده آب را ندارد؛ لذا توصیه می‌شود با عنایت به آب‌بر بودن کشت محصول، ضمن حفظ قیمت فعلی نهادهٔ آب با استفاده از راهکارهای دیگر ازقبیل بذور پرمحصول و کودهای زیستی نسبت به افزایش عملکرد در هکتار محصول برنج اقدام شود. برنج به‌عنوان رقم اصلی در سبد مصرفی خانوار نقش بالایی در امنیت غذایی و تأمین کالری مصرف‌کنندگان دارد؛ بنابراین افزایش قیمت نهادهٔ آب تا سطح قیمت واقعی آن از توصیه‌های این پژوهش نمی‌باشد.

محصول سیب‌زمینی نیز یکی از کالاهای اساسی و پرمصرف در تأمین غذای جامعه به‌شمار می‌آید. با توجه به نقش آن در امنیت غذایی، صادرات کالاهای کشاورزی (غیرنفتی) و اشتغال‌زایی، لزوم توجه به حمایت از تولید آن احساس می‌شود. ذرت دانه‌ای یکی از غلات مهم در زمینهٔ تأمین خوراک طیور محسوب می‌شود. با توجه به وارداتی بودن بخش زیادی از نیازهای کشور به خوراک طیور پرورشی، تولید داخلی آن به‌منظور حفظ امنیت غذایی جامعه دارای اهمیت است. در استان فارس به‌عنوان یکی از قطب‌های تولید ذرت دانه‌ای در کشور در طول دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۷، کاهش سطح زیرکشت و تولید محصول مشاهده می‌شود؛ بنابراین افزایش قیمت آب با تأثیرگذاری بر عملکرد و سودآوری محصول کاهش بیشتر سطح زیرکشت و تولید را به‌همراه خواهد داشت.

درمجموع، افزایش قیمت آب نمی‌تواند به تنهایی راه‌حل مناسبی برای ارتقای بهره‌وری آب و جلوگیری از اسراف این منبع حیاتی باشد. اگر قرار است آزادسازی در بازار نهاده انجام شود، باید در بازار محصول نیز انجام شود که خود تبعات اجتماعی و امنیت غذایی دارد؛ البته قیمت آب در بخش کشاورزی پایین است که از جنبهٔ حمایتی و امنیت غذایی قابل‌قبول است؛ ولی در این‌صورت، دغدغه‌های دیگری هم‌چون تخلیه و هدر رفت ذخائر زیرزمینی آب وجود دارد. ارتقای بهره‌وری آب، افزایش عملکرد محصولات آبی، بهره‌گیری از آب سبز، آبیاری مدرن، بهبود فناوری، بذور پربازده، ارتقاء سطح مکانیزاسیون، اصلاح الگوی تجارت خارجی می‌تواند راه‌حل‌هایی برای این دغدغه باشد؛ هرچند با پایین بودن قیمت آب، انگیزه‌ای برای کشاورز برای به‌کارگیری این سیستم‌ها

وجود ندارد و در این رابطه، دخالت و سرمایه‌گذاری و حمایت‌های ترویجی، فنی و آموزشی دولت به کشاورزان ضروری است.

سپاسگزای

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

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندهٔ نخست مسئولیت طراحی، تدوین مبانی نظری و ادبیات تحقیق، آزمون‌های مدل، محاسبات و شبیه‌سازی و تأیید نهایی مدل را برعهده دارد. نویسندهٔ دوم در گردآوری داده‌های آماری، تدوین پیشینهٔ تحقیق، طراحی و محاسبات اولیه و شبیه‌سازی، نگارش و تنظیم مقاله مشارکت کرده است. سایر نویسندگان در به‌روزرسانی پیشینهٔ تحقیق، طراحی و محاسبات اولیه، نگارش و تنظیم مقاله مشارکت داشته‌اند.

تضاد منافع

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

کتابنامه

– اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران، (۱۴۰۲). *بهره وری بخش کشاورزی با تأکید بر بهره‌وری آب*. معاونت بررسی‌های اقتصادی، تهران.

– بکتاش، فروزان؛ آذربایجانی، کریم؛ کیانی، غلامحسین؛ و دایی‌کریم‌زاده، سعید، (۱۳۹۹). «برآورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی با استفاده از مدل توابع تولید و روش گاردنر (مطالعهٔ موردی ناحیهٔ شمال خوزستان)». *پژوهش آب ایران*، ۱۴(۲): ۱۴۵–۱۵۷. https://iwrj.sku.ac.ir/article_10711.html

– پیری، حلیمه؛ و حیدری، ملیحه، (۱۴۰۰). «تعیین ارزش اقتصادی و بهره‌وری آب در محصولات عمدهٔ ایرانشهر». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۳(۲): ۲۱۷–۲۳۴.

– توکلی، علیرضا؛ حکم‌آبادی، حسین؛ نادری‌عارفی، علی؛ و حجی، علی، (۱۴۰۰). «بررسی مزیت نسبی محصولات کشاورزی استان سمنان با محوریت بهره‌وری آب». *علوم آب و خاک*. ۲۵ (۴): ۶۳–۸۱، https://doi.org/10.47176/jwss.25.4.13162.

– درخشان، هاشم، (۱۴۰۲). «یادداشت تحلیلی: تحلیل تحول سیستم مدیریت آب‌بر مبنای نظریه دانینگ‌کروگر». *آب و توسعه پایدار*، ۱۰(۴): ۱۱۸–۱۰۶. https://jwsd.um.ac.ir/article_45055.html

– راسخی، سعید؛ و صیامی، علی، (۱۳۸۷). «بررسی مزیت نسبی تولید مرکبات در استان مازندران با استفاده از تکنیک ماتریس تحلیل سیاستی (PAM)». *بررسی‌های بازرگانی (دوره جدید)*، ۴(۲۸): ۵۹-۴۹.

– شهرکی، جواد؛ حسینی، سیدمهدی؛ و خزاعی، صادق، (۱۳۹۵). «تحلیل اثرات هدفمندسازی یارانهٔ آب کشاورزی بر بخش کشاورزی ایران (مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر)». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۸ (۳۰): ۹۴-۷۷.

– صلوی‌تبار، عبدالرحیم؛ ضرغامی، مهدی؛ و ابریشم‌چی، احمد، (۱۳۸۵). «مدل پویایی سیستم در مدیریت آب شهری تهران». *مجلهٔ آب و فاضلاب*، ۱۷(۳): ۲۸-۱۲.

– علیزاده، حمزه‌علی؛ لیاقت، عبدالمجید؛ و سهرابی، تیمور، (۱۳۹۳). «ارزیابی سناریوهای توسعه سیستم‌های آبیاری تحت فشار بر منابع آب زیرزمینی با استفاده از مدل پویایی سیستم». *حفاظت آب و خاک*، ۳(۴): ۱-۱۵.

– لیلی‌زاده، معصومه؛ جرجرزاده، علیرضا؛ و اگدرنژاد، اصلان، (۱۴۰۱). «قیمت‌گذاری اقتصادی آب برای محصولات کشاورزی منتخب به روش رمزی در شبکه آبیاری ناحیه شمال خوزستان». *مدیریت آب در کشاورزی*، ۹(۱): ۱۵-۳۰.

– محمدجانی، اسماعیل؛ و یزدانیان، نازنین، (۱۳۹۳). «تحلیل وضعیت بحران آب در کشور و الزامات مدیریت آن». *روند*، ۶۵ و ۶۶: ۱۴۴-۱۱۷.

– مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران، (۱۴۰۲). *مفهوم سازی کل نگر بحران آب با استفاده از پویایی‌شناسی سیستم‌ها*. تهران.

– مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، گزارش‌های سال ۱۴۰۳، https://www.agri-peri.ac.ir.

– ناصری، ابوالفضل؛ عباسی، فریبرز؛ و اکبری، مهدی، (۱۳۹۶). «برآورد آب مصرفی در بخش کشاورزی به روش بیلان آب». *تحقیقات مهندسی سازه‌های آبیاری و زهکشی*، ۱۸(۶۸): ۳۲-۱۷. https://doi.org/10.22092/aridse.2017.105338.1057

– نوروزیان، محمد؛ حسینی، سید مهدی؛ و اکبری، احمد، (۱۳۹۸). «اثر سیاست های پیشنهادی قیمت گذاری آب‌بر مزیت نسبی محصولات کشاورزی شهرستان کاشمر». *پژوهش آب در کشاورزی (علوم خاک و آب)*، ۳۳(۲): ۳۲۶-۳۱۵. https://doi.org/10.22092/jwra.2019.119745.

– نوروزیان، محمد؛ حسینی، سید مهدی؛ و اکبری، احمد، (۱۳۹۸). «اثر سیاست‌های پیشنهادی قیمت‌گذاری آب‌بر مزیت نسبی محصولات کشاورزی شهرستان کاشمر». *پژوهش آب در کشاورزی*، (۲)۳۳: ۳۱۵-۳۲۶.

- وزارت جهاد کشاورزی، معاونت برنامه‌ریزی اقتصادی، مرکز آمار، فناوری اطلاعات و ارتباطات، *آمارنامهٔ کشاورزی-محصولات زراعی*، سال‌های مختلف.

- وزارت نیرو، (۱۴۰۱). *سند راهبردی بهره‌وری آب*. شرکت مدیریت منابع آب ایران، تهران.

- وزارت نیرو، (۱۴۰۳). *مدیریت منابع آب و توسعهٔ پایدار*. مطالعات زیربنایی، تهران.

- Alizadeh, H. A., Liaqat, A. M. & Sohrabi, T., (2013). "Evaluation of scenarios for the development of irrigation systems under pressure on underground water resources using the system dynamics model". *Water and Soil Protection,* 3(4): 1-15 (In Persian).

- Andrei, J. V., Popescu, G. H., Nica, E. & Chivu, L., (2020). "The impact of agricultural performance on foreign trade concentration and competitiveness: empirical evidence from Romanian agriculture". *Journal of Business Economics and Management*, 21(2): 317-343, https://doi.org/10.3846/jbem.2020.11988.

- Baktash, F., Azarbayejani, K., Kiani, G. & Daeikarimzadeh, S., (2020). "Estimating Economical Value of Agriculture Water Using Production Function and Gardner Method (A Case Study in North Khouzestan District)". *Iranian Water Researches Journal*, 14(2): 145-157 (In Persian).

- Barati, V., Bijanzadeh, E. & Zinati, Z., (2020). "Nitrogen source and deficit irrigation influence on yield and nitrogen translocation of triticale in an arid Mediterranean agroecosystem". *Journal of Agricultural Science and Technology*, 22(5): 1295-1311.

- Barlas, Y., (1996). "Formal aspects of model validity and validation in system dynamics". *System Dynamics Review: The Journal of the System Dynamics Society*, 12(3): 183-210. https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1727(199623)12:3<183::AID-SDR103>3.0.CO;2-4

- Bierkens, M. F., Reinhard, S., de Bruijn, J. A., Veninga, W. & Wada, Y., (2019). "The shadow price of irrigation water in major groundwater-depleting countries". *Water Resources Research*, 55(5): 4266-4287, https://doi.org/10.1029/2018WR023086.

- Ceylan, N., (2020). "Policy assessment of wheat production in Turkey". *Problems of World Agriculture*, Warsaw University, 20(2) (In Polish).

- Chebil, A., Souissi, A., Bennouna, B. & Frija, A., (2019). "Analysis of the competitiveness of wheat and orange in Tunisia under water shortage scenarios". *Arabian Journal of Geosciences*, 12(11): 1-8, https://doi.org/10.1007/s12517-019-4527-5.

- Chen, Z. & Wei, S., (2014). "Application of system dynamics to water security research". *Water resources management*, 28(2): 287-300, https://doi.org/10.1007/s11269-013-0496-8.

- Cobb, C. W. & Douglas, P. H., (1928). ".A Theory of Production". *American Economic Review*, 18 (Supplement): 139–165.

- Das, S., Gayen, P. K., Pal, S. & Nayyar, A., (2023). "Quality and leakage detection based water pricing scheme for multi-consumer building with real-time implementation using IoT". *Multimedia Tools and Applications*, 82(17): 26317-26352, https://doi.org/10.1007/s11042-023-14402-4.

- David, L. O., Adepoju, O., Nwulu, N. & Aigbavboa, C., (2024). "Determining the impact of economic indicators on water, energy and food nexus for sustainable resource security". *Clean Technologies and Environmental Policy*, 26(3): 803-820, https://doi.org/10.1007/s10098-023-02651-8.

- Derakhshan, H., (2024). "Investigation of water management evolution based on Dunning-Kruger theory". *Journal of Water and Sustainable Development*, 10(4): 106-118 (In Persian).

- Dinar, A., Pochat, V. & Albiac-Murillo, J., (Eds.). (2015). *Water pricing experiences and innovations*. New York: Springer International Publishing.

