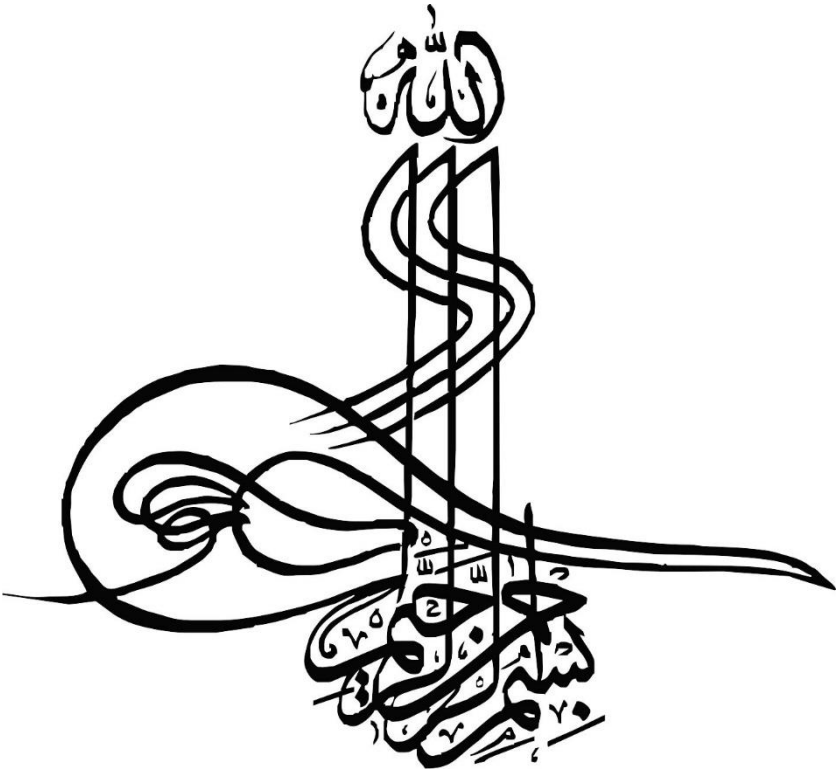
پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه تربیت مدرس

فصلنامه علمی

پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)

سال بیست و پنجم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۴ ـ شماره پیاپی:۹۸

شاپا چاپی: ۱۷۳۵-۶۷۶۸
شاپا الکترونیکی: ۲۹۸۰-۷۸۳۲


بسم الله الرحمن الرحيم

فصلنامه پژوهشـــهای اقتصـــادی (رشد و توسعه پایدار)

فصلنامه علمی ـ پژوهشی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس

با همکاری انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

سال بیست و پنجم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۴

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس

مدیر مسئول: پرستو محمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس – تهران – ایران

سردبیر: مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان – اصفهان – ایران

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

این فصلنامه هم اکنون در پایگاههای زیر نمایه می گردد:

DOAJ
AEA Electronic Indexes (e-JEL & Econlit)
Google Scholar
International Standard Serial Number (ISSN)
ICI Journals Master List (Index Copernicus)

پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC)
پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID)
پایگاه مجلات تخصصی نور وابسته به مرکز تحقیقاتی علوم اسلامی (CRCIS)
پایگاه مجلات تخصصی نور (Noor mags)
بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)

در پنجمین جشنواره بین المللی فارابی(سال ۱۳۹۰)، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) به عنوان فصلنامه علمی-پژوهشی شایسته تقدیر انتخاب شده، و مفتخر به دریافت لوح افتخار از وزیر محترم علوم، تحقیقات و فناوری و نیز سازمان های بین المللی یونسکو و آیسسکو گردیده است

نشانی:تهران، تقاطع بزرگراه‌های شهیدچمران و جلال آل‌احمد، دانشگاه تربیت مدرّس،
پژوهشکده اقتصاد دفتر فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، کد پستی ۱۴۱۱۷۱۳۱۱۶
تلفن : ۸۲۸۸۳۹۰۷ دورنگار:۸۲۸۸۳۹۲۳ پست‌الکترونیکی: jerc@modares.ac.ir
آدرس اینترنتی: http://ecor.modares.ac.ir

راهنمای تنظیم و ارسال مقالات

۱- مقاله ارسالی از **۲۵** صفحه **۳۰** سطری با طول سطر **۱۲** سانتیمتر (هر صفحه **۳۵۰** کلمه) تجاوز نکند.

حاشیه مقاله: بالا **۳** سانتیمتر، پایین **۱** سانتیمتر، راست **۲,۵** سانتیمتر و چپ **۲** سانتیمتر

قلم متن فارسی B Nazanin معمولی با اندازه **11.5** و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه **10.5** باشد.

قلم پاورقی فارسی B Nazanin معمولی با اندازه **10.5** و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه **9** باشد.

تمام عددهای داخل متن (به جز پانویس انگلیسی) و جدولها به فارسی باشند.

۲- فایل اصل مقاله در قالب word و مطابق با فرمت نشریه به راهنمای نویسندگان در سایت فصلنامه مراجعه فرمایید.

۳ـ جهت ارسال مقاله به آدرس الکترونیکی فصلنامه http://ecor.modares.ac.ir/ و یا www.jecon.ir مراجعه و پس از ثبت نام و دریافت شناسه کاربری نسبت به ارسال مقاله خود اقدام فرمایید

۴ـ مقاله ارسالی باید دارای بخشهای زیر باشد:

الف) چکیده فارسی مقاله، حداکثر در **۲۵۰** کلمه و چکیده انگلیسی آن مبسوط (**۷۵۰** تا **۱۰۰۰** کلمه) باشد.

ب) واژگان کلیدی فارسی و معادل انگلیسی آنها (حداکثر ۵ واژه).

ج) معرفی نویسنده (نام و نام خانوادگی، مدرک تحصیلی، رشته و گرایش، رتبه علمی، آدرس محل کار، تلفن تماس محل کار، نمابر و پست الکترونیکی برای درج در فصلنامه).

د) درج معادل لاتین اسامی و اصطلاحات مهجور در پایین هر صفحه ضروری است.

ه) درج JEL (طبقه‌بندی موضوعی) در انتهای واژگان کلیدی؛ برای طبقه‌بندی JEL می‌توانید از آدرس اینترنتی https://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html استفاده نمایید.

۵ـ در سازماندهی مقاله، این ترتیب رعایت شود: عنوان مقاله، نام نویسندگان، چکیده فارسی، واژگان کلیدی، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، متن مقاله، نتیجه‌گیری، فهرست منابع و مآخذ و چکیده انگلیسی مبسوط.

۶ـ روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این شکل نوشته شود: نام خانوادگی نویسنده، تاریخ انتشار و شماره جلد و شماره صفحه (مظفر ۱۳۷۵، ج۱، ص ۱۱) در صورت تکرار بلافاصله همان منبع، کلمه همان با شمارهٔ جلد و صفحه آورده شود.

تمامی منابع باید براساس استاندارد رفرنس‌نویسی APA باشد. لیست منابع باید ابتدا به‌ترتیب الفبایی مرتب و به زبان انگلیسی نوشته شوند.

الف) برای کتاب: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، نام کتاب، نام مترجم، محل انتشار، نام ناشر، شماره چاپ، تاریخ انتشار، شماره جلد.

ب) برای مقاله: نام خانوادگی، نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام نشریه و شماره مجله.

ج) پی‌نوشتهای توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

درج شناسه DOI (درصورت وجود) در انتهای هر رفرنس الزامی است.

در انتهای منابع فارسی که به انگلیسی برگردان شده است ضروری است عبارت **[In Persian]** در انتهای منبع داخل پرانتز ذکر شود.