- Erhobor, P. O., (1982). *Efficiency of resources use under small scale irrigation technology in Nigeria Purdue University* (Technical Rep. No. 148). Indiana, USA: Water Resources Research Center.

- Fajnzylber, F., (1991). *Inserción internacional e innovación institucional*. Revista de la CEPAL.

- Fidelis, E. B., Fani, D. C. R. & Odufa, E. M., (2023). "Technical Efficiency and Poultry Farming in Nigeria". In: *Agricultural Transformation in Africa: Contemporary Issues, Empirics, and Policies* (pp. 9-18). Cham: Springer International Publishing.

- Fidelis, E. B., Fani, D. C. R. & Odufa, E. M., (2023). "Technical Efficiency and Poultry Farming in Nigeria". In: *Agricultural Transformation in Africa. Cham*, Springer, https://doi.org/10.1007/978-3-031-19527-3_2.

- Food and Agriculture Organization, (2024). *Staple foods: what do people eat?*, retrived from: https://www.fao.org/4/u8480e/U8480E07.htm.

- Ford, D. N., (1999). "A behavioral approach to feedback loop dominance analysis". *System Dynamics Review: The Journal of the System Dynamics Society*, 15(1): 3-36, https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1727(199921)15:1<3::AID-SDR159>3.0.CO;2-P.

- Forrester, J. W., (1961). *Industrial Dynamics*. Productivity Press.

- Forrester, J. W., (1969). *Urban Dynamics*. Productivity Press.

- Ghosh, N. & Bhowmick, S., (2023). *Water Valuation and Pricing in India: Imperatives for Sustainable Water Governance*. ORF, Observer Research Foundation.

- Gültekin, U., Uysal, O., Subaşı, O. S., Kafa, G., Aras, Y. & Budak, D. B., (2022). "Evaluation of Structure of Citrus Export and the Effects of Supports on International Competitiveness in Turkey". *Erwerbs-Obstbau*, 64: 491-497, https://doi.org/10.1007/s10341-022-00657-y.

- Hernández-Solano A., Avila-Foucat, VS. & Dyer, GA., (2023). "Estimating shadow prices in economies with multiple market failures". *PLoS One*., 6; 18(11): e0293931. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0293931. PMID: 37930981; PMCID: PMC10627447.

- Huang, H., Xie, P., Duan, Y., Wu, P. & Zhuo, L., (2023). "Cropping pattern optimization considering water shadow price and virtual water flows: A case study of Yellow River Basin in China". *Agricultural Water Management*, *284*: 108339, https://doi.org/10.1016/j.agwat.2023.108339.

- International Atomic Energy Agency, (2024). *Food security and staple crops*. retrived from: https://www.iaea.org/sites/default/files/publications/magazines/bulletin/bull53-3/53305711111.pdf.

- Iran's Ministry of Energy, (1401). *Strategic document of water efficiency*. Iranian Water Resources Management Company, Tehran (In Persian).

- Iran's Ministry of Energy, (1403). *Water resources management and sustainable development*. Infrastructure Studies, Tehran (In Persian).

- Islamic Parliament Research Center of the Islamic Republic of IRAN, (1402). *Holistic conceptualization of water crisis using systems dynamics*. Tehran (In Persian).

- Jia, S., Sun, Y., Svensson, J. & Mukherjee, M., (2016). "Comparative analysis of water rights entitlements in India and China". *Water Policy*, 18(S1): 50-67, https://doi.org/10.2166/wp.2016.004 .

- Klassert, C., Yoon, J., Sigel, K., Klauer, B., Talozi, S., Lachaut, T., ... & Gorelick, S. M., (2023). "Unexpected growth of an illegal water market". *Nature Sustainability*, 6(11): 1406-1417, https://doi.org/10.1038/s41893-023-01177-7.

- Kozub, N., Sozinova, O., Sozinov, I., Karelov, A., Janse, L., Mishchenko, L., ... & Blume, Y., (2022). "Advances in durable resistance to diseases in staple food crops: a review". *The Open Agriculture Journal*, 17(1): https://doi.org/10.2174/18743315-v16-e220922-2022-HT14-3623-2.

- Krugman, P., (1994). "Competitiveness: a dangerous obsession". *Foreign Aff.*, 73, 28.

- Latruffe, L., (2010). "Competitiveness, productivity and efficiency in the agricultural and agri-food sectors, OECD Food". *Agriculture and Fisheries Working Papers*, 30, https://doi.org/10.1787/5km91nkdt6d6-en.

- Leijnse, M., Bierkens, M. F., Gommans, K. H., Lin, D., Tait, A. & Wanders, N., (2024). "Key drivers and pressures of global water scarcity hotspots". *Environmental Research Letters*, 19(5): 054035, https://doi.org/ 10.1088/1748-9326/ad3c54.

- leylizadeh, M., Jorjoirzadeh, A. & Egdernezhad, A., (2022). "Economic Pricing of Water for selected Agricultural Products by Ramsey Method in the Irrigation Network of Northern Khuzestan". *Water Management in Agriculture*, 9(1): 15-30 (In Persian).

- Manoleli, D. G., Campeanu, V., Giurca, D. & Chivu, L., (2004). *Setting the development priorities for Romanian agriculture and rural sector: The impact of the new common agricutural policy reform* (No. 11). Pre-Accession Impact Studies II.

- Martin, L., Westgren, R. & Van Duren, E., (1991). "Agribusiness competitiveness across national boundaries". *American Journal of Agricultural Economics*, 73(5): 1456-1464.

- Ministry of Agriculture Jihad, Statistics of Agriculture-Crop Products, different years, Center for Statistics, Information and Communication Technology, Tehran (In Persian).

- Mohammad Jani, I. & Yazdanian, N., (2013). "The analysis of water crisis conjecture in Iran and its management". *Trend,* 21(65-66): 117-144 (In Persian).

- Monke, E. A. & Pearson, S. R., (1989). *The policy analysis matrix for agricultural development*. New York: Cornell university press.

- Murthy, K. V., (2002). "Arguing a case for Cobb-Douglas production function". *Review of Commerce Studies*, 20, 21.

- Nam, P. K., Man, P. N. & Thuy, T. D., (2023). "Heterogeneity in Shadow Prices of Water Pollutants: A Study of the Seafood Processing Industry in Vietnam". *Discussion Paper Series*, Environment for Development.

- Naseri, A., Abbasi, F. & Akbari, M., (2017). "Estimating Agricultural Water Consumption by Analyzing Water Balance". *Irrigation and Drainage Structures Engineering Research*, *18*(68): 17-32. https://doi.org/10.22092/aridse.2017.105338.1057 (In Persian).

- Norozian, M., hosseini, S. M. & Akbari, A., (2019). "The Impact of Proposed Water Pricing Policies on the Comparative Advantage of Agricultural Products in Kashmar". *Journal of Water Research in Agriculture*, 33(2): 315-326. https://doi.org/10.22092/jwra.2019.119745 (In Persian).

- Ortiz-Partida, J. P., Fernandez-Bou, A. S., Maskey, M., Rodríguez-Flores, J. M., Medellín-Azuara, J., Sandoval-Solis, S., ... & Kahil, T., (2023). "Hydro-economic modeling of water resources management challenges: Current applications and future directions". *Water Economics and Policy*, 9(01): https://doi.org/10.1142/S2382624X23400039.

- Perrone, D. & Jasechko, S., (2017). "Dry groundwater wells in the western United States". *Environmental Research Letters*, 12(10): 104002. https://doi.org/10.1088/1748-9326/aa8ac0.

- Piri, H. & heidari, M., (2021). "Determination of economic value and water productivity in major products of Iranshahr". *Agricultural Economics Research*, 13(2): 217-234 (In Persian).

- Porter, M. E., (1990). *The competitive advantage of nations*. London and Basingstoke.

- Rasekhi, S. & Siami, A., (2007). "Investigating the comparative advantage of citrus in Mazandaran province using the Policy Analysis Matrix (PAM) technique". *Commercial Surveys,* 4(28): 49-59.

- Research Institute of Planning, Agricultural Economy and Rural Development, (1403). Various reports, https://www.agri-peri.ac.ir (In Persian).

- Richmond, B., (1993). "Systems thinking: critical thinking skills for the 1990s and beyond". *System dynamics review*, 9(2): 113-133, https://doi.org/10.1002/sdr.4260090203.

- Richmond, B., (1994). "System dynamics/systems thinking: Let's just get on with it". *System Dynamics Review*, 10(2-3): 135-157, https://doi.org/10.1002/sdr.4260100204.

- Rogers, P., Bhatia, R. & Huber-Lee, A., (1998). "Water as a social and economic good: How to put the principle into practice". *Working Paper*, Global Water Partnership/Swedish International Development Agency, Stockholm, Sweden.

- Salvitabar, A., Zarghami, M. & Abrishamchi, A., (2006). "System Dynamic Model in Tehran Urban Water Management". *Journal of Water and Wastewater*, 17(3): 12-28 (In Persian).

- Saptana, Sayekti, A. L., Perwita, A. D., Sayaka, B., Gunawan, E., Sukmaya, S. G., ... & Pitaloka, A. D., (2022). "Analysis of competitive and comparative advantages of potato production in Indonesia". *PLoS One*, 17(2): e0263633, https://doi.org/10.1371/journal.pone.0263633.

- Shahraki, J., Hoseini, S. M. & Khazaei, S., (2016). "Analysis of the effects of agricultural water subsidy targeting on Iran's agricultural sector (computable general equilibrium model)". *Agricultural Economics Research*, 8(30): 77-94 (In Persian).

- Siggel, E., (2006). "International competitiveness and comparative advantage: a survey and a proposal for measurement. *Journal of Industry". Competition and Trade*, 6(2): 137-159, https://doi.org/10.1007/s10842-006-8430-x.

- Song L., Wang H. & Ding L., (2024). "Multi-Dimensional Collaborative Optimization Model for Agricultural Water Rights Based on Water Price Reform under Changing Environment". *Water*, 16(9): 1262. https://doi.org/10.3390/w16091262.

- Sterman, J. D., (*2000*). *Business Dynamics Systems Thinking and Modeling for a Complex World*. Irwin McGraw-Hill, Boston.

- Tavakoli, A., Hokmabadi, H., Naderi Arefi, A., Hajji, A., (2022). "Assessment of Comparative Advantage of Agricultural Crops in Semnan Province Based on Water Productivity". JWSS, 25 (4): 63-81, https://doi.org/10.47176/jwss.25.4.13162 (In Persian).

- Tehran Chamber of Commerce, Industries, Mines and Agriculture, (2023). *Productivity of the agricultural sector with an emphasis on water efficiency*. Deputy Economic Surveys, Tehran (In Persian).

- Terfa, D. A. & Terwase, S., (2011). "Efficiency of resource use in rice farming enterprise in Kwande local government area of benue State, Nigeria". *International Journal of Humanities and Social Science*, 1(3): 4–6.

- Tian, X., Engel, B. A., Qian, H., Hua, E., Sun, S. & Wang, Y., (2021). "Will reaching the maximum achievable yield potential meet future global food demand?". *Journal of Cleaner Production*, 294: 126285, https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.126285.

- Ward, F. A., (2022). "Enhancing climate resilience of irrigated agriculture: A review". *Journal of Environmental Management*, 302: 114032, https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.114032.

- Wu, A., Li, G., Sun, T. & Liang, Y., (2014). "Effects of industrial relocation on Chinese regional economic growth disparities: Based on system dynamics modeling". *Chinese Geographical Science*, *24*: 706-716, https://doi.org/10.1007/s11769-014-0664-7.

- Wu, Zh., Tian, G., Xia, Q., Hu, H. & Li, J., (2023). "Connotation, calculation and influencing factors of the water-use rights benchmark price: A case study of agricultural water use in the Ningxia Yellow River irrigation area". *Agricultural Water Management*, 283(C): https://doi.org/10.1016/j.agwat.2023.108300.

Vol. 13, No. 52, Winter (2025)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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.
Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved.
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**. (© The Author(s))*

Bu-Ali Sin University

Investigating the Asymmetry of Exchange Rate Pass-Through to Expected Inflation in Iran Using NARDL Approach

Mehdi Azimzadeh[1], Shahram Fattahi[2], Ali Falahati[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29151.3683
Received: 2024.03.27; Revised: 2024.04.15; Accepted: 2024.04.16
Pp: 175-196

Abstract

Exchange rate changes are one of the factors affecting inflation and expected inflation that affect many economic variables in Iran. The phenomenon of exchange rate pass-through explains the relationship between changes in the value of the national currency and foreign trade relations of a country. Therefore, it is necessary to investigate the degree of exchange rate pass-through to the expected inflation in order to implement anti-inflationary economic policies. The aim of this paper is to investigate the asymmetry of exchange rate pass-through to the expected inflation in Iran using the NARDL approach based on time series data during 1990-2020. The results show that the effect of positive exchange rate shocks on expected inflation in the short and long term is negative and significant but negative exchange rate shocks have a negative and insignificant effect. Also, the effect of foreign exchange shocks on expected inflation is symmetric in the short term while the effect of foreign exchange shocks on expected inflation is asymmetric in the long run. Therefore, the central bank can implement its policies effectively by targeting inflation and focusing on the inflation expectations channel.

Keywords: Exchange Rate Pass-through, Inflation Expectations, Nonlinear ARDL.
JEL Classification: C22, D84, E31, E58.

1. MA in Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author).
Email: sfattahi@razi.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran

Citations: ????????????????????????.
Homepage of this Article: ???????????????

1. Introduction

The rate of changes in domestic prices as a result of exchange rate changes is called the degree of exchange rate pass-through (Ezzati Shurgoli et al. 2020). The exchange rate and its volatility, as one of the macroeconomic variables, have a significant impact on inflation and other variables such as production, exports, imports, balance of payments, etc. (Elahi et al., 2016). Moreover, the exchange rate shocks increase inflation expectations and uncertainty about price stability (Bavardi, 2013). Therefore, investigating the relationship between the exchange rate pass-thorough, inflation and expected inflation, and understanding how exchange rate changes are passed through to inflation and expected inflation is of particular importance. Although many studies have been done on the factors affecting inflation and expected inflation in Iran, little attention has been paid to the asymmetric effect of exchange rate shocks on the expected inflation. This paper attempts to bridge this gap to show the effects of exchange rate pass-through to the expected inflation.

2. Methodology

The method of transferring exchange rate changes to domestic prices is classified as direct and indirect effects. In direct effect, the transfer of exchange rates to the import price is carried out through the foreign sector of a country. And in indirect effect, the exchange rate changes are related to the competitiveness of goods in international markets, and the increase in exchange rates and the devaluation of the domestic currency causes the domestic goods to become cheaper for foreign buyers and consequently increases exports and aggregate demand, and despite the surplus demand in the domestic market, the level of domestic prices increases. Exchange rate changes and fluctuations affect the economy and inflation, leading to a balance of payments crisis. Therefore, due to the economic situation, the issue of foreign exchange market pressure is taken into consideration because this index examines changes in exchange rates, pressures and changes on the exchange rate and considering the dependence of government budget on oil revenues. Therefore, the central bank must manage the volume of its foreign exchange reserves (Shajari et al., 2006). The present study tries to investigate the asymmetry of the degree of exchange rate pass-through on the expected inflation in Iran using NARDL approach for the period 1990-2020. The data on inflation, government budget, GDP, unemployment rate, exchange rate (USD), money supply and oil prices has been obtained, in the form of annual time series, from World Bank, Central Bank of Iran, Statistical Center of Iran. Also, the data for the expected inflation rate was estimated by the state space model.

3. Discussion

The results of short-term model estimation show that expected inflation with one lag, inflation, government budget with one lag and unemployment rate all have a positive and significant effect on inflation. The positive and significant coefficient of expected inflation means the mechanism of intrinsic correction of inflation expectations from past judgments as well as an aspect of inflation adaptive expectations. The positive shock of exchange rate has a significant negative coefficient which is consistent with the findings of Mehrabi Basharabadi et al. (2010) and Tavakoli et al. (2015). A positive exchange rate shock means a negative impact on inflation. Negative foreign exchange shocks also have a negative but insignificant coefficient. Afterwards, according to the results of Pesaran's test statistic, the null hypothesis is rejected and the long-term relationship is confirmed in the model. The results of the expected inflation from long-term model estimation show that among the positive coefficients of variables, the highest coefficient is related to unemployment rate and then inflation and the highest negative and significant coefficient is related to positive exchange rate shock. Inflation, government budget and unemployment rate all have a positive and significant effect on expected inflation. The positive shock of exchange rate has a significant negative coefficient, which indicates the decrease in inflation because positive shocks of exchange rates have a negative effect on inflation, in other words, they cause inflation to decrease which is consistent with the results of Tavakoli et al. (2015) and Mehrabi Basharabadi et al. (2010). Negative foreign exchange shocks also have a negative but insignificant coefficient. Liquidity also has a negative but insignificant coefficient. The error correction coefficient of dependent variable with negative value of -0.94 is estimated. A negative value of ECM (-1) indicates that the error correction pattern converges exponentially towards the long-term equilibrium value.

4. Conclusion

Investigating the degree of exchange rate pass-through to expected inflation is necessary for the implementation of anti-inflationary economic policies. The aim of this study was to investigate the asymmetry of exchange rate crossing on expected inflation for Iran using the NARDL approach based on time series data during 1990-2020. At first, ARDL method was used to estimate the model and then NARDL method was used to introduce shocks caused by positive and negative exchange rate shocks on expected inflation. . The results of the study showed that the effect of positive exchange rate shocks on expected inflation in the short and long term had a negative and significant effect but negative shocks had a negative and insignificant effect. Also, the asymmetry effect of foreign exchange shocks

on expected inflation was not confirmed in the short term while the asymmetry effect of currency shocks on expected inflation was confirmed in the long run.

The issue of inflation is one of the main issues of the Iranian economy. If the goal of the economic policymaker is to control and stabilize inflation, the exchange rate is also controlled. In this case, preventing severe fluctuations, the basis for price stability is provided. Therefore, the inflation targeting makes sense. The research recommendation is that central bank need to independent of the government. Independence and transparency lead to credible monetary policy. In other words, to reduce inflation, the issue of exchange rate pass-through, which deals with changes in the value of the national currency and foreign trade relations, should be paid a fundamental attention because transparency and credibility of the central bank's policies to control inflation expectations are of great importance.

Acknowledgements

The authors would like to appreciate reviewers for their useful and constructive comments on our paper.

Conflict of Interest

The author declares that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.

Observation Contribution

Dr. Shahram Fattahi is the supervisor of the thesis, Dr. Ali Falahati is the advisor of the thesis, and Mehdi Azimzadeh is a M.A. student and the author of the thesis. Furthermore, the first to third authors contributed 50, 35 & 15% respectively.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۲، زمستان ۱۴۰۳

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 نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

بررسی عدم تقارن درجهٔ عبور نرخ ارز به تورم انتظاری در ایران با رویکرد NARDL*

مهدی عظیم‌زاده[۱]، شهرام فتاحی[۲]، علی فلاحتی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29151.3683
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۰۸، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۱/۲۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۱/۲۸
صص: ۱۹۶-۱۷۵

چکیده

ازجمله عوامل مؤثر بر تورم و تورم انتظاری، که بسیاری از متغیرهای اقتصادی در ایران را تحت‌تأثیر قرار داده، تغییرات نرخ ارز است. پدیدهٔ عبور نرخ ارز توضیح‌دهندهٔ رابطهٔ بین تغییرات ارزش پول ملی و روابط تجارت خارجی یک کشور است؛ لذا بررسی درجهٔ عبور نرخ ارز بر تورم انتظاری در جهت اعمال سیاست‌های اقتصادی ضد تورمی ضرورت دارد؛ هدف این پژوهش، بررسی عدم تقارن درجهٔ عبور نرخ ارز بر تورم انتظاری در ایران، با استفاده از رویکرد NARDL و با تکیه‌بر داده‌های سری زمانی طی سال‌های ۱۳۶۹تا ۱۳۹۹ است. نتایج حاصل از یافته‌های این مطالعه براساس الگوی NARDL نشان می‌دهد، اثر شوک‌های مثبت نرخ ارز بر تورم انتظاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر منفی و معنی‌دار، اما شوک‌های منفی دارای اثر منفی و بی‌معنی را نشان‌دادند؛ هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد اثر شوک‌های ارزی بر تورم انتظاری در کوتاه‌مدت متقارن است؛ درحالی‌که اثر شوک‌های ارزی بر تورم انتظاری در بلندمدت نامتقارن است؛ لذا بانک مرکزی می‌تواند ازطریق هدف‌گذاری تورم با تمرکز روی کانال انتظارات تورمی سیاست‌های خود را به‌طور مؤثر اجرا نماید.

کلیدواژگان: درجهٔ عبور نرخ ارز، تورم انتظاری، مدل اتورگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی.
طبقه‌بندی JEL: C22, D84, E31, E58.

*. این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول در دانشگاه رازی است.

۱. کارشناسی‌ارشد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم‌اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
Email: mehdi.azimzadeh62@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم‌اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: sfattahi@razi.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم‌اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
Email: Ali.falahati96@gmail.com

ارجاع به مقاله: ؟؟؟؟؟
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: ??????????

۱. مقدمه

نرخ ارز و نوسانات آن، به‌عنوان یکی از متغیرهای اقتصاد کلان تأثیر قابل‌توجهی برتورم و سایر متغیرها ازجمله: تولید، صادرات، واردات، تراز پرداخت‌ها و غیره دارد (الهی و همکاران، ۲۰۱۶)؛ بنابراین بررسی رابطهٔ نرخ ارز با تورم و تورم انتظاری، و مطالعهٔ چگونگی شکل‌گیری انتظارات عوامل اقتصادی دارای اهمیت خاصی است. باتوجه به نظریهٔ انتظارات تطبیقی، انتظارات آتی از تورم براساس تأخیرات زمانی از مقادیر گذشتهٔ تورم به‌دست می‌آید (نصیر[1] و همکاران، ۲۰۲۰)؛ هرچند نظریه‌های ساختاری تورم، علت تورم را کشش‌پذیری عرضه و عدم توازن ساختاری دانسته‌اند، اما بررسی عوامل مؤثر برتورم و تورم انتظاری موضوع مطالعاتی در داخل کشور بوده؛ ولی در بین عوامل اثرگذار بر تورم انتظاری، به اثر نامتقارن بودن شوک‌های نرخ ارز بر تورم انتظاری پرداخته نشده است؛ لذا با توجه به این‌که نرخ بالای تورم به شکل‌گیری و انگیزهٔ جهت تشکیل سرمایه‌گذاری بلندمدت لطمه می‌زند، سبب کاهش پس‌انداز می‌شود، و شوک‌های نرخ ارز موجب افزایش انتظارات تورمی و عدم اطمینان نسبت به ثبات قیمت‌ها می‌گردد (باوردی، ۱۳۹۲)؛ لذا تغییرات نرخ ارز منجر به افزایش قیمت کالاها و خدمات می‌شود؛ با این‌حال بحث‌های قابل‌توجهی در مورد مکانیسم و کانال‌های انتقال و عبور نرخ ارز[2] به اقتصاد، به‌ویژه تورم وجود دارد.

به‌دلیل تأثیر شوک‌های ارزی بر در آمدهای نفتی و به‌تبع آن بودجهٔ دولت و هم‌چنین تأثیر کاهش ارزش پول ملی بر اقتصاد کشور، ضرورت بررسی رابطهٔ بین عبور نرخ ارز و انتظارات تورمی اهمیت پیدا می‌کند. دورهٔ مطالعه در این پژوهش، سال‌های ۱۳۶۹–۱۳۹۹هش. است. برای تخمین معادله‌ها نیز از داده‌های سری زمانی استفاده شده است و روش مورد استفاده در این پژوهش روش NARDL[3] می‌باشد. پژوهش حاضر سعی‌دارد تا عدم تقارن درجهٔ عبور نرخ ارز بر تورم انتظاری در ایران را بررسی نماید؛ در این‌راستا ارتباط بین شوک‌های ارزی و تورم انتظاری از لحاظ معنی‌داری نیز بررسی می‌گردد. در ادامه، ادبیات موضوع، پیشینهٔ تحقیق، روش‌شناسی و سپس تحلیل یافته‌ها و در پایان به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

با توجه به اهمیت محوری نرخ تورم در اقتصاد کلان، بررسی ارتباط بین نرخ ارز اسمی و تورم ضروری است (الکسیوس و هولمبرگ، ۲۰۲۳). درجهٔ عبور نرخ ارز، درصد تغییر در قیمت کالاهای وارداتی است که از ۱٪ تغییر در نرخ ارز حاصل می‌شود و نشان می‌دهد که چگونه تغییرات در نرخ ارز خارجی بر قیمت کالاها و خدمات تأثیر می‌گذارد. درجهٔ عبور نرخ ارز یک مفهوم مهم، به‌ویژه در اقتصاد کلان و تجارت بین‌الملل است و به اقتصاددانان و سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا پویایی تجارت بین‌الملل، فشارهای تورمی و ثبات قیمت‌ها را بهتر درک کنند. درجهٔ بالای عبور نرخ ارز به این‌معنی است که بخش زیادی از نوسانات نرخ ارز به قیمت کالاها و خدمات منتقل می‌شود و درجهٔ پایین عبور نرخ ارز نشان می‌دهد که تنها بخش کوچکی از تغییرات ارزی بر قیمت واردات و صادرات تأثیر

[1] Muhammad Ali Nasir
[2] Exchange rate pass-through
[3] Nonlinear autoregressive distributed lag models

می‌گذارد. جهت، بزرگی و سرعت درجهٔ عبور نرخ ارز ممکن است در کشورها، بخش‌ها و دوره‌های زمانی مختلف بسیار متفاوت باشد؛ این، به‌دلیل عوامل بی‌شماری ازجمله: ساختار بازار، محیط تورمی و رفتار قیمت‌گذاری شرکت‌ها در بازار است؛ بنابراین، پیامدهای سیاستی درجهٔ عبور نرخ ارز باید با دقت در پرتو این اثرات درنظر گرفته شود. تعیین میزان و سرعت درجهٔ عبور نرخ ارز به تورم برای سیاست‌گذاران در کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور از اهمیت بالایی برخوردار بوده است (آیسون و همکاران، ۲۰۲۱).