۷- سپاسگزاری: یکی از بخش‌های مقاله سپاسگزاری از تأمین کنندگان بودجه و امکانات و اشخاص دیگر که در انجام تحقیق کمک کرده‌اند، می‌باشد. اسامی سازمان‌های تامین‌کننده باید به‌طور کامل و مطابق با معیارهای سازمان مورد نظر ذکر شود.

سایر نکات

مقاله ای که فرمت نشریه را دارا نباشد در جلسه هیات تحریریه نشریه مطرح نمی‌شود.

مسئولیت صحت مطالب به عهده نویسنده(گان)است.

هیأت تحریریه در رد و ویرایش مقالات مجاز است.

فصلنامه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس
سال بیست و پنجم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۴

فهرست مطالب

عنوان **صفحه**

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 1-30

https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13655

Environmental Pollution and Green Tax in Iron Ore Mine of Gol Gohar

Saeideh Shahabi Rabori[1], Sadegh Khalilian[2], Seyed Habibollah Mosavi[3], Hamed Najafi Alamdarlo[4]

1. Ph.D. Student of Agricultural Economics, Agriculture Faculty, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. E-mail: s.shahabi@modares.ac.ir
2. Full Professor of Agricultural Economics, Agriculture Faculty, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: khalil_s@modares.ac.ir
3. Associate Professor of Agricultural Economics, Agriculture Faculty, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. E-mail: shamosavi@modares.ac.ir
4. Associate Professor of Agricultural Economics, Agriculture Faculty, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. E-mail: hamed_najafi@modares.ac.ir

Abstract

One of the most important concerns related to industrialization is the effects and environmental consequences of industrial activities. Therefore, achieving the necessary solutions to control such consequences is vitally important. Minerals are essential for human survival. In this study, the economic effects of environmental pollutants of Gol Gohar Iron Mine in Sirjan (Southeastern Iran), is investigated using the input distance function model from 2001 to 2022. Through calculating the shadow price of pollutants, a criterion for determining the green tax is determined, and then the amount of social cost resulting from the emission of pollutants is calculated. The products of Gol Gohar Iron Ore Complex in Sirjan, include granulated iron ore, iron ore concentrate and pelletized in the production process. The most greenhouse gases and air pollutants are related to carbon dioxide (CO2), sulfur oxides (Sox), nitrogen oxides (Nox) and particulate matter (SPM). According to the obtained results, the average shadow price for air pollutants in Gol Gohar complex for CO2, Sox Nox, and SPM was calculated as 454, 5798,2998, and 1355 rials per kilogram respectively. Moreover, the average total social costs resulting from the production of Gol Gohar Sirjan Complex was calculated as 11793.5 billion Rials according to the amount of pollution produced over the period. The estimation of environmental costs is actually an introduction to providing solutions for internalizing and reducing environmental costs, using the input distance function model and the shadow price of environmental pollutants in the industrial and mineral complex of Gol Gohar, Sirjan.

Article information

Review History:

Received: Jan. 15, 2024

Revised: Jan. 22, 2024

Accepted: Feb. 6, 2024

Keywords:

Environmental

Pollutants

Input Distance Function

Shadow Price Social Cost

JEL Classification:

Q53, C02, Q51

Corresponding Author:

khalil_s@modares.ac.ir

Aim and Introduction

Today, the environment is considered as one of the most important pillars of sustainable development, and the development of other economic and social sectors depends on its sustainability and proper functioning. Environmental pollution has become one of the main challenges of countries. Environmental health is currently one of the most critical concerns of people and officials round the world. Almost all managers and decision makers believe that this national wealth should be protected not only for the current generation but also for future generations, since the pollutants caused by industries are highly costly and detrimental to health.

Active industries are one of the main sources of environmental pollution. One of the necessary conditions for economic progress and the introduction of extensive structural changes in economic and technological fields is industrialization and industrial development. In the production process, using production inputs whose main source is the environment, in addition to desirable outputs such as consumer goods, undesirable outputs such as environmental pollutants are also produced. If the number of outputs is not controlled and disproportionate, the losses from undesirable outputs will be greater than the benefits of desirable products in such a way that damages to the environment would be irreparable and sustainable development less likely to be achieved.

One of the most important concerns related to industrialization is the effects and environmental consequences of industrial activities. Therefore, achieving the necessary solutions to control such consequences is vitally important. Minerals are essential for human survival, but their extraction and processing are not environmentally friendly practices which contribute to problems such as soil erosion, air and water pollution. On the other hand, mineral sector is one of the largest energy consumers which has active contribution to air pollution and global warming. The main purpose of this study is to investigate the economic effects of Gol Gohar mine in Sirjan. For this purpose, it is intended to determine the type and amount of pollutants released from this complex, and also to determine the amount of the green tax of the complex as a solution to reduce pollution and examine the social welfare resulting from reducing pollution.

Methodology

In this study, the economic effects of environmental pollutants of Gol Gohar Iron Mine in Sirjan (Southeastern Iran), is investigated using the input distance function model from 2001 to 2022. Through calculating the shadow price of pollutants, a criterion for determining the green tax is determined, and then the amount of social cost resulting from the emission of pollutants is calculated.

The shadow price of the undesirable output is the cost that the producer must bear if they plan to reduce the production of the undesirable output. In fact, it can be

interpreted as the marginal cost of reducing pollution for each producer. Therefore, the shadow price of the desirable output is considered positive and equal to the market price of that output, but the shadow price of the undesirable output must be estimated to be less than zero.

Findings

The products of Gol Gohar Iron Ore Complex in Sirjan, include granulated iron ore, iron ore concentrate and pelletized in the production process. The most greenhouse gases and air pollutants are related to carbon dioxide (CO2), sulfur oxides (Sox), nitrogen oxides (Nox) and particulate matter (SPM). According to the obtained results, the average shadow price for air pollutants in Gol Gohar complex for CO2, Sox Nox, and SPM was calculated as 454, 5798,2998, and 1355 rials per kilogram respectively. Moreover, the average total social costs resulting from the production of Gol Gohar Sirjan Complex was calculated as 11793.5 billion Rials according to the amount of pollution produced over the period.

Discussion and Conclusion

The estimation of environmental costs is actually an introduction to providing solutions for internalizing and reducing environmental costs, using the input distance function model and the shadow price of environmental pollutants in the industrial and mineral complex of Gol Gohar, Sirjan. The title of the largest producer of iron ore in the country was calculated, and the social cost resulting from the emission of pollutants was also evaluated. Finally, in this study, solutions and mechanisms for reducing environmental costs have been proposed.