نرخ ارز یک عامل تعیین‌کنندهٔ مهم فعالیت اقتصادی و قیمت‌ها در اقتصادهای باز است. کاهش (یا افزایش) ارزش پول داخلی باعث افزایش (یا کاهش) هزینهٔ واردات برحسب پول داخلی می‌شود و این اثر به قیمت‌های داخلی منتقل می‌شود. علاوه‌بر این، کاهش (یا افزایش) ارزش پول داخلی ممکن است باعث افزایش (یا کاهش) خالص صادرات شود. با توجه به اثرات بالقوهٔ نرخ ارز بر تورم به‌طور خاص و با توجه به پیامدهای واضح برای ثبات اقتصاد کلان به‌طورکلی، کمّی کردن میزان اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی نگرانی اصلی محققان و سیاست‌گذاران بوده است. علاوه‌بر این، بزرگی و سرعت درجهٔ عبور نرخ ارز در طراحی و اجرای سیاست پولی با هدف تثبیت تورم بسیار مهم است؛ درحالی‌که بانک‌های مرکزی مدرن درجهٔ عبور نرخ ارز را اغلب در دستور کار خود قرار می‌دهند، تخمین اندازهٔ آن به‌عنوان یک موضوع تجربی هنوز موردتوجه است.

علاقهٔ اقتصاددانان به درجهٔ عبور نرخ ارز به دهه‌های گذشته برمی‌گردد. در سطح خُرد، چندین چارچوب تحت‌فروض مختلف در مورد برقراری «قانون یک قیمتی»[۴] برای مدل‌سازی درجهٔ عبور نرخ ارز پیشنهاد شده است. درجهٔ عبور نرخ ارز می‌تواند ناشی از انگیزهٔ تولیدکنندگان داخلی برای حفظ سود با انعکاس کامل تغییرات نرخ ارز در قیمت‌های فروش باشد؛ اما اندازهٔ درجهٔ عبور نرخ ارز بستگی به این دارد که آیا اقتصاد داخلی نزدیک به ساختار انحصار یا رقابت ناقص است و این‌که آیا مطلوبیت‌شان را با مصرف کالاهای تولید شدهٔ داخلی به‌جای کالاهای وارداتی حداکثر می‌کنند (کروگمن، ۱۹۷۹)؛ بنابراین زمانی‌که اقتصاد داخلی به اندازهٔ کافی رقابتی است، که در این حالت هدف تولیدگنندگان ممکن است حفظ سهم بازارشان باشد، آن‌ها ممکن است انگیزه‌هایی برای تحمل بخشی از تغییر نرخ ارز و درنتیجه کاهش درجهٔ عبور نرخ ارز داشته باشند. همین اثر تضعیف‌کننده وجود دارد، زمانی‌که سهم کالاهای تولید داخل در سبد مصرف داخلی بیشتر باشد. در سطح کلان، استدلال شده است که درجهٔ عبور نرخ ارز هم‌چنین بستگی به محیط تورمی و سیاست پولی دارد. «تیلور» (۲۰۰۰) استدلال می‌کند کشورهای دارای محیط تورمی پایین‌تر درجهٔ عبور نرخ ارز کمتری را تجربه خواهند کرد؛ بر این‌اساس، شرکت‌ها قیمت‌ها را از قبل براساس انتظاراتشان از هزینه‌های آینده که مرتبط با تورم انتظاری است، تعیین می‌کنند. تا حدی که انتظارت تورمی پایین می‌تواند ناشی از سیاست پولی معتبرتر باشد، سیاست پولی می‌تواند در شکل‌دادن به درجهٔ عبور نرخ ارز نقش داشته باشد. اما یک درجهٔ عبور نرخ ارز پایین می‌تواند فضایی را برای سیاست پولی مستقل‌تر با کاهش «ترس از شناور کردن نرخ ارز» ایجاد کند. از این‌منظر، یک درجهٔ عبور نرخ ارز پایین ممکن است سیاست پولی برای تثبیت تورم و تولید را آسان‌تر کند. این کانال نرخ ارز در اکثر مدل‌های مدرن کینزی‌های جدید لحاظ می‌شود؛ این مدل‌ها شامل شکاف نرخ ارز، علاوه‌بر شکاف تولید، در تابع واکنش بانک مرکزی نسبت به تورم است. نهایتاً

[۴] در غیاب اصطکاک تجاری و تحت رقابت آزاد و انعطاف‌پذیری قیمت‌ها، قیمت یک کالا یا دارایی مشابه در کشورهای مختلف باید یکسان باشد.

اندازهٔ درجهٔ عبور نرخ ارز یک موضوع تجربی است. این‌که درجهٔ عبور نرخ ارز کامل یا ناقص است، بستگی به این دارد که آیا «قانون تک‌نرخی» برقرار است یا نه، و این به نوبهٔ خود به عوامل اداری و ساختاری کلان وابسته است. هر نظریهٔ درجهٔ عبور نرخ ارز ناقص باید با دلایل شکست «قانون تک‌نرخی» به‌دلیل موانع آربیتراژ شروع شود؛ این موانع شامل: هزینه‌های حمل‌ونقل (با فاصلهٔ دوجانبهٔ بین کشور صادرکننده و واردکننده)، موانع تجاری (که توسط تعرفه‌های خاص کالا مشخص می‌شود) و هزینه‌های توزیع و خرده‌فروشی (براساس نرخ دستمزد کشور) است.

نوسانات نرخ ارز پیامدهای مهمی برای تدوین سیاست پولی دارد (ها و همکاران، ۲۰۱۹)؛ هم‌چنین میزان تعدیل قیمت‌های داخلی با تغییرات نرخ ارز برای درک پویایی تورم و درنتیجه هدایت تصمیمات سیاست پولی اساسی است. تأثیر موردانتظار نرخ ارز بر تغییرات قیمت مصرف‌کننده تعیین خواهد کرد که بانک مرکزی چگونه باید به آن‌ها واکنش نشان دهد. به‌ویژه، مقامات پولی ممکن است فراتر از اثرسطح قیمتی تغییرات نرخ ارز نگاه کنند و اگر این اثر بر تورم پایدار باشد واکنش نشان دهند. خطر گام‌های نادرست سیاستی در صورتی‌که درجهٔ عبور به‌درستی ارزیابی نشده باشد، به‌ویژه در اقتصادهای نوظهور و درحال‌توسعه، بیشتر است. این اهمیت ارزیابی صحیح درجهٔ عبور نرخ ارز نسبت به تورم را برجسته می‌کند که به‌صورت درصد افزایش قیمت مصرف‌کننده مرتبط با کاهش ۱٪ نرخ ارز مؤثر پس از یک‌سال تعریف می‌شود. میزان اثرگذاری نرخ ارز بر قیمت‌های مصرف‌کننده ازطریق کانال‌های مختلفی انجام می‌شود؛ اثرات مستقیم از طریق قیمت‌های انرژی و سایر کالاها و اثرات غیرمستقیم ازطریق قیمت کالاهای وارداتی، شکل‌گیری دستمزد و حاشیهٔ سود. بسیاری از عوامل ساختاری با حساسیت کمتر قیمت‌های داخلی نسبت به تغییرات نرخ ارز همراه بوده است؛ این عوامل عبارتنداز: میزان رقابت بین شرکت‌های وارداتی و صادراتی، تعداد دفعات تعدیل قیمت، ترکیب تجارت، سطح مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی، سهم تجارت پرداختی با ارزهای خارجی و استفاده از ابزار محافظت‌کننده از ارزش پول. یک چارچوب سیاست پولی معتبر که از انتظارات تورمی مهارشده پشتیبانی کند؛ هم‌چنین به‌عنوان یک روش مؤثر در کاهش انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده شناخته شده است. غیر از عوامل ساختاری و ویژگی‌های خاص هر کشور، ماهیت شوک کلان اقتصادی که باعث تغییرات نرخ ارز می‌شود، نقش کلیدی را در تعیین اندازهٔ درجه عبور ایفا می‌کند. این نشان می‌دهد شوک‌های مؤثر بر نرخ ارز به‌طور هم‌زمان بر فعالیت، حاشیهٔ سود، بهره‌وری و عوامل مؤثر بر شکل‌گیری قیمت و تورم انتظاری تأثیرگذار هستند.

۳. پیشینهٔ پژوهش

مطالعات پیشین با روش های مختلف به بررسی اثرات و پیامدهای درجهٔ عبور نرخ ارز پرداخته‌اند. در جدول (۱) مهم‌ترین مطالعات خارجی و داخلی مرتبط با درجهٔ عبور نرخ ارز، تورم و تورم انتظاری آمده است.

جدول ۱: مطالعات صورت‌گرفته در زمینهٔ درجهٔ عبور نرخ ارز، تورم و تورم انتظاری

Tab. 1: Studies conducted in the field of exchange rate pass-through, inflation and expected inflation

نویسنده	مکان و دوره مطالعات	روش مورد استفاده	نتایج
دلونا وهمکاران (۲۰۲۱)	فیلیپین (۲۰۱۹-۱۹۹۸)	NARDL	انتقال نرخ ارز به تورم در کوتاه‌مدت کم است، و هیچ اثر بلندمدتی وجود ندارد؛ هم‌چنین تنظیم سیاست پولی باید اثرات نامتقارن عوامل تعیین‌کنندهٔ تورم را درنظر بگیرد.
نصیر و همکاران (۲۰۲۰)	جمهوری چک (۲۰۱۸-۱۹۹۹)	NARDL	عبور نرخ ارز پیامدهای قابل‌توجهی بر انتظارات تورمی دارد و انتظارات تورمی نیز به‌شدت تحت‌تأثیر تورم واقعی و انتظارات تورمی گذشته است.
گویال و پاراب (۲۰۲۰)	هند (۲۰۰۸- ۲۰۱۹)	SVAR	اولاً، در مدل‌های تخمین‌زده شدهٔ یادگیری در شکل‌گیری انتظارات، ضریب پاسخ به اخبار تورم در پیش‌بینی‌های بانک مرکزی از ضرایب برآوردی برای اقتصادهای پیشرفته فراتر می‌رود. دوماً، متغیرهای سیاستی در کوتاه‌مدت بر انتظارات تأثیرگذار است. تورم مواد غذایی اثر کوتاه‌مدت قابل‌توجهی بر انتظارات دارد؛ اما تقاضا، تورم اصلی را در بلندمدت غالب می‌داند. سوماً، پاسخ‌های تکانه‌ای نشان‌دهندهٔ افزایش در انتظارات تورمی است.
لو و ایپ (۲۰۲۰)	ژاپن (۲۰۱۳ - ۲۰۱۸)	روش اقتصادسنجی غیرخطی	نتایج شواهدی از اثر عدم تقارن را نشان می‌دهند که درآن تأثیر هر کانال بر نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است.
فام و همکاران (۲۰۲۰)	کشورهای آسه‌آن ۵- (۲۰۱۹-۲۰۰۰)	NARDL	شوک‌های نرخ ارز منجر به تغییرات قابل‌توجهی در تورم در کشورهای آسه‌آن ۵- می‌شود. هم‌چنین شواهد اولیه از اثرات نامتقارن شوک‌های نرخ ارز در سنگاپور، فیلیپین و اندونزی وجود دارد و نتایج درمیان کشورهای، با هدف‌گذاری تورم و غیر هدف‌گذاری، متفاوت است. نتایج هم‌چنین در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است، درحالی‌که در بلندمدت، اثرات نامتقارن نرخ ارز واقعی تنها برای اندونزی و سنگاپور باقی می‌ماند.
ادو و همکاران (۲۰۱۹)	برای منطقهٔ پولی غرب آفریقا (۲۰۱۵-۱۹۸۰)	VECM-VAR	تفاوت‌های قابل‌توجهی در پاسخ نرخ ارز مؤثر واقعی، به قیمت واقعی نفت، بهره‌وری (عرضه) و شوک‌های تقاضا در سراسر این اقتصادها وجود دارد.
لی وکیم (۲۰۱۸)	آمریکا و انگلستان ۲۰۰۸ بحران مالی	SVAR	اعتبار سیاست پولی را به‌منظوربررسی پویایی نرخ ارز اندازه‌گیری می کنند. به‌عبارتی هنگامی‌که انتظار می‌رود تورم آمریکا بالا باشد یا متغیر مربوط به انگلستان پایین باشد، می‌توانیم افزایش ارزش دلار را در دورهٔ بعدی پیش‌بینی کنیم. نتایج، این دیدگاه را تأیید می‌کند که نرخ ارز به‌طور سیستماتیک (ازنظر انتظارات) تحت‌تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرد.
زبیدی و همکاران (۲۰۱۷)	مکزیک (۲۰۰۸- ۲۰۱۹)	NARDL	نوسان نرخ ارز در طول کاهش ارزش پول بیشتر از افزایش ارزش پول به سطح قیمت‌ها منتقل می‌شود؛ هم‌چنین عملکردهای اقتصاد کلان را بین هدف‌گذاری تورم قبل و بعد از تورم مقایسه می‌کنند. یافته‌های این تحقیق تأیید می‌کنند که درجهٔ عبور به‌طور قابل‌توجهی پس از راه‌اندازی هدف‌گذاری تورم در سال ۲۰۰۱م. تضعیف شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که تورم پایین در دورهٔ نمونهٔ مورد بررسی برای مکزیک خوب است؛ زیرا نرخ ارز پس از سال ۲۰۰۱م. کاهش یافته است. قیمت‌های مصرف‌کننده نسبت به تغییرات نرخ ارز واکنش کمتری نشان می‌دهند.
الهی و همکاران (۲۰۱۶)	تجربه ۱۸ ساله کشورهای صنعتی و درحال‌توسعه	GMM	نقدینگی و افزایش قیمت‌ها و تورم در یک جهت حرکت نمی‌کنند.
گیانلیس و کوکوریتاکیس (۲۰۱۳)	در کشورهای منتخب آمریکای لاتین (برزیل، مکزیک، اروگوئه و	روش‌های اقتصادسنجی	در مطالعهٔ خود با بررسی ناهماهنگی نرخ ارز و تداوم نرخ تورم، این فرضیه را آزمایش می‌کنند که پایداری نرخ تورم درکشورهای منتخب آمریکای لاتین، با کم ارزش‌گذاری ارز در ارتباط است؛ لذا شواهد نشان می‌دهد که در دوره‌های کاهش شدید نرخ ارز، نرخ تورم داخلی پایدار بوده است.