Considering that the ability to absorb pollutants by the environment is limited, the shadow price of pollutants, which represents their real social cost, should be taken into consideration. The damages should also be determined based on the shadow price of the pollutants. In other words, the amounts of pollutant emission should be calculated and while taking into account the allowed limit of pollutant emission and shadow prices, based on a legal plan, the environmental costs should be reimbursed. Taking such measures would surely require more studies and capable executive management system.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۱ تا ۳۰
https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13655

بررسی اثرات اقتصادی انتشار آلودگی‌های زیست‌محیطی و برآورد مالیات سبز در معادن سنگ آهن (مطالعهٔ موردی: مجتمع صنعتی و معدنی گل گهر سیرجان)

سعیده شهابی رابری[۱]، صادق خلیلیان[۲]، سید حبیب‌الله موسوی[۳]، حامد نجفی علمدارلو[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران s.shahabi @modares.ac.ir
۲. استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول) khalil_s@modares.ac.ir
۳. دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران shamosavi@modares.ac.ir
۴. دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران hamed_najafi@modares.ac.ir

چکیده

یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های مربوط به صنعتی شدن، آثار و تبعات زیست‌محیطی فعالیت‌های صنعتی است. استخراج و فرآوری مواد معدنی، نقش مهمی در مشکلات زیست‌محیطی از قبیل فرسایش خاک، آلودگی هوا و آب ایفا می‌کند و از طرفی، این بخش، یکی از بزرگ‌ترین مصرف‌کنندگان انرژی است و باعث آلودگی محیط زیست می‌شود. در این مطالعه به بررسی آثار اقتصادی و زیست‌محیطی حاصل از فعالیت معدن گل گهر سیرجان در بازهٔ زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۰ با استفاده از روش تابع مسافت نهاده پرداخته شده است. تولیدات مجموعه سنگ آهن گل گهر سیرجان شامل سنگ آهن دانه‌بندی‌شده، کنسانتره سنگ آهن و گندله‌سازی می‌باشد که در روند تولید، بیشترین گازهای گلخانه‌ای و آلاینده‌های هوا مربوط به گازهای دی‌اکسید کربن، اکسیدهای گوگرد، اکسیدهای نیتروژن و ذرات ریز معلق در هوا است. طبق نتایج به‌دست آمده، میانگین قیمت سایه‌ای برای آلاینده‌های هوا در مجموعه گل گهر برای CO_2، Sox، Nox و SPM به ترتیب، برابر با۴۵۴، ۵۷۹۸، ۲۹۹۸ و ۱۳۵۵ ریال به‌ازای هر کیلوگرم محاسبه شد. همچنین میانگین هزینه‌های کل اجتماعی حاصل از تولید مجموعه با توجه به میزان تولید آلاینده‌ها در دوره مورد نظر، مبلغ ۱۱۷۹۳/۵ میلیارد ریال محاسبه شد. لذا به منظور درونی‌سازی هزینه‌های زیست‌محیطی در راستای تحقق توسعه پایدار، قیمت‌های سایه‌ای محاسبه‌شده می‌تواند معیاری برای تعیین مالیات سبز برای مجموعه‌های سنگ آهن باشد و یافته‌های چنین مطالعاتی، می‌تواند زمینه‌ای برای برنامه‌ریزی مسئولان اقتصادی ایجاد کند.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۲۵
بازنگری: ۱۴۰۲/۱۱/۲
پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۱۷

کلمات کلیدی:
آلاینده‌های زیست‌محیطی،
تابع مسافت نهاده،
قیمت سایه‌ای،
هزینه اجتماعی

طبقه‌بندی JEL:
Q53, $C0_2$, Q51

نویسنده مسئول:
khalil_s@modares.ac.ir

۱. مقدمه

امروزه محیط زیست به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ارکان توسعه پایدار قلمداد می‌شود و توسعه سایر بخش‌های اقتصادی و اجتماعی در گروِ پایداری و کارکرد صحیح آن معنا پیدا می‌کند. آلودگی محیط زیست، به یکی از چالش‌های اصلی کشورها تبدیل شده است. سلامت محیط زیست، یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های فعلی مردم و مسئولین در دنیا است و همه مدیران و تصمیم‌گیران معتقدند باید این ثروت ملی را نه تنها برای نسل حاضر بلکه برای نسل‌های آینده محافظت کرد، زیرا آلاینده‌های ناشی از صنایع، هزینه‌های زیادی را برای سلامت می‌گذارد (بابازاده خامنه، ۱۳۹۵).

از نظر بسیاری از دانشمندان، سطوح بالاتری از فعالیت‌های اقتصادی (تولید یا مصرف) نیازمند انرژی و مواد اولیهٔ بیشتری است و درنتیجه، مقادیر بیشتری مواد زائد فرعی ایجاد می‌شود. استخراج رو به افزایش منابع طبیعی، تجمع مواد زائد و تمرکز آلاینده‌ها از ظرفیت تحمل زیست کره بالاتر خواهد رفت و به تخریب محیط زیست منجر می‌شود و در واقع، به‌رغم افزایش سطح درآمد، منجر به کاهش رفاه انسان‌ها خواهد شد. علاوه بر این، تخریب منابع طبیعی، نهایتاً فعالیت اقتصادی را با خطر مواجه می‌کند. از نظر متخصصین علوم طبیعی به‌طور عام و علوم زیست‌محیطی به‌طور خاص، آلودگی عبارت است از جریان پسماندها و مواد زائد ناشی از فعالیت‌های اقتصادی که وارد محیط زیست می‌شود. به عبارت دیگر، حضور هر ماده یا انرژی که ماهیت، موقعیت یا کمیت آن، پیامدهای ناخواسته بر محیط زیست بگذارد، آلودگی خوانده می‌شود (کالان اسکات.جی[1]، ۲۰۰۰).

تأثیر متقابل اقتصاد و محیط زیست نیز بر یکدیگر واقعیتی غیرقابل چشم پوشی است، به‌گونه‌ای که هر تصمیم اقتصادی مستقیماً بر محیط زیست تأثیر می‌گذارد و سیاست‌های زیست‌محیطی نیز اقتصاد را متأثر می‌کند. یکی از این سیاست‌های کلان اقتصادی، سیاست مالی است. در بین انواع مالیات‌ها، تنها پایه مالیاتی که کمترین عدم کارآیی را به جامعه تحمیل می‌کند، مالیات‌های زیست‌محیطی است. مالیات سبز که بر انواع آلودگی‌های محیط زیستی اعمال می‌شود، نه تنها کارآیی را خدشه دار نمی‌کند، بلکه به دلیل کاهش هزینه‌های ناشی از آلودگی، فایده اجتماعی را نیز افزایش می‌دهد. این نوع مالیات که اغلب بر پایه هزینه وضع می‌شود، اصطلاحاً (مالیات سبز) می‌گویند.

مالیات سبز بر تولیدکننده آلودگی وضع می‌شود و پس از احتساب مالیات، هزینه‌های خصوصی طرف تولیدکننده آلودگی با هزینه‌های اجتماعی فعالیت، مساوی می‌باشد. یک ایدهٔ اساسی برای مالیات سبز، این است که تولید فقط باید با منفعت زیست‌محیطی همراه باشد. افزون بر این، باید باعث بهبود کارآیی و اشتغال شود که در اصطلاح، این تأثیر را (سود مضاعف) می‌نامند. در نتیجه دریافت این نوع مالیات از کارخانجات و کسانی که باعث آلودگی محیط زیست می‌شوند، علاوه بر اینکه باعث کاهش آلودگی محیط زیست می‌شود، می‌تواند به‌عنوان یک منبع درآمدی برای دولت در

1. Callan, Scott J. (2000)

این زمینه به حساب آید. از طرفی، جمع‌آوری این نوع مالیات، باعث کاهش هزینه‌های زیست‌محیطی و ثبات اقتصادی نیز می‌گردد (پژویان و امین رشتی، ۱۳۸۶).

از دیدگاه دیگر، مالیات سبز را می‌توان "قرار دادن مالیات بر فعالیت ها و کالاهایی که باعث ایجاد عوارض بر مردم و شهروندان و همچنین تخریب محیط زیست می‌گردد"، تعریف نمود. در این دیدگاه، تأکید اصلی بر اخذ عوارض و مالیات از فعالیت‌هایی همچون فعالیت کارخانجات و کارگاه‌ها و همچنین کالاهای تولیدی می‌باشد که به نوعی بر محیط زیست و اکوسیستم‌ها (که ممکن است انسان نیز در آن دخیل باشد)، تأثیر مخرب و منفی دارد. در این دیدگاه، با توجه به اینکه سیاست‌های اجرایی در جهت گرفتن عوارض و مالیات از شهروندان و یا صاحبان مشاغل مختلف می‌باشد، لذا لازم است که از جوانب مختلف مورد بررسی قرارگیرد (رضایی، ۱۳۸۸).

گسترش پایه‌های مالیاتی، بهترین گزینه برای افزایش درآمدهای مالیاتی به‌ویژه از طریق مالیات زیست‌محیطی است. در واقع، استفاده از مالیات‌های زیست‌محیطی، روشی نوین برای تخصیص بهینه منابع در راستای افزایش رفاه اجتماعی است (پایتختی اسکویی و ناهیدی، ۱۳۸۶).

معدن‌کاری به‌عنوان یکی از فعّالیت‌هایی که منابع معدنی را مورد بهره‌برداری قرار می‌دهد، نقشی حیاتی در بسیاری از کشورها دارد؛ به‌گونه‌ای که بهره‌برداری از مواد معدنی فلزی و غیرفلزی و صنایع وابسته به آنها، بخش عمده درآمد و اشتغال‌زایی این کشورها را تشکیل می‌دهد. بهره‌برداری از این منابع، علاوه بر اقتصاد، در توسعه اجتماعی نیز نقش تعیین کننده‌ای دارد. در عین حال، معادن و صنایع معدنی، آثار زیست‌محیطی بسیار گسترده‌ای بر منابع آب، خاک، هوا و موجودات زنده دارند (جیانوپولو[1]، ۲۰۰۶).

در فاز بهره‌برداری از معدن سنگ آهن به‌دلیل فعالیت‌های گوناگون از جمله کندوکاو، ساخت‌وسازهای گوناگون، حمل‌ونقل، فعالیت کارخانه‌های گندله سازی، تولید کنسانتره و به‌کارگیری تجهیزات، تغییراتی در محیط زیست به‌صورت اثرات منفی ایجاد می‌گردد. برخی اثرات، ماهیت برگشت پذیر دارند که پس از پایان عملیات ساخت‌وساز در صورت توجه به مسائل زیست‌محیطی در طول دوره بهره‌برداری و اتمام عملیات معدنی، می‌تواند از بین رفته و محیط به حالت اولیه خود بازگردد. از طرفی، آلودگی هایی مانند آلودگی‌های هوا ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی، گازهای آلاینده و سمی حاصل از انفجار در پیت معدن، ریزگردهای حاصل از حفاری و استحصال و آلودگی‌های ناشی از تولیدات کارخانه‌های موجود در مجموعه برخی از اثرات منفی هستند که اثرات ماندگاری بر محیط زیست وارد می‌کنند. اثرات افزایش گازهای گلخانه‌ای موجود در جو می‌تواند محدوده‌های فراتر از مجموعه معدن را تحت‌تأثیر خود قرار دهد.

در روند حرکت جهانی به‌سوی توسعه پایدار، توجه به آسیب‌های زیست‌محیطی ناشی فعالیت‌های اقتصادی، امری ضروری محسوب می‌شود. دراین‌راستا، توجه به میزان انتشار گازهای آلاینده و

1. Giannopoulou (2006)

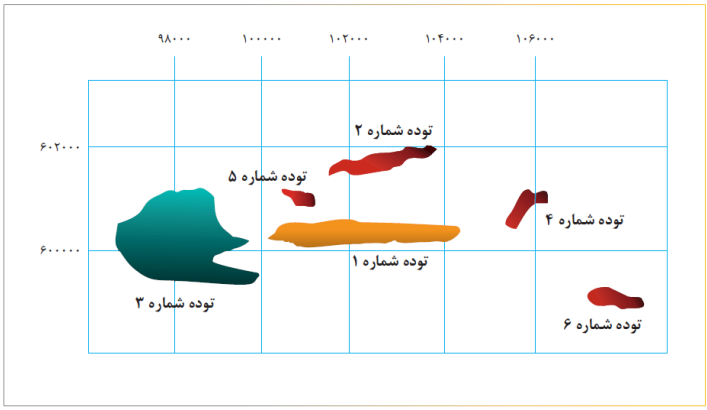
گلخانه‌ای ناشی از بخش‌های مختلف مجتمع گل گهر سیرجان به‌عنوان یکی از مطرح‌ترین قطب‌های فعال معدنی، صنعتی در خاور میانه، به لحاظ اثرات محلی، منطقه‌ای، از اهمیت بسزایی برخوردار است. به همین منظور، در این مطالعه، به تعیین قیمت سایه‌ای گازهای گلخانه‌ای ناشی از تولیدات سنگ آهن مجموعه می‌پردازیم. بیشترین گازهای آلاینده منتشر شده از عملیات حفاری تا تولید کنسانتره و گندله سنگ آهن در مجموعه گل گهر سیرجان، شامل اکسیدهای نیتروژن و اکسیدهای گوگرد و دی اکسید کربن و ذرات ریز معلق در هوا می‌باشند که در این مطالعه به بررسی قیمت سایه‌ای این آلاینده‌های هوا و هزینه اجتماعی حاصل از تولید آن‌ها در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۰ پرداخته شده است.

سنگ آهن، یکی از مهم‌ترین سنگ‌های معدنی است و ماده‌ای استراتژیک محسوب می‌شود. به گزارش سازمان زمین شناسی آمریکا، مجموع ذخایر سنگ آهن خام جهان در سال ۲۰۲۲ میلادی، ۱۸۰میلیارد تن و میزان ذخیره آهن آن ۸۵ میلیارد تن برآورد شده است که از این میان، استرالیا با دارا بودن ۵۱ میلیارد تن از این ذخایر در رتبه نخست جهان قرار دارد. برزیل و روسیه نیز به ترتیب، با ۳۴ و ۲۹ میلیارد تن ذخایر سنگ آهن، در رتبه‌های دوم و سوم جهان ایستاده اند.

ایران با در اختیار داشتن ۲ میلیارد و ۷۰۰ میلیون تن ذخایر سنگ آهن خام، به‌عنوان نهمین کشور در فهرست ۱۰ کشور برتر دارای ذخایر این ماده معدنی در جهان قرار دارد. بیشترین معادن سنگ آهن کشور در استان‌های یزد، کرمان، مرکزی و خراسان جای گرفته‌اند. مهم‌ترین معادن سنگ آهن کشور، گل گهر، سنگان، چغارت، سه چاهون، چادرملو، زرند و چاه گز است. در عین حال، ایران در سال ۲۰۲۲ میلادی توانست با تولید ۷۵ میلیون تن رتبه هشتم جهانی تولید این ماده معدنی استراتژیک را در جهان به خود اختصاص دهد (گزارش مالی شرکت معدنی و صنعتی گل گهر، ۱۴۰۱).