	ونزوئلا) (۲۰۰۸–۲۰۱۹)		
شینتانی و همکاران (۲۰۱۳)	دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰	روش‌های اقتصادسنجی	کاهش درجهٔ عبور نرخ ارز در طول دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰م. با کاهش تورم همراه بوده است.
اودریا و همکاران (۲۰۱۲)	پرو (۱۹۹۴–۲۰۰۷)	VAR	اتخاذ طرح هدف‌گذاری تورم در پرو باعث افزایش نوسانات نرخ ارز می‌شود؛ علاوه‌براین افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز، سهم شرکت‌هایی را که قیمت‌های خود را در ارز خارجی تعیین کرده‌اند، کاهش می‌دهد.
عزتی شورگلی و خداویسی (۱۴۰۰)	ایران (۱۳۹۷–۱۳۶۹)	SVAR	ضریب درجهٔ عبور نرخ ارز طی دورهٔ بررسی شده، تغییر کرده و ثابت نبوده است.
هاشمی و همکاران (۱۳۹۹)	ایران (۱۳۷۰–۱۳۹۷)	SVAR	یک تکانه وارده از ناحیهٔ درآمد نفت، فشار بازار ارز، دخالت بانک مرکزی، به‌ترتیب منجر به افزایش ۵۶، ۲۸، ۲۶٪ تورم در کشور شده است.
رحیمی و خداویسی (۱۳۹۸)	۳۲ کشور (در حال توسعه) و ۲۴ کشور توسعه‌یافته (۱۹۸۰–۲۰۱۵)	الگوی انتقال ملایم تابلویی	با افزایش فرآیند جهانی‌شدن و انتقال آن از رژیم اول به رژیم دوم درجهٔ عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده در کشورهای درحال‌توسعه موجب افزایش و در کشورهای توسعه‌یافته کاهش می‌یابد.
رضازاده و همکاران (۱۳۹۷)	ایران (۱۳۷۰–۱۳۹۵)	TVAR	شوک مثبت نرخ ارز باعث افزایش تورم می‌شود.
یزدانی و زارع قشلاقی (۱۳۹۵)	ایران (۱۳۷۹–۱۳۹۱)	SVAR	تغییرات نرخ ارز یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر تورم است.
عیسی‌زاده و همکاران (۱۳۹۵)	ایران (۱۳۵۷–۱۳۹۱)	روش محاسباتی مبتنی‌بر عامل تورم انتظاری با معیار حداقل مربعات خطای پیش‌بینی	عاملان اقتصادی با انتظارات تورمی برون‌گرا، در پایداری تورم اثر مهمی دارند و تغییر منغیرهای رفتاری عوامل اقتصادی، بر انتظارات تورمی اثرگذار هستند.
نقدی و مطلبی (۱۳۹۴)	ایران (۱۳۹۱ – ۱۳۵۷)	روش حذفی و میانگین	بین نرخ ارز و تورم پایهٔ رابطهٔ بلندمدت وجود دارد و نرخ ارز برروی قیمت کالای تولیدی اثر دارد درنتیجه، نرخ ارزجزء پایدار تورم در اقتصاد ایران است.
توکلی و همکاران، (۱۳۹۴)	ایران (۱۳۸۸–۱۳۴۰)	سیستم معادلات شبه مرتبط	تکانه‌های نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر تورم در کشور داشته است.
طیبی و همکاران، (۱۳۹۴)	داده‌های فصلی، ۱:۱۳۷۱ تا ۴:۱۳۹۱	SVAR	عبور نرخ ارز به تورم در شاخص‌های مختلف قیمت ناقص بوده و ضمن توضیح بخشی از تغییرات تورم داخلی در مورد بررسی، و سهم تورم وارداتی، در توضیح تکانه‌های تورم داخلی وابسته‌بودن اقتصادی کشور به واردات را نشان می‌دهد.
سهیلی و همکاران (۱۳۹۱)	ایران (۱۳۳۸ – ۱۳۸۵)	معادلات هم‌زمان (فیلتر هودریک، پرسکات)	نرخ تورم انتظاری از میان عوامل موجود در مدل، بیشترین اثر را بر نرخ تورم دارد.
مهرابی بشرآبادی و همکاران (۱۳۸۹)	ایران (۱۳۶۷–۱۳۸۶)	آزمون جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری	تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز به‌ترتیب اثر منفی و اثر مثبت‌بر تورم دارند و ماندگاری تورم در بلندمدت کمتر از کوتاه‌مدت نسبت به نرخ ارز وابستگی داشته است.
عرب مازار و گلمرادی (۱۳۸۹)	ایران	SVAR	توضیح‌دهندهٔ اصلی تغییرات نرخ ارز واقعی، تکانه‌های واقعی و توضیح‌دهندهٔ اصلی نوسانات نرخ تورم در کشور، تکانه‌های اسمی می‌باشند.
خوشبخت و اخباری (۱۳۸۶)	ایران (۱۳۸۳–۱۳۶۹)	SVAR	انتقال تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات از شاخص قیمت مصرف‌کننده بیشتر است.
ختائی و دانش جعفری (۱۳۸۰)	اقتصاد ایران	SVAR	شوک‌های مثبت نرخ ارز موجب افزایش سطح قیمت‌ها شده است، اما این شوک‌ها برتولید واقعی تأثیری نداشته است.
پیرایی و پسندیده (۱۳۸۰)	ایران (۱۳۳۸–۱۳۷۸)	روش اقتصادسنجی و آماری	نرخ ارز بازار آزاد اثر مثبتی‌بر تورم داشته است.

در جمع‌بندی از مطالعات داخلی انجام‌شده می‌توان گفت که بیشتر مطالعات به‌بیان، تبیین و ارزیابی موضوع نرخ ارز و درجهٔ عبور نرخ ارز پرداخته‌اند. وجه‌تمایز این پژوهش نسبت به مطالعات گذشته در این است که اثر عبور نرخ ارز بر تورم انتظاری موردبررسی قرارگرفته و تاکنون در هیچ مطالعه‌ای در ایران انجام نشده است. در این مطالعه برای اولین‌بار اثر درجهٔ عبور نرخ ارز بر انتظارات تورمی در ایران با روش NARDL بررسی شده است.

٤. روش‌شناسی پژوهش

داده‌های استفاده شده در این پژوهش به‌صورت سری زمانی سالانه از ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۹هش. از بانک جهانی، بانک مرکزی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. این پژوهش عدم تقارن و غیرخطی بودن رابطهٔ بین شوک نرخ ارز و انتظارات تورمی را درنظر می‌گیرد؛ همچنین داده‌های نقدینگی بخش خصوصی ایران از بانک مرکزی و برای داده‌های نرخ ارز از نرخ ارز دلار (آزاد) استفاده شده است؛ همچنین از نرم‌افزارهای مختلف مانند Eviews 10 و EXCEL استفاده شده، و در تخمین مدل روش (غیرخطی) ARDL به‌کار گرفته شده است. این مدل از نوع مدل‌هایی هستند که برای بررسی اثرات تأخیری ارائه می‌شوند و معروف به مدل‌های باوقفهٔ توزیعی هستند، متغیر وابسته تحت‌تأثیر وقفه‌های این متغیر و سایر متغیرهای مستقل قرار دارد. عمده‌ترین مزیت استفاده از روش مذکور، انعطاف‌پذیری آن، یعنی به‌دست آوردن برآوردهای سازگار از ضرایب بلندمدت متغیرها است؛ یعنی می‌توان این مدل را زمانی‌که متغیرها از مرتبهٔ جمعی متفاوت هستند، به‌کار برد (پسران[5]، ۱۹۹۷)؛ همچنین این روش به‌طور هم‌زمان، الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را برآورد نموده و ایرادات مربوط به خودهم‌بستگی و حذف متغیرها را رفع می‌نماید.

٤-١. تصریح مدل و معرفی متغیرها

در این تحقیق با توجه مطالعات پیشین تصریح مدل و معرفی متغیرها به‌صورت ذیل می‌باشد[6]:

INFLATION EXPECTIONS: نرخ تورم انتظاری، INFLATION(CPI): نرخ تورم، EX: نرخ ارز (دلار آزاد)، FISCAL(Surplus/Deficit): بودجه دولت (کسری یا مازاد)، MONEYSUMPPLY: حجم نقدینگی (مجموع پول و شبه پول)، OILPRICE: قیمت نفت (ایران)، GDP GROWTH: رشد تولید ناخالص داخلی، UNEPLOYMENTRATE: نرخ بیکاری.

تورم انتظاری($E\pi$) با مدل فضا حالت برآورد شده است، برای تورم (πt) نیز از شاخص سالانهٔ قیمت مصرف‌کننده در ایران استفاده گردیده است. قیمت نفت، از داده‌های سالانهٔ قیمت نفت Oil ایران، رشد تولید ناخالص داخلی(OG) از داده‌های سالانهٔ تولید ناخاص داخلی ایران، استفاده شده است؛ همچنین برای بازار کار LMS از داده‌های نرخ بیکاری سالانهٔ ایران، و برای بودجهٔ دولت (Fiscal Stance (Surplus/Deficit، از داده‌های سالانهٔ مازاد یا کسری بودجه، نرخ ارز EX : از نرخ دلار بازار آزاد و برای عرضهٔ پول MS نیز از

[5] Pesaran
[6] Nasir & Vod (2020)

داده‌های (M2) مجموع پول و شبه‌پول استفاده شده است. این عوامل ازلحاظ نظری استنباط می‌شوند و اغلب به‌عنوان عوامل تعیین‌کنندهٔ تورم شناخته می‌شوند.[۷]

$$E\pi t \quad \beta\pi\ \pi t\ i \quad \beta E\pi\ E\pi t\ i\ \beta EX\ (EX)t\ i \quad \beta OGOGt\ i \quad \beta LMSLMSt\ i \quad \beta Fiscal\ Fiscalt\ i \quad \beta Oil\ Oilt\ i \quad \beta Ms\ MSt\ i \quad et \qquad (\ )$$

$$EXt \quad \sum_{i=1}^{t} \Delta EX_i \quad \sum_{i=1}^{t} \max(\Delta EX_i\ ; 0) \qquad (\ )$$

and

$$EXt \quad \sum_{i=1}^{t} \Delta EX_i^{-} \quad \sum_{i=1}^{t} \min(\Delta EX_i\ ; 0) \qquad (\ )$$

EC = INFLATIONEXPECTIONS- (0.6153*INFLATION-0.0204*GDP + 0.0971
*FISCAL -0.0000*MONEYSUMPPLY -0.0129*OILPRICE -0.0000
*EX_POS -0.0015*EX_NEG + 0.7754*UNEPLOYMENTRATE)

در ادامه به‌صورت مختصر آزمون‌های استفاده شده توضیح داده می‌شود.

۵. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

برای تخمین مدل لازم است ابتدا مرتبهٔ ملنایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های دیکی–فولر تعمیم‌یافته[۸] و فلیپس–پرون[۹] مورد ارزیابی قرار گیرد؛ در این آزمون‌ها متغیری مانا است که قدرمطلق آمارهٔ محاسبه‌شدهٔ آن، از قدرمطلق بحرانی ارائه شده، توسط آزمون دیکی–فولر یا فلیپس–پرون بزرگ‌تر باشد؛ در ادامه، جهت وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌های پسران و شین (باند تست[۱۰]) استفاده خواهد شد. و هم‌چنین آزمون تشخیصی مدل‌ها جهت اعتباربخشی متغیرها، آزمون والد[۱۱] جهت بررسی تقارن و عدم تقارن انجام می‌شود؛ لذا تمامی متغیرها به‌جز بودجهٔ دولت، نرخ بیکاری، قیمت نفت، نرخ ارز درسطح مانا هستند و این متغیرها نیز پس از یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شدند.

جدول۲: انباشتگی متغیرهای تحقیق

Tab. 2: Integration of research variables

متغیرها به فارسی	متغیرها	ADF	مرتبهٔ انباشتگی
تورم	INFLATION	-3.455822	I(0)
تورم انتظاری	INFLATIONEXPECTIONS	-3.526915	I(0)
بودجهٔ دولت	FISCAL	-5.723954	I(1)
نرخ بیکاری	UNEPLOYMENTRATE	-5.246252	I(1)
نقدینگی بخش خصوصی	MONEYSUMPPLY	-8.720570	I(0)
تولید ناخالص داخلی	GDP	-4.455132	I(0)

[7] Nasir & Vod (2020)
[8] Augmented Dickey-Fuller
[9] Phillips-Perron
[10] Bounds Test
[11] Wald Test

قیمت نفت	OILPRICE	-4.361508	I(1)
نرخ ارز	EX	-4.149426	I(1)

(منبع: یافته‌های پژوهش).

در ادامه پس از تخمین مدل با روش ARDL، جهت وارد نمودن شوک‌ها و تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز از روش NARDL استفاده می‌شود، باتوجه به آزمون‌هایی مانایی، متغیرها در سطح، یا با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شدند و هیچ‌کدام از متغیرها I(2) نبودند؛ زیرا یکی از لازمه‌های استفاده از مدل NARDL این است که بایستی مطمئن شویم که هیچ‌کدام از متغیرها I(2) نیستند، لذا استفاده از مدل NARDL قابلیت اتکا و استناد دارد و شرط مدل برقرار است.

هم‌چنین براساس معیار شوارتز که وقفهٔ بهینه و کمترین مقدار بهینه را تعیین می‌کند؛ یعنی براساس متغیر وابسته در مدل (تورم انتظاری)، نتایج تخمین برای بهینه‌یابی به‌صورت NARDL (1, 1, 0, 1, 0, 0, 0, 0, 1) می‌باشد، که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، قیمت نفت و شوک‌های مثبت و منفی بدون‌وقفه و سایر متغیرها، یعنی متغیر وابسته (تورم انتظاری)، تورم، بودجهٔ دولت و نرخ بیکاری همگی دارای یک وقفه می‌باشند.

۵-۱. نتایج حاصل از برآورد مدل کوتاه‌مدت

جدول۳ . نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل

Tab. 3: Results of estimation of the short-run coefficients of the model

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	مقدار احتمال
تورم انتظاری با یک وقفه	0.056835	0.015480	3.671591	0.0017
تورم	0.021829	0.009624	2.268239	0.0359
تورم با یک وقفه	0.558492	0.013572	41.14943	0.0000
تولید ناخالص داخلی	-0.019201	0.024975	-0.768801	0.4520
بودجهٔ دولت	0.009277	0.029070	0.319127	0.7533
بودجهٔ دولت با یک وقفه	0.082264	0.037019	2.222201	0.0393
نقدینگی بخش خصوصی	-5.88E-08	1.33E-07	-0.443362	0.6628
قیمت نفت	-0.012143	0.009845	-1.233372	0.2333
شوک مثبت نرخ ارز	-2.95E-05	1.44E-05	-2.047703	0.0555
شوک منفی نرخ ارز	-0.001439	0.001272	-1.131538	0.2727
نرخ بیکاری	0.385970	0.093248	4.139176	0.0006
نرخ بیکاری با یک وقفه	0.345349	0.059289	5.824833	0.0000

(منبع: یافته‌های پژوهش).

نتایج حاصل از برآورد مدل کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای تورم انتظاری با یک وقفه، تورم، بودجهٔ دولت با یک وقفه، شوک مثبت نرخ ارز و نرخ بیکاری ازلحاظ آماری معنی‌دار هستند؛ و سایر متغیرها نیز ازلحاظ آماری بی‌معنی بودند.

هم‌چنین نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که؛ تورم انتظاری با یک وقفه و دارای ضریب مثبت (0.056835)، تأثیر مثبت وکاملاً معنی‌دار، تورم با ضریب مثبت (0.021829)، بودجهٔ دولت با یک وقفه دارای ضریب مثبت (0.082264)، نرخ بیکاری با ضریب مثبت (0.385970) همگی اثر مثبت و معنی‌داری را بر تورم نشان می‌دهند. ضریب مثبت و معنی‌دار تورم انتظاری به‌معنای سازوکار تصحیح ذاتی انتظارات تورمی از قضاوت‌های گذشته و هم‌چنین جنبه‌ای از انتظارات تطبیقی تورم است. شوک مثبت نرخ ارز دارای ضریب منفی و معنی‌دار (-2.95) می‌باشد؛ که با یافته‌های «مهرابی‌بشرآبادی» و همکاران (۱۳۸۹) و «توکلی» و همکاران (۱۳۹۴) سازگار است. شوک مثبت نرخ ارز به‌معنای تأثیر منفی برتورم است؛ یعنی باعث کاهش تورم می‌شود. شوک منفی نرخ ارز نیز دارای ضریب منفی، اما بی‌معنی را نشان می‌دهد.

در ادامه باتوجه به جدول (۴) و توجه به این‌که آمارهٔ F پسران که از حدود کنترلی بزرگ‌تر است و برای متغیر وابسته (تورم انتظاری) 339.8575 می‌باشد؛ لذا فرض صفر رد می‌شود و رابطهٔ بلندمدت در مدل تأیید می‌شود.

جدول ٤: نتایج آزمون کرانه ها برای متغیر وابسته به روش NARDL

Tab. 4: The results of the bounds test for the dependent variable using the NARDL method

متغیر وابسته	آمارهٔ آزمو ن	کران بالا	کران پایین	سطح خطا	نتیجهٔ آزمون
تورم انتظاری	339.8575	3.79	2.45	۱ درصد	تأیید رابطهٔ بلندمدت

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۲- ۵. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت مدل

جدول ۵: نتایج برآورد ضرایب بلندمدت مدل

Tab. 5: Results of estimation of long-run coefficients of the model

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	مقدار احتمال
تورم	0.615291	0.018710	32.88637	0.0000
تولید ناخالص داخلی	-0.020358	0.026517	-0.767726	0.4526
بودجهٔ دولت	0.097057	0.053197	1.824490	0.0847
نقدینگی بخش خصوصی	-6.23E-08	1.41E-07	-0.441795	0.6639
قیمت نفت	-0.012875	0.010319	-1.247695	0.2281
شوک مثبت نرخ ارز	-3.13E-05	1.51E-05	-2.068921	0.0532
شوک منفی نرخ ارز	-0.001526	0.001340	-1.139242	0.2695
نرخ بیکاری	0.775387	0.054183	14.31052	0.0000

(منبع: یافته‌های پژوهش).

نتایج تورم انتظاری حاصل از برآورد مدل بلندمدت نشان می‌دهد؛ که ضرایب متغیرهای تورم، بودجهٔ دولت، شوک مثبت و نرخ بیکاری ازلحاظ آماری معنی‌دار هستند. و نقدینگی بخش خصوصی، قیمت نفت و با شوک مثبت نرخ ارز ازلحاظ آماری بی‌معنی می‌باشد. ازمیان ضرایب مثبت متغیرها بیشترین مقدار ضریب مربوط نرخ بیکاری و سپس تورم می‌باشد و بالاترین ضریب منفی و معنی‌دار مربوط به شوک مثبت نرخ ارز می‌باشد. تورم با ضریب مثبت (0.615291)، بودجهٔ دولت دارای ضریب مثبت (0.097057) و نرخ بیکاری نیز دارای ضریب مثبت (0.775387) بودند که نتایج نشـــان می‌دهد این متغیرها دارای اثر مثبت و معنی‌دارای بر تورم انتظاری هستند؛ هم‌چنین شوک مثبت نرخ ارز دارای ضریب منفی و معنی‌داری به‌میزان (-3.13) می‌باشد، که نشان‌دهندهٔ کاهش تورم است؛ زیرا شوک‌های مثبت نرخ ارز تأثیر منفی‌بر تورم دارند، به‌عبارتی باعث کاهش تورم می‌شوند که با نتایج یافته‌های توکلی و همکاران (۱۳۹۴) و مهرابی‌بشرآبادی و همکاران (۱۳۸۹) سازگار است. شوک منفی نرخ ارز نیز دارای ضریب منفی، اما بی‌معنی را نشان می‌دهد. نقدینگی بخش خصوصی نیز دارای ضریب منفی (-0.001526)؛ اما بی‌معنی را نشان می‌دهد.

۵-۳. آزمون‌های تشخیصی مدل و آزمون والد جهت بررسی تقارن یا عدم تقارن شوک‌های نرخ ارز بر تورم انتظاری

جدول ٦: نتایج آزمون‌های تشخیصی و اعتبار سنجی

Tab. 6: The results of diagnostic and validation tests

نوع آزمون	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجهٔ آزمون
نرمال بودن پسماندها – نرمالیتی (آزمون جارک برا)	۰.۰۶۶۲۸۴	۰.۹۶۷۴۰۱	تأیید نرمال بودن
LM عدم وجود خود همبستگی (آزمون بروش بریوش گادفری)	۰.۳۴۶۶۳۹	۰.۷۱۲۲	تأیید عدم خودهمبستگی
ARCH عدم ناهمسانی واریانس‌ها	۰.۸۰۲۱۰۲	۰.۳۷۸۴	تأیید ثبات واریانس‌ها
آزمون CUSUM	-	-	تأیید ثبات مدل

(منبع: یافته‌های پژوهش).

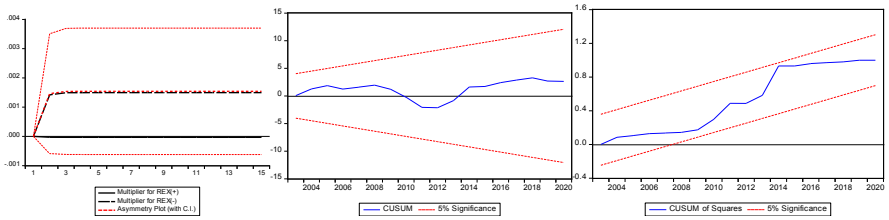
جدول ۷. نتایج آزمون والد برای نامتقارن بودن شوک‌های نرخ ارز بر تورم انتظاری ایران

Tab. 7: The results of Wald test for the asymmetry of exchange rate shocks on Iran's expected inflation

	نرخ ارز در بلندمدت	نرخ ارز در کوتاه مدت
فرضیهٔ صفر آزمون	$H_0: \theta i^- = \theta i^+$	$H_0: \theta i^- = \theta i^+$
مقدار آمارهٔ آزمون	2.222199	1.116493
مقدار احتمال	0.0393	0.2789
نتیجهٔ آزمون	رد فرض صفر و تأیید نامتقارنی اثر نرخ ارز	قبول فرض صفر و عدم تأیید نامتقارن بودن اثر نرخ ارز

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۵-٤. نمودار پایداری مدل



نمودار ۱ و ۲ . نمودار پایداری پارامترها

Graph. 1 & 2: Graph of parameters Stability

همان‌طورکه از نمودار بالا ملاحظه می‌شود، نمودار پایداری پارامترها نشان می‌دهد که نمودار در ناحیهٔ بین دو خط بحرانی در سطح ۵٪ قرار گرفته است. این نتیجه بیانگر این مطلب است که پایداری الگوی پویای بلندمدت، قابل تأیید است. نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای بررسی ثبات ضرایب برآورد شده و آزمون پایداری ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت در طول زمان در نمودار ۱ و ۲ آورده شده است؛ و با توجه به نمودار ثبات پایداری پارامترها در مدل مورد تأیید است.