منطقه معدنی و صنعتی گل گهر با داشتن معادن غنی از سنگ آهن به‌عنوان یکی از مطرح‌ترین قطب‌های فعال معدنی، صنعتی در خاور میانه است که دارای قابلیت‌های بسیاری برای تبدیل شدن به یک منطقه بزرگ و رقابتی در سطح ایران و حتی جهان می‌باشد. شرکت معدنی و صنعتی گل گهر یکی از شرکت‌های فعال این منطقه می‌باشد که نقش مهمی در سیاست‌گذاری و مدیریت منطقه برعهده دارد. این ناحیه معدنی، در سال ۱۳۸۴ مورد شناسایی قرار گرفت. کانسار سنگ آهن گل گهر در شش آنومالی مجزا در مجموع با ذخیره ای در حدود ۱۲۰۰ میلیون تن در محدوده‌ای به طول تقریبی ۱۰ کیلومتر و عرض تقریبی ۴ کیلومتر قرار گرفته است که آنومالی شماره ۳ آن که بزرگ‌ترین آنومالی این کانسار آهنی است ،با ظرفیت بالغ بر ۶۰۰ میلیون تن، متعلق به شرکت گهر زمین است. با توجه به مطالعات ژئوفیزیکی اولیه، مجموع ذخایر ۶ گانه گل گهر، بیش از یک میلیارد و ۱۳۵ میلیون تن تخمین زده شده که با توجه به مطالعات اکتشافی انجام شده اخیر، ذخایر موجود بیش از این مقدار نیز برآورد می‌شود. این شرکت در حال حاضر، با ظرفیت تولید بیش از ۱۵ میلیون تن کنسانتره و بیش از ۱۰ میلیون تن گندله بزرگ‌ترین تولید کننده کشور می‌باشد. این ذخایر معدنی

در استان کرمان و در ۵۰ کیلومتری جنوب غربی شهرستان سیرجان واقع، و از شش توده معدنی تشکیل شده است:



شرکت معدنی و صنعتی گل گهر با کسب سهم ۲۰/۳ درصدی، رتبه اول کشور در تولید گندله و با کسب سهم ۲۱/۷۹ درصدی، رتبه دوم کشور در تولید کنسانتره سنگ آهن در سال ۱۴۰۱ را به خود اختصاص داده است (گزارش مالی شرکت معدنی و صنعتی گل گهر، ۱۴۰۱).

اهداف

زیربنایی‌ترین فعالیت‌ها به هنگام طراحی عملیات استخراج سنگ آهن، تولید مستمر و بهینه، اکتشاف مطلوب مواد اولیه، تولید استاندارد و با کیفیت و در نظر گرفتن ملاحظات زیست‌محیطی است. عدم توجه کافی به مسائل زیست‌محیطی در اکتشاف و بهره‌برداری نه‌تنها کیفیت مطلوب آهن و فولاد را به‌دنبال نخواهد داشت، بلکه به‌دلیل اثرات غیرقابل جبران به محیط زیست و هزینه‌های زیست‌محیطی و اجتماعی تخریب‌ها، می‌تواند تولید و بهره‌برداری را دچار اختلال نماید.

در فاز بهره‌برداری از معدن به‌دلیل فعالیت‌های گوناگون از جمله کندوکاو، ساخت‌وسازهای گوناگون، حمل‌ونقل، فعالیت کارخانه‌های گندله سازی، تولید کنسانتره و به‌کارگیری تجهیزات، علاوه بر تولیدات مطلوب، آلاینده‌های زیست‌محیطی از جمله گازهای گلخانه‌ای و آلاینده نیز تولید می‌شود. بیشترین علت انتشار گازهای آلاینده در معدن روباز سنگ آهن گل گهر سیرجان، ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی در فرایند حفاری و استحصال تا مرحله تولید کنسانتره و گندله می‌باشد؛ به طوری که مصرف ماهیانه سوخت گازوئیل و بنزین مجموعه به ترتیب ۵۵۰۰۰۰۰ و ۳۵۰۰۰ لیتر برای دستگاه‌های معدنی و خودروهای سبک می‌باشد (طرح جامع مدیریت محیط زیست معدن سنگ آهن گهرزمین، ۱۳۹۷).

اثرات افزایش گازهای گلخانه‌ای موجود در جو می‌تواند محدوده‌ای فراتر از مجموعه معدن را تحت تأثیر خود قرار دهد. لذا در این مطالعه، به بررسی اثرات اقتصادی آلاینده‌های هوا در معدن سنگ

آهن گل گهر سیرجان با استفاده از مدل تابع مسافت نهاده در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۰ می‌پردازیم و با محاسبه قیمت سایه‌ای آلاینده‌ها، معیاری برای تعیین مالیات سبز تعیین می‌شود و سپس میزان هزینه اجتماعی حاصل از انتشار آلاینده‌ها محاسبه می‌شود. همچنین تاکنون مطالعه‌ای به بررسی اقتصادی آلودگی هوا ناشی از فعالیت سنگ آهن معدن گل گهر سیرجان و تعیین مالیات زیست‌محیطی نپرداخته است؛ لذا این ضرورت برای انجام مطالعه احساس شد.

۲. پیشینه پژوهش

مطالعاتی در زمینه بررسی آلودگی زیست‌محیطی معادن و برآورد قیمت سایه‌ای آلاینده‌های زیست‌محیطی انجام گرفته که به چند مورد اشاره می شود.

بهارلوئی (۱۴۰۱)، در مطالعه‌ای به ارزیابی اثرات زیست‌محیطی ناشی از فعالیت‌های معدن کاری پرداخت نتایج، نشان داد که نمودارهای مربوط به غلظت فلزات سنگین همچون سرب، روی، آرسنیک، کادمیم و نیکل در نمونه‌های برداشت شده از آب آشامیدنی، کشاورزی و نمونه خاک نزدیک به اماکن فعال معدنی، میزان غلظت این فلزات را نسبت به استانداردهای جهانی زیست‌محیطی بسیار بالاتر نشان می‌دهد که این امر، بیانگر انتقال آلاینده‌ها از کیک‌ها و پساب‌های صنعتی و معدنی به آب و خاک منطقه است.

سلطانی (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای، اثرات زیست‌محیطی معدن کاری و فرآوری در معدن سنگ آهن گل گهر سیرجان را بررسی کردند. بدین منظور تعداد ۱۰۹نمونه خاک سطحی، ۷ نمونه باطله معدنی، ۶۰ نمونه گیاه، ۱۰نمونه غبار برجا و ۷۴ نمونه غبار معلق در اندازه PM10، PM2.5 و TSP برداشت و غلظت عناصر بالقوه سمی در آن‌ها اندازه گیری شد. نتایج غلظت عناصر در خاک سطحی و گیاه، نشان داد که نمونه‌های باطله معدنی و خاک و گیاه نزدیک معادن و کارخانه‌های فرآوری آلوده به عناصر بالقوه سمی هستند و می‌توانند طی انتقال ذرات غبار نهشته شده بر خاک سطحی و گیاهان و ذرات خشک آزاد شده از کومه‌های باطله معدنی منتقل شوند. نتایج غلظت جرمی ذرات غبار معلق، نشان داد که غلظت جرمی نمونه‌های غبار در محیط‌های داخل کارخانه‌های فرآوری از استاندارد ملی کیفیت هوای محیط طی بیست و چهار ساعت و همچنین استاندارد سازمان جهانی بهداشت بیشتر است.

وی و ژنگ[1] (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای درخصوص استفاده از عملکرد تابع فاصله ستانده جهت به‌دست آوردن قیمت سایه‌ای آلاینده‌های CO_2 و SO_2 در چین انجام شده است، توزیع قیمت سایه‌ای تخمینی نشان داد که استان‌های ساحلی شهرداری‌ها دارای قیمت سایه‌ای CO_2 بالاتری هستند؛ اما قیمت سایه ای SO_2 پایین‌تر محاسبه گردید، در حالی که استان‌های شمال شرقی برعکس بودند.

1. Wei & Zhang (2020)

برخلاف قیمت سایه ای SO_2 که در نوسان است، قیمت سایه‌ای CO_2 در دوره مطالعه، نسبتاً پایدار بود.

همچنین در مطالعه دیگری او و هی[1] (۲۰۱۹)، با استفاده از عملکرد تابع فاصله ستانده، قیمت‌های سایه‌ای SOx و NOx را در بخش انرژی کشور چین برای پاسخ به‌این سوال که بنگاه‌های تولیدی با چه قیمتی میزان مجاز انتشار آلایندگی خود را به دست می‌آورند، مورد بررسی قرار دادند. نتیجه حاصل از این مطالعه، مؤید این موضوع است که از آنجا که سیاست‌های حفاظت از محیط زیست، اغلب منجر به کاهش چندین آلاینده به‌صورت همزمان می‌شود، درصورت محاسبه قیمت آلاینده‌ها با فرض چندین آلاینده، تصمیمات زیست‌محیطی کاراتری از طرف دولت اتخاذ خواهد گردید.