۵-۵. الگوی تصحیح خطا

جدول ۸. الگوی تصحیح خطا

Tab. 8: Error correction model

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
تغییرات تورم	0.021829	0.008850	2.466694	0.0239
تغییرات بودجه دولت	0.009277	0.025876	0.358513	0.7241
تغییرات نرخ بیکاری	0.385970	0.098464	3.919897	0.0010
CointEq(-1)*	-0.943165	0.014190	-66.46915	0.0000
R-squared	0.994586	Mean dependent var		0.341272
Adjusted R-squared	0.993961	S.D. dependent var		5.407301
S.E. of regression	0.420193	Akaike info criterion		1.227360
Sum squared resid	4.590611	Schwarz criterion		1.414186
Log likelihood	-14.41039	Hannan-Quinn criterion		1.287127
Durbin-Watson stat	Durbin-Watson stat		1.717918	

(منبع: یافته های پژوهش).

همچنین، ضریب تعدیل یا تصحیح خطا جهت متغیر وابسته (تورم انتظاری) برابر با مقدار منفی - 0.943165 برآورد شده است؛ لذا با توجه به این‌که مقدار ecm(-1) دارای مقداری منفی است، این نشان می‌دهد که الگوی فوق به سمت مقدار تعادلی بلندمدت همگرا است؛ حال اگر عدد یک را بر قدرمطلق ضریب برآوردی به مقدار 0.943165- تقسیم کنیم، می‌توان گفت که هر عدم تعادلی در طی ۱، ۰۶ یک دورهٔ تعدیل

می‌شود؛ لذا، سرعت تعدیل به‌سمت تعدل بلندمدت به‌طور مناسب انجام می‌شود. این ضریب بیانگر سرعت تعدیل و ثبات مدل تعبیر می‌شود؛ به‌عبارتی در هرسال به‌میزان این ضریب از فاصلهٔ کوتاه‌مدت تا بلندمدت تعدیل می‌شود.

EC=INFLATIONEXPECTIONS-(0.6153*INFLATION-0.0204*GDP+0.0971
*FISCAL -0.0000*MONEYSUMPPLY -0.0129*OILPRICE -0.0000
*EX_POS -0.0015*EX_NEG + 0.7754*UNEPLOYMENTRATE)

نتیجه‌گیری

بررسی درجهٔ عبور نرخ ارز بر تورم انتظاری در جهت اعمال سیاست‌های اقتصادی ضد تورمی ضرورت دارد. هدف این مطالعه، بررسی عدم تقارن درجهٔ عبور نرخ ارز بر تورم انتظاری برای کشور ایران، با استفاده از رویکردهای NARDL و با تکیه‌بر داده‌های سری زمانی کشور ایران طی سال‌های ۱۳۶۹تا ۱۳۹۹ است. به‌عبارتی ابتدا از روش ARDL جهت تخمین مدل استفاده شد و جهت وارد نمودن نوسانات و تکانه‌های وارده ازجهت شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر تورم انتظاری از روش NARDL استفاده گردید. باتوجه به نتایج آزمون‌های ملنایی متغیرها در مدل، بعضی از متغیرها در سطح مانا بودند و برخی هم با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شدند و همهٔ متغیرها دارای مرتبهٔ صفر یا یک بودند؛ هم‌چنین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت تخمین زده شد و جهت تأیید وجود رابطهٔ بلندمدت از آزمون کرانه‌ها یا باند تست و درمورد تقارن یا عدم تقارن، میان نرخ ارز و تورم انتظاری از آزمون والد استفاده شد.

نتایج حاصل از یافته‌های این مطالعه برای کشور ایران براساس مدل NARDL نشان می‌دهد، اثر شوک‌های مثبت نرخ ارز بر تورم انتظاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر منفی و معنی‌دار، اما شوک‌های منفی‌دارای اثر منفی و بی‌معنی را نشان‌دادند. هم‌چنین با توجه به نتایج این مطالعه، نامتقارن بودن اثر شوک‌های ارزی بر تورم انتظاری در کوتاه‌مدت تأیید نشد؛ اما نامتقارن بودن اثر شوک‌های ارزی بر تورم انتظاری در بلندمدت تأیید گردید.

موضوع تورم یکی از مسائل اصلی اقتصاد ایران است؛ و دستیابی به اهداف کلان اقتصادی، کنترل و مهار تورم از بزرگ‌ترین دستاوردهای دولت‌ها محسوب می‌شود؛ لذا اگر هدف بانک مرکزی و سیاست‌گذار اقتصادی به‌دنبال مهار، کنترل و ثبات تورم باشند نرخ ارز نیز به‌تبع آن کنترل‌شده و شاهد نوسانات و تغییرات شدیدی نخواهیم بود که خود زمینه‌ساز ثبات قیمت‌هاست، پس برای رسیدن به ثبات قیمت‌ها بحث هدف‌گذاری تورم معنا پیدا می‌کند؛ البته توانایی مقامات در هدف‌گذاری تورم مهم است، تا بتواند وعدهٔ حفظ انتظارات تورمی را به‌خوبی محقق سازند. درواقع، کل مفهوم هدف‌گذاری تورم در این ایده گنجانده شده است که ازطریق شفافیت، اعتبار، پاسخ‌گویی، تعهد به ثبات قیمت‌ها انتظارات تورمی، مهار می‌شود؛ لذا تعدادی از بانک‌های مرکزی تصمیم به اتخاذ و طرح استراتژی صریح هدف‌گذاری تورم گرفتند و درواقع هدف‌گذاری تورم صریح را برگزیده‌اند که شامل برآورد و سپس اعلام عمومی نرخ تورم عینی و قابل‌اندازگیری به‌عنوان هدف است. البته اعتبار سیاست‌های پولی، ازجمله عوامل اثرگذار بر درجهٔ عبور نرخ ارز وجود دارد و هم‌چنین بیشتر کشورها در دنیا به‌دنبال ثبات اقتصادی و

افزایش اعتبار سیاست پولی و درنتیجه کاهش تورم بوده و هستند (عزتی و همکاران، ۱۴۰۰)؛ لذا بحث هدف‌گذاری تورم می‌تواند جهت نیل به ثبات قیمت‌ها و مسائل اقتصادی کشور مهم و با اهمیت باشد. طرف‌داران هدف‌گذاری تورم معتقدند که موفقیت آن بستگی به نحوهٔ اجرایش دارد؛ هم‌چنین بایستی اشاره شود که پیش‌شرط موفقیت آمیز، هدف‌گذاری تورم انضباط مالی است؛ بنابراین هدف‌گذاری تورم می‌تواند نظم مالی را تسهیل کند. هم‌چنین منطق هدف‌گذاری تورم براین اصل استدلال استوار است که، در بلندمدت سیاست پولی بر نرخ تورم اثرگذار است؛ لذا برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی ازجمله حفظ تورم در سطحی پایین و پایدار، چارچوب هدف‌گذاری تورم ضروری است؛ زیرا ازطریق شفاف‌سازی به سیاست‌گذاران این امکان را می‌دهد که زمینهٔ پاسخ‌گویی و انضباط را بر بانک مرکزی و دولت فراهم نمایند.

پیشنهاد این پژوهش هدف‌گذاری تورم با دورهٔ زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت، براساس دو محور شفافیت و اعتبار است؛ به‌بیانی دیگر، برای کاهش تورم بایستی به موضوع عبور نرخ ارز که به موضوع تغییرات ارزش پول ملی و روابط تجارت خارجی می‌پردازد، توجه اساسی نمود؛ زیرا شفافیت و اعتبار سیاست‌های بانک مرکزی جهت کنترل انتظارات تورمی از اهمیت بالایی برخوردار است.

محدویت این پژوهش مربوط به نداشتن داده‌های مربوط به انتظارات تورمی بود که با مدل فضا حالت برآورد گردید. جهت تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شود چارچوب و رویکرد فعلی برای سایر اقتصادها، ازجمله کشورهای درحال‌توسعه گسترش یابد.

سپاسگزاری

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

درصد مشارکت نویسندگان

درصد مشارکت نویسندگان به‌ترتیب ۵۰، ۳۵ و ۱۵٪ است. نویسندگان اعلام می‌دارند که به‌دلیل استخراج مقاله از پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، نگارش توسط نویسندهٔ اول با راهنمایی ونظارت نویسندهٔ دوم و مشاورهٔ نویسنده سوم انجام شده است.

تضاد منافع

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

کتابنامه

– باوردی، عبدالقادر، (۱۳۹۲). «بررسی مفهوم تورم و تأثیر متقابل آن بر سیستم حقوق و دستمزد». موج (پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی)، ۶ و۷: ۸۹–۷۸.

– پیرایی، خسرو؛ و پسندیده، کوروش، (۱۳۸۱). «مطالعهٔ تجربی رابطه بین نرخ ارز و تورم در ایران». *پژوهشنامهٔ علوم‌انسانی و اجتماعی* ۱(۴): ۶۱–۸۰. https://jes.journals.umz.ac.ir/article_161.html

– توکلی، اکبر؛ فیروزه، نگین؛ و کریمی، فرزاد، (۱۳۹۴). «تأثیر نوسان‌های نرخ ارز بررشد اقتصادی و نرخ تورم ایران». *اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، ۴ (۱): ۱–۱۹. DOR: 20.1001.1.22516263.1394.4.1.1.9

– ختائی، محمود؛ و دانش‌جعفری، داود، (۱۳۸۰). «بررسی اثرات تکانه‌های تولید، سطح قیمت‌ها، ارز و پول در نوسان‌های اقتصاد کلان: رهیافت خودرگرسیون برداری ساختاری». *برنامه و بودجه*، ۷۵: ۳۰–۳. DOR: 20.1001.1.22519092.1381.7.3.1.5

– خوشبخت، آمنه؛ و اخباری، محمد، (۱۳۸۶). «بررسی فرآیند اثرگذاری نرخ ارز بر تورم، قیمت مصرف کننده و واردات در ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۷(۲۵): ۵۱–۸۲. https://joer.atu.ac.ir/article_3033.html

– رحیمی، رامین؛ و خداویسی، حسن، (۱۳۹۸). «نقش اعتبار سیاست پولی بر درجه عبور نرخ ارز طی فرآیند جهانی شدن». *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۰(۱): ۳۷–۶۴. https://doi.org/10.29252/ecoj.10.1.37

– رضازاده، علی؛ محمدپور، سیاوش؛ و فتاحی، فهمیده، (۱۳۹۷). «کاربرد مدل خودرگرسیون برداری در تحلیل غیرخطی عبور نرخ ارز بر تورم در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷ (۲۷): ۵۱–۸۱. https://doi.org/10.22084/aes.2018.15882.2615

– سهیلی، کیومرث؛ الماسی، مجتبی؛ و سقایی، مریم، (۱۳۹۱). «ارزیابی اثر تورم انتظاری، رشد نقدینگی، تورم وارداتی شکاف تولید و نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران». *پژوهشنامهٔ اقتصاد کلان*، ۷ (۱۳): ۶۰–۴۰. https://jes.journals.umz.ac.ir/article_54.html

– طیبی، سیدکمیل؛ نصرالهی، خدیجه؛ یزدانی، مهدی؛ و ملک‌حسینی، سیدحسن، (۱۳۹۴). «تحلیل عبور نرخ ارز بر تورم در ایران (۱۳۹۱–۱۳۷۰)». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰ (۶۳): ۳۶–۱. https://doi.org/10.22054/ijer.2015.4089

– عزتی‌شورگلی، احمد؛ و خداویسی، حسن، (۱۴۰۰). «برآوردی از درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی در اقتصاد ایران: کاربردی از مدل‌های پارامتر متغیر». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۱ (۱): ۲۹–۶۲. DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.1.2.0

– عیسی‌زاده، سعید؛ مروت، حبیب؛ و شریفی، امید، (۱۳۹۵). «شبیه‌سازی انتظارات تورمی ناهمگن در ایران». *مدلسازی اقتصادی*، ۱۰(۴): ۱۰۱ –۱۲۳. https://sanad.iau.ir/Journal/eco/Article/995583

– عرب‌مازار، عباس؛ و گلمرادی، حسن، (۱۳۸۹). «بررسی منابع نوسانات نرخ ارز واقعی و تورم در اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی*، ۱ (۲): ۱۰۲–۷۵.