یانگ و همکاران[2] (۲۰۱۷)، با استفاده داده‌های استانی کشور چین، کارآیی زیست‌محیطی و هزینه نهایی کاهش انتشار دی اکسیدکربن را از روش پارامتریک مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ایجاد محدودیت برای انتشار در طی این دوره، هزینه بیشتری ایجاد کرده و به همین دلیل، قیمت سایه‌ای نیز روند افزایشی داشته است. همچنین برای دستیابی به اهداف کاهش انتشار در سطح ملی، باید در این کشور طرح‌های منطقه‌ای کربن اجرا شوند (ژائو و همکاران[3] ۲۰۱۷).

کوان و همکاران[4] (۲۰۰۵)، به ارزیابی هزینه‌های مورد نیاز برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای پرداختند. نتایج نشان داد، بخش صنعت از بزرگ‌ترین آلوده‌کنندگان هوا در کره جنوبی است و حجم وسیعی از گازهای گلخانه‌ای، ستاندهٔ بد تولیدی صنعت در این کشور می‌باشد و هزینه نهایی برای کاهش هر تن اکسید سولفور، دی اکسید کربن و اکسید نیتروژن، بسته به طرح‌های زیست‌محیطی مختلف، متفاوت می‌باشد و قوانین زیست‌محیطی کنونی، شرایط حداقل کردن هزینه‌های انتشار گازهای گلخانه‌ای را فراهم نمی‌کند.

نجفی علمدارلو و شمشادی (۱۳۹۷)، به برآورد قیمت سایه‌ای CO_2 در مراحل تولید و توزیع گندم ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه، نشان داد که قیمت سایه‌ای دی اکسید کربن در مراحل تولید و توزیع، به ترتیب، برابر با ۷۶۳۰۰ و ۸۵۲۴۰۰ ریال است.

علی پور و همکاران (۱۳۹۳)، به ارزیابی هزینه انتشار گاز گلخانه‌ای کربن دی اکسید حاصل از توسعه بخش کشاورزی با استفاده از تابع مسافت پرداختند. نتایج نشان داد، در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۱ میانگین زیان سالانه انتشار هر کیلوگرم دی اکسید کربن ناشی از مصرف سوخت در بخش کشاورزی، ۱۴۱ ریال بوده است.

1. Ou & He (2019)
2. Yang et al. (2017)
3. Zhao, J. et al. (2017)
4. Kown et al. (2005)

جعفرنیا و اسماعیلی (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای، به بررسی آلاینده‌های زیست‌محیطی پرواربندی گوساله‌ها در شیراز با استفاده از تابع مسافت ستانده محور پرداخت. نتایج نشان می‌دهد، میزان درآمد و کارآیی تولید با کاهش آلاینده افزایش می‌یابد و اعطای یارانه‌های زیست‌محیطی، سبب کاهش میانگین هزینه کاهش انتشار خواهد شد.

اسماعیلی و محسن پور (۱۳۸۹)، به تعیین قیمت سایه‌ای آلاینده‌های هوا در نیروگاه‌های کشور با استفاده از تابع مسافت نهاده پرداختند. در آن بررسی، قیمت سایه‌ای آلاینده‌های اکسیدهای نیتروژن و اکسیدهای گوگرد برآورد شد. نتایج نشان داد، قیمت سایه‌ای آلاینده‌ها، بیش از آنچه توسط سازمان حفاظت محیط زیست و بانک جهانی ارائه شده، می‌باشد. لذا پیشنهاد شد که خسارت اخذ شده براساس قیمت سایه‌ای آلاینده‌ها تعیین گردد تا خسارت با میزان زیان وارده تطابق داشته باشد.

بلالی و همکاران (۱۳۹۷)، نرخ بهینه مالیات سبز بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در گاوداری‌های شیری استان همدان را با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ با روش (ISUR) برآورد کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که ۱/۱ درصد از درآمد گاوداری‌ها، میزان بهینه مالیات سبز است که برای کاهش آلودگی و گاز متان، باید این میزان مالیات اعمال شود.

امیرتیموری (۱۳۹۲)، در رساله دکتری خود، به بررسی اثر آلودگی هوا ناشی از فعالیت مجتمع مس سرچشمه بر بخش کشاورزی منطقه و برآورد میزان بهینه اجتماعی آن پرداختند. در این مطالعه، تمایل به پرداخت افراد برای کاهش انتشار گاز SO_2 منتشر شده از این مجتمع با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط تعیین شد و میزان مالیات بهینه اجتماعی انتشار این گاز تقریباً ۲۶۵۲۹۰/۶ تن در سال برآورد گردید. نرخ بهینه مالیات نیز ۱۲۸۱۵/۲ ریال به ازای هر تن انتشار SO_2 به‌دست آمده است. همچنین نتایج نشان داد که خسارات وارد شده به محصولات کشاورزی در مناطق اطراف این مجتمع، حدود ۲/۷۲۲ میلیارد ریال در سال می‌باشد.

با توجه به مطالعات انجام شده، تاکنون مطالعه جامعی درباره بررسی اقتصادی و زیست‌محیطی آلاینده‌های هوا در مجتمع صنعتی و معدنی سنگ آهن کشور و به‌خصوص گل گهر سیرجان انجام نشده است. لذا در این مطالعه، بر آن شدیم تا با مدل‌های برنامه‌ریزی ریاضی، قیمت سایه‌ای گازهای گلخانه‌ای حاصل از تولید فرآورده‌های سنگ آهن را طی دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۰ بررسی کنیم و هزینه اجتماعی حاصل از آلودگی هوا در این مجموعه را به‌دست آورد.

۳. مبانی نظری

یکی از آثار جانبی مهم در بحث محیط زیست، مسئله آلودگی است. آلودگی هوا، یکی از ابعاد آلودگی‌های زیست‌محیطی را تشکیل می‌دهد. حذف کامل آثار جانبی همانند آلودگی‌های محیط زیست با توجه به در نظر گرفتن جنبه‌های اقتصادی، مطلوب و عملی نیست؛ زیرا آلودگی ایجاد شده معمولاً ناشی از فعالیت‌های تولیدی است که برای جامعه سودمند و مفیدند. از آنجا که بحث شکست بازار در بحث کالاهای زیست‌محیطی مطرح می‌شود، لذا می‌توان آثار جانبی را ارزش‌گذاری و با اخذ

مالیات، درونی[1] کرد تا بنگاه‌ها هزینه‌های اجتماعی[2] را به‌جای هزینه‌های خصوصی [3]بپردازند و سطح آلودگی به سطح بهینهٔ اجتماعی آن برسد (امیرتیموری و همکاران، ۱۳۹۳). همچنین می‌باید اثر این آلودگی را بر بخش‌های مختلف اقتصاد سنجید تا برنامه‌ریزی صحیحی در مدیریت تولید و میزان آلودگی صورت گیرد.

به منظور محاسبه هزینه‌های زیست‌محیطی با توجه به دامنه، شدت و مدت تخریب، از برخی گزارشات روزانه و آمارهای پایه، مواردی مانند اندازه‌گیری کیفیت هوا، کیفیت آب، فشار بر اکوسیستم-ها، میزان تولید ضایعات، خروج گازهای گلخانه‌ای، تخریب جنگل‌ها و مراتع و غیره، استفاده می‌شود.

طبق ماده نهم و دهم اصل پنجاه قانون اساسی تحت عنوان "قانون حفاظت و به‌سازی محیط زیست"، اقدام به هر عملی که موجبات آلودگی محیط زیست را فراهم نمایند، ممنوع است. منظور از آلوده ساختن محیط زیست، عبارت است از پخش یا آمیختن مواد خارجی به آب، هوا یا خاک یا زمین به میزانی که کیفیت فیزیکی، شیمیایی یا بیولوژیک آن به‌طوری‌که زیان آور به حال انسان یا سایر موجودات زنده و یا گیاهان و آثار و ابنیه باشد، تغییر دهد.

یکی از معیارهای فرایند توسعه پایدار، توجه به مسائل زیست‌محیطی و حفاظت از محیط زیست می‌باشد. در این رهگذر، استفاده از ابزارهای اقتصادی، نقش بسزایی در افزایش کارآیی بازار و تخصیص بهینه منابع در دستیابی به هدف حداکثر اجتماعی ایفا می‌نمایند. مالیات‌های زیست‌محیطی، یکی از ابزارهای اقتصادی مورد نظر برای کاهش هزینه‌های خارجی فعالیت‌های اقتصادی است (فهیم و اقدامی، ۱۳۹۰).

مالیات‌های پیگویی، مالیات‌هایی با نرخ معین هستند که به هر واحد انتشار آلاینده‌ها یا تخریب زیست‌محیطی، وضع می‌شوند. در مورد نرخ‌های استفاده شده می‌توان گفت که نرخ مالیات با هزینه نهایی اجتماعی در سطح کارآمد اجتماعی انتشار آلودگی[4] برابر است. سطح کارآمد اجتماعی انتشار آلودگی، زمانی رخ می‌دهد که منافع نهایی منتج از رفع آلودگی برای شرکت‌ها برابر هزینه نهایی اجتماعی انتشار آلاینده‌ها باشد. به‌طورکلی، مالیات‌های پیگویی، با بالا بردن قیمت‌های آلودگی از طریق افزایش هزینه‌های اجتماعی، باعث می‌شود که آلوده کنندگان با هزینه‌های اجتماعی و شخصی اقدامات خود مواجه گردند (بامول و گوته[5]، ۱۹۹۸). نتیجه آنکه، دو ویژگی بارز مالیات‌های پیگویی، آن را از سایر مالیات‌ها متمایز و از دیدگاه کارآیی اجتماعی نیز آن را برجسته می‌کند.

اولاً، هزینه‌های سیاست‌های زیست‌محیطی را با استفاده از مکانیزم مالیات‌ها کاهش می‌دهد؛ زیرا برخلاف هزینه‌های اجرای سیاست‌های نظارت و بازرسی، این مالیات، بر سیستم قیمت‌ها متکی است. ثانیاً، مالیات‌های پیگویی، موارد زیر را تشویق می‌کند تا آلودگی را به روش حداقل هزینه کاهش دهد (اسدی، ۱۳۸۷):

1. Internalize
2. Social Costs
3. Private Costs
4. Socially efficient level of emissions
5. Baumol & Qates (1998)

۱- کاهش بیشترین مقدار آلودگی از طریق کارخانه‌های صنعتی که می‌توانند موقعیت خود را با کمترین هزینه تعدیل کنند؛

۲- استفاده از حداقل هزینه کاهنده توسط هر کارخانه.

در مواردی پیش می‌آید که در جریان تولید یک ستانده مطلوب که در بازار مورد مبادله قرار می‌گیرد، ستانده نامطلوبی نیز تولید می‌شود که بنگاه دفع می‌کند. این ستانده نامطلوب از آنجا که در بازار مبادله نمی‌شود، قیمت ندارد. برای مثال، مجتمع سنگ آهن گل گهر سیرجان، علاوه بر تولید کنسانتره و گندله سنگ آهن به‌عنوان ستانده مطلوب، آلودگی زیست‌محیطی از جمله گازهای گلخانه‌ای مانند اکسیدهای گوگرد، اکسیدهای نیتروژن و دی اکسید کربن و گردوغبار یا ستانده‌های نامطلوب را نیز تولید می‌کند که می‌توان میزان این انتشار را با توجه به مقدار تولید محصولات و ضریب انتشار آلاینده‌ها محاسبه نمود. برای تخمین قیمت این ستانده‌ها می‌توان از رویکرد تحلیل مرز تصادفی استفاده کرد و با این فرض که قیمت بازاری هر ستانده با قیمت سایه‌ای آن برابر است و با استفاده از قیمت بازاری ستانده مطلوب، قیمت سایه‌ای ستانده نامطلوب را محاسبه کرد.

قیمت سایه‌ای ستانده نامطلوب، هزینه‌ای است که اگر تولیدکننده بخواهد تولید ستانده نامطلوب را کاهش دهد، باید متحمل گردد. در واقع، می‌توان آن را به‌عنوان هزینه نهایی کاهش آلودگی برای هر تولید کننده تفسیر کرد. بنابراین، قیمت سایه‌ای ستانده مطلوب، مثبت و برابر قیمت بازار آن ستانده در نظر گرفته می‌شود؛ اما قیمت سایه‌ای ستانده نامطلوب، باید کوچک‌تر از صفر برآورد شود. (صفرزاده، ۱۳۹۱).

برتری استفاده از تابع مسافت به‌جای نمایش تابع تولید برای تکنولوژی، این است که به آسانی، تولیدات توأم چند محصول را مدل سازی می‌کند. چندین مزایا در مورد مدل سازی توام کالای مطلوب و نامطلوب وجود دارد. یکی از این مزیت‌ها، آن است که به اطلاعات فعالیت‌های کنترل آلودگی نیاز نبوده و همچنین نیاز به تخمین کمیت آلودگی کاهش یافته و در نتیجه، فعالیت‌ها در جهت کنترل آلودگی نمی‌باشد و به‌جای آن، هزینه فعالیت‌های کنترل آلودگی به‌وسیله تولید کاهش یافته کالای مطلوب که درنتیجه تخصیص مجدد نهاده در جهت فعالیت‌های کنترل آلودگی است، محاسبه می‌شود (اسماعیلی و محسن پور، ۱۳۸۹).

مزیت دیگر مدل سازی توأم کالاهای مطلوب و نامطلوب، این است که از مشکلات ایجاد شده در نمونه‌گیری برای اندازه‌گیری هزینه‌های ناشی شده از تغییر در فرایند تولید و تکنیک‌های کنترل آلودگی، اجتناب می‌کند. در مدل تولیدات توأم، هماهنگی در مورد فرایند کاهش در یک یا چند آلودگی به‌صورت خودکار مربوط به تکنولوژی، تولید می‌شود. توابع کنترل آلودگی، نیاز به اطلاعاتی در مورد هماهنگی موجود بین فرایند کنترل آلودگی‌های گوناگون دارند و در نهایت، روش تابع مسافت قیمت‌های سایه‌ای تولیدکننده را براساس رفتار واقعی تولیدکننده‌ها و نه براساس برآوردهای مهندسی، تخمین می‌زند (کویلی[1]، ۲۰۰۰).

1. Coelli (2000)

۴. روش شناسی پژوهش

در این مطالعه، به‌دلیل توانایی تابع مسافت نهاده در جهت دادن اعتبار به تولیدکننده برای فعالیت‌های کنترل آلودگی، از زمانی که ستانده‌های نامطلوب در تجزیه‌وتحلیل وارد می‌شوند، برای اندازه‌گیری قیمت سایه‌ای، استفاده شده است.