– مهرابی‌بشرآبادی، حسین؛ و شرافتمند، باغستانی، (۱۳۸۹). «بررسی تأثیر شوک‌های نرخ ارز و شکاف تولید بر تورم در ایران». *دانش و توسعه*، ۱۸ (۳۳):۲۰–۲. https://doi.org/10.22067/pm.v17i33.27320

– نقدی، یزدان؛ و مطلبی، معصومه، (۱۳۹۴). «برآورد و مقایسه تورم پایه در اقتصاد ایران». *روند*، ۲۰(۶۹): ۱۵–۴۲.

– هاشمی، فواد؛ حسینی، سید شمس‌الدین؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ فرزین، محمدرضا، (۱۳۹۹). «بررسی رابطه تورم و نرخ ارز با در نظر گرفتن شاخص فشار بازار ارز و درجه مداخله بانک مرکزی». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۷ (۲): ۲۶۶–۲۳۹. https://doi.org/10.22096/esp.2021.128880.1353

– یزدانی، مهدی؛ و زارع‌قشلاقی، سمیه، (۱۳۹۵). «ارزیابی اثر تکانه های نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵ (۱۷): ۱۷۱–۱۹۷. https://doi.org/10.22084/aes.2016.141

- Aisen, A., Manguinhane, E. & Simione, F., (2021). *An Empirical Assessment of the Exchange Rate Pass-through in Mozambique*. IMF Working Paper No. 2021/132. https://doi.org/10.5089/9781513573694.001

- Alexius, A. & Holmberg, M., (2023). "Pass-through with volatile exchange rates and inflation targeting". *Review of World Economics,* https://doi.org/10.1007/s10290-023-00502-8

- Arab Mazar, A. & Golmoradi, H., (2010). "A Survey of the Sources of Real Exchange Rate and Inflation Fluctuations in a survey of the Iran". *Quarterly Journal of Economics of Shahid Beheshti University,* 1(2): 102-75.

- Adua, R., Litsios, I. & Baimbridge, M., (2019). "Real exchange rate and asymmetric shocks in the West African Monetary Zone (WAMZ)". *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money,* 59: 232-249. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.12.005

- Bavardi, A., (2013). "Investigating the Concept of Inflation and its Interaction on the Payroll System". Institute for Humanities and Cultural Studies, 5 (6 & 7): 89-78.

- Deluna Jr., Loanzon, V. & Tatlonghari, M., (2021). "A nonlinear ARDL model of inflation dynamics in the Philippine economy". *Journal of Asian Economics*, 76: 101-372. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2021.101372

- Elahi, N., Salimi, F. & Masoomzadeh, E., (2016). "Investigating asymmetric effects of monetary shocks on the exchange rate and trade balance, with an emphasis on inflation targeting". *1st International Conference on Applied Economics and Business, ICAEB 2015. Procedia Economics and Finance,* 36: 165 – 176. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(16)30028-4

- Ezzati-Shourgoli, A. & Khodavaisi, H., (2021). "An Estimation of the Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in The Iranian Economy: An Application of the Time-Varying Parameter Models". *QJER*, 21 (1): 29-62 URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-42646-en.html (In Persian).

- Goyal, P., (2020). "What Influences Aggregate Inflation Expectations of Households in India". *Journal Pre-proof. Journal of Asian Economics*. ASIECO 101260. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2020.101260

- Giannellis, K., (2013). "Exchange rate misalignment and inflation rate persistence: Evidence from Latin American countries". *International Review of Economics and Finance,* 25: 202-218. https://doi.org/10.1016/j.iref.2012.07.013

- Ha, J., Mark Stoker, M. & Yilmazkuday, H., (2019). "Inflation in Emerging and Developing Economies: Evolution, Drivers, and Policies (Inflation and Exchange Rate Pass-Through) CHAPTER 5". *World Bank Publications:* 272 – 317. https://doi.org/10.1596/1813-9450-8780

- Hashemi, F., Hosseini, SS., Hozhabr Kiani, K. & Farzin, MR., (2021). "Investigating the Relationship between Inflation and Exchange Rate by Considering the Foreign Exchange Market Pressure Index and the Degree of Intervention of the Central Bank". *Journal of Economic Studies and Policies,* 7 (14): 239-266.

- Isazadeh, S., Morovat, H. & Sharifi, O., (2016). "Simulation of Heterogeneous Inflation Expectations in Iran". *Economic quarterly,* 10 (4): 101-123. (In Persian). https://sanad.iau.ir/Journal/eco/Article/995583

- Krugman, P., (1979). "A Model of Balance-of-Payments Crises". *Journal of Money, Credit and Banking,* 11 (3): 311-325. https://doi.org/10.2307/1991793

- Khataei, M. & Danesh Jafari, D., (2001). "Investigating the Effects of Production, Price Level, Foreign Exchange and Money on Macroeconomic Volatility: A Structural Autoregressive Approach". *Journal of Planning and Budget,* 75: 3-30. (In Persian). DOR: 20.1001.1.22519092.1381.7.3.1.5

- Khoshbakht, A. & Akhbari, M., (2007). "Exchange Rate Pass-Through to Consumer Price Indexes and Import in Iran". *Economics Research*, 7(27): 51-82. https://joer.atu.ac.ir/article_3033.html

- Lee, K., (2013). "Inflation Expectation, Monetary Policy Credibility, and Exchange Rates". *Accepted Manuscript*, Finance Research Letters. FRL 1058.

- Lau, T-M. Y., (2020). "How do monetary transmission channels influence inflation in the short and long run? Evidence from the QQE regime in Japan". *The Journal of Economic Asymmetries,* 21: e 00157. https://doi.org/10.1016/j.jeca.2020.e00157

- Mehrabi Basharabadi, H. & Sharaftmand, B., (2010). "Study on the Impacts of Exchange Rate Shocks and Gap of GDP on Inflation in Iran". *Journal of Knowledge and Development (Scientific and Research)*. 18 (33): 2-20. https://doi.org/10.22067/pm.v17i33.27320

- Naghdi, Y. & Motalebi, M., (2015). "Estimation and Comparison of Core Inflation in Iranian Economy, Utilization of Trimmed Mean and Omission Methods". *Quarterly Quarterly of Rouand,* 22 (69): 15-42. (In Persian).

- Nasir, D. H. & Vod, V., (2020). "Exchange rate pass-through & management of inflation expectations in a small open inflation targeting economy". *International Review of Economics and Finance,* 69: 178-188. https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.04.010

- Odria, L. R. M., Castillo, P. & Rodriguez, G., (2012). "Does the exchange rate pass-through into prices change when inflation targeting is adopted? The Peruvian case study between 1994 and 2007". *Journal of Macroeconomics*, 34: 1154- 1166. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.07.001

- Piraee, Kh. & Pasandeh, K., (2001). "An Empirical Study of the Relationship between Exchange Rate and Inflation in Iran". *Journal of Humanities and Social Sciences,* 1 (4): 61-80. (In Persian). https://jes.journals.umz.ac.ir/article_161.html

- Pesaran, M. H. & Pesaran, B., (1997). *Microfit 4.0 and interactive econometrics software package.* Oxford University press, oxford: 304.

- Pham, T. A. T., Nguyen, T. T., Ali Nasir, M. & Huynh, T. L. D., (2020). "Exchange Rate Pass-Through: A Comparative Analysis of Inflation Targeting and Non-Targeting ASEAN-5 Countries". *Journal Pre-proof. Quarterly Review of Economics and Finance*, *The Quarterly Review of Economics and Finance,* 87: 158-167. https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.07.010

- Rezazadeh, A., Mohammadpour, S., Fatahi, F., (2018). "Fahmideh, Application of the Threshold Vector Autoregression Model (TVAR) in Nonlinear Analysis of Exchange Rate pass-through on Inflation in Iran". *Iranian Journal of Applied Economic Studies,* 7 (27): 51-81. (In Persian).

- Rahimi, R. & Khodaveisi, H., (2019). "The Role of Monetary Policy Credibility on the Exchange Rate Pass-through during the Process of Globalization". *Journal of Economics and Modeling of Shahid Beheshti University,* 10(1): 64-38. https://doi.org/10.29252/ecoj.10.1.37

- Shintani, M., Terada-Hagiwarab, A. & Yabu, T., (2013). "Exchange rate pass-through and inflation: A nonlinear time series analysis". *Journal of International Money and Finance*, 32: 512-527. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.05.024

- Soheili, K., Almasi, M. & Saghaei, M., (2012). "Evaluation of the Effect of Expected Inflation, Liquidity Growth, Imported Inflation Production Gap and Exchange Rate on Inflation Rate in Iran". *Journal of Macroeconomics Research,* 7 (13): 40-60. (In Persian).

- Taylor, J. B., (2000). "Low Inflation, Pass-Through & the Pricing Power of Firms". *European Economic Review*, 44(7): 1389-1408. https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4

- Tavakoli, A., Negin, F. & Karimi, F. (2015). "The Effect of Exchange Rate Fluctuations on Economic Growth and Inflation Rate of Iran, 1340-1388". *Journal of Development and Planning Economics,*4 (1): 1-19. (In Persian). DOR: 20.1001.1.22516263.1394.4.1.1.9

- Tayebi, S. K., Nasrollahi, K., Yazdani, M. & Malekhoseini, S. H., (2015). "Analyzing the Effect of Exchange Rate Pass- Through on Inflation in Iran (1991-2012)". *Journal of Economic Researches of Iran,* 20 (63): 1-36 (in Persian). https://doi.org/10.22054/ijer.2015.4089

- Yazdani, M. & Zare Ghashlaghi, S., (2016). "Investigating Effect of Exchange Shocks on Inflation in Iranian Economy During Seasonal Period 2000-2012". *Quarterly Journal of Applied Economic Studies of Iran,* 5 (17): 171-197 (in Persian). https://doi.org/10.22084/aes.2016.141

- Zubaidi, A. Z., Sirag, A. & Soon, S. V., (2017). *Title: Asymmetric exchange rate pass-through in an emerging market economy: The case of Mexico.* Accepted Manuscript. Research in International Business and Finance. RIBAF 650.

Contents

Investigating the Effect of Climate Change on the Growth of the Gross Domestic Product of Iran's Provinces in Different Periods of Time
Lotfali Azari, Ali Akbar Naji Meidani, Narges Salehnia 9-39

Income Inequality and the Share of Value Added of Industries: The Role of Production Factors Intensity in Iran's Economy
Shahin Keshavarz Rezaei, Mohammad Hassan Zare, Mehdi Hajamini 41-71

The Role of the Unproductive Sector of the Economy and Currency Crisis in Causing Inflation
Mohammad Mostafazadeh, Parviz Davoodi, Aliakbar Arabmazar, Hossein Samsami 73-101

The Study of Monetary Policy Effectiveness Under Different Climate Change Scenarios in Iran
Maysam Nasrindoost, Mohammad Ali Falahi, Ali Cheshomi 103-133

Shadow Price of Water and Agricultural Competitiveness: An Empirical Study for Iran's Selected Agricultural Products Using System Dynamics
Saeed Rasekhi, Saber Shakeri, Shahyar Zaroki, Atena Salmanpour 135-174

Investigating the Asymmetry of Exchange Rate Pass-Through to Expected Inflation in Iran Using NARDL Approach
Mehdi Azimzadeh, Shahram Fattahi, Ali Falahati 175-196

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

52

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 13, No. 52, Winter (2025)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2024): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2024): **Q1**

Concessionaire: **Bu-Ali Sina University**
In collaboration with: **Scientific Association of Regional Development Economy**
Responsible manager: **Saeid Isasazadeh**
Editor-in-Chief: **Mohammad Hassan Fotros**
Executive Director: **Ismaeil Torkamani**
Internal manager and expert: **Khalilollah 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: 081 - 38381192

Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved. **© The Author(s)**
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.*

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

52

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 13 || No. 52 || Winter 2025 ||

- **Investigating the Effect of Climate Change on the Growth of the Gross Domestic ...**
  Lotfali Azari, Ali Akbar Naji Meidani, Narges Salehnia 9-39

- **Income Inequality and the Share of Value Added of Industries: The Role of ...**
  Shahin Keshavarz Rezaei, Mohammad Hassan Zare, Mehdi Hajamini 41-71

- **The Role of the Unproductive Sector of the Economy and Currency Crisis in ...**
  Mohammad Mostafazadeh, Parviz Davoodi, Aliakbar Arabmazar, Hossein Samsami 73-101

- **The Study of Monetary Policy Effectiveness Under Different Climate Change ...**
  Maysam Nasrindoost, Mohammad Ali Falahi, Ali Cheshomi 103-133

- **Shadow Price of Water and Agricultural Competitiveness: An Empirical Study for ...**
  Saeed Rasekhi, Saber Shakeri, Shahyar Zaroki, Atena Salmanpour 135-174

- **Investigating the Asymmetry of Exchange Rate Pass-Through to Expected Inflation ...**
  Mehdi Azimzadeh, Shahram Fattahi, Ali Falahati 175-196