برای یک تکنولوژی تولید با N نهاده جهت تولید M ستانده مطلوب و غیرمطلوب، تابع مسافت نهاده براساس دیدگاه شفرد[1] و فار و پریمونت[2] (به‌صورت رابطه ۱ تعریف می‌شود:

$$D(u,x,t) = \sup\{\theta: \left(u, \frac{x}{\theta}\right) \epsilon Y(t), \theta \epsilon R_{+}\} \quad (۱)$$

که در آن، x و u به ترتیب، بردارهای نهاده و ستانده و t متغیر روند زمانی، و Y(t) تکنولوژی امکانات تولید (در زمان t) است.

به‌عبارت‌دیگر، ارزش تابع مسافت نهاده، مقدار حداکثری (ماکزیمم) را اندازه می‌گیرد که بردار نهاده، می‌تواند با ثابت درنظرگرفتن بردار ستانده، اندازه‌گیری شود. این ارزش کاهش متناسب کمینه بردار نهاده را برای رسیدن به یک بردار ستانده، به یک مرز مشخص تعریف می‌کند.

تابع مسافت نهاده، یک ارزش متناهی برای $0u \geq 0$ دارد، غیرافزایشی و تابعی پیوسته از x برای $u \in R_{+}^{M}$ بوده و مقعر و همگن از درجه ۱ در x است، همچنین یک تابع شبه مقعر و نیمه پیوسته فوقانی از u است. درصورتی که نهاده‌ها کاملاً آزاد باشند، تابع مسافت نهاده، یک سری مشخصات کامل از نهاده را فراهم می‌کند

همچنین می‌توان مشخصات مشتق تابع فاصله‌ای نهاده را با توجه به ستانده‌های مطلوب و نامطلوب تشخیص داد. اگر نهاده‌ها به‌صورت ثابت درنظر گرفته شوند، یا از طریق استفاده از نهاده‌های اضافی جهت کنترل آلودگی، سطح ستانده‌های مطلوب حفظ شود، ستانده‌های نامطلوب می‌توانند در مخارج (هزینه) ستانده‌های مطلوب کاهش یابند. ازآنجاکه ارزش تابع مسافت ماکزیمم تناسبی را که همه نهاده‌ها می‌توانند به‌طور متناسب با ثابت در نظر گرفتن ستانده کاهش یابند، اندازه‌گیری می‌کند، تابع مسافت نهاده باید غیرکاهشی در نهاده‌ها و نیز غیرافزایشی در محصولات مطلوب باشد. از طرف دیگر، کاهش در ستانده‌های نامطلوب، نیاز به استفاده نهاده‌هایی برای کنترل آلودگی دارد، در حالی که ستانده‌های دیگر، ثابت باقی می‌مانند. بنابراین، تابع مسافت نهاده باید در مورد ستانده‌های نامطلوب، غیرکاهشی باشد.

همچنین قابلیت حذف ضعیف ستانده‌ها برای مدل، نگاه داشته می‌شود. قابلیت حذف ضعیف، معادل با این باور است که اگر x بتواند u را تولید کند، پس x می‌تواند یک درجه پایین‌تر محصول u را نیز تولید کند. در غیاب ستانده‌های نامطلوب، قابلیت حذف ضعیف، یک فرض قابل اغماض است؛ زیرا ستانده‌های مطلوب به راحتی قابل حذف هستند. به‌طور عمومی‌تر، قابلیت حذف ضعیف می‌تواند

1. Shephard (1953 & 1970)
2. Fare & Primon (1995)

در شرایط مفاهیم شفرد[1] از تکنولوژی‌های قابل تقسیم، درنتیجه توانایی جهت انجام تکنولوژی یک جزء θ از زمان برای به دست آوردن θu تفسیر شود. با وجود قابلیت حذف ضعیف، یک ستانده ضرورتاً دارای قابلیت حذف آزاد نیست. حذف یک ستانده نامطلوب، هزینه‌ای را به‌صورت یک کاهش متناسب از ستانده مطلوب خواهد داشت و بنابراین، یک بنگاه، مجبور به بالاتر بردن قابلیت حذف ضعیف برای تشخیص کامل‌تری از تکنولوژی تولید است. این مورد از طریق مشخصات تابع مسافت نهاده که در مورد ستانده‌های نامطلوب غیرکاهشی بوده، جهت رسیدن به این حقیقت که کنترل آلودگی می‌تواند از طریق استفاده از نهاده‌های اضافی با ثابت درنظر گرفتن ستانده‌های مطلوب به دست آید، انجام شده است (اسماعیلی و محسن پور، ۱۳۸۹).

رهیافت تابع مسافت، نه تنها نیاز به برآورد ارزش صدمات آلودگی ندارد، بلکه همچنین می‌تواند برای به دست آوردن قیمت‌های سایه‌ای آلودگی که هزینه‌های نهایی کنترل آلودگی تولیدکننده را نشان می‌دهد، استفاده شود. برآورد هزینه‌های نهایی کنترل آلودگی برای تجزیه‌وتحلیل‌های بیشتر اقتصادی و برای دیگر سیاست‌های زیست‌محیطی مفید هستند. این قیمت‌های سایه‌ای تحت فرض رفتاری حداقل (مینیمم) کردن هزینه به دست می‌آید.

معمولاً شکل تابعی ترانسلوگ انعطاف پذیر برای تابع مسافت نهاده انتخاب می‌گردد (هایلو[2]، ۲۰۰۳) که به‌صورت رابطه ۲ تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned}\ln D(u,x,t) = \alpha_o &+ \sum_{n=1}^{N} \alpha_n lnx_n \\ &+ \sum_{m=1}^{M} \beta_m ln\, u_m \\ &+ (O.5) \sum_{n=1}^{N}\sum_{ń}^{N} \alpha_{nń} \ln x_n\, lnx_ń \\ &+ (o.5) \sum_{m=1}^{M}\sum_{ḿ}^{M} \beta_{mḿ} \ln u_ḿ \\ &+ \sum_{n=1}^{N}\sum_{m=1}^{M} \gamma_{nm}\, lnx_n \ln u_m + \alpha_t.t + (o.5).\alpha_{tt́}.t^2 \\ &+ \sum_{n=1}^{N} \alpha_{nt}.t.\ln x_n + \sum_{m=1}^{M} \beta_{mt}.t.\ln u_m\end{aligned} \tag{۲}$$

1. Shephard (1970)
2. Hailu (2000)

که در آن، x بردار نهاده‌ها را به‌صورت زیرنویس ۱، ۲، ۳، ۴ و ۵ نشان می‌دهد که به ترتیب، سنگ آهن خام، نیروی کار، میزان سوخت مصرفی و حمل‌ونقل و سرمایه هستند و U بردار ستانده بنگاه را به صورت ۱، ۲، ۳، ۴ و ۵ نشان می‌دهد که به ترتیب، ستانده مطلوب، میزان تولید کنسانتره سنگ آهن و گندله و ستانده نامطلوب آلاینده‌های هوا شامل NOx، CO_2، Sox، و ذرات ریز معلق در هوا می‌باشند و t متغیر روند زمانی را نشان می‌دهد.

تلاش اصلی در رهیافت برنامه‌ریزی هدف، برآورد پارامترهایی است که مجموع انحرافات ارزش لگاریتمی تابع فاصله‌ای را از صفر، مینیمم می‌کند. شرایط یکنواختی، همگنی و تقارن به‌عنوان محدودیت وارد می‌شوند. یک محدودیت اضافی دیگر در مسئله، جهت نشان دادن اینکه باید ارزش تابع مسافت نهاده برابر یا بزرگ‌تر از پیوستگی (اشتراک) برای همه ترکیبات مشاهدات نهاده و ستانده لازم می‌باشد، وارد شده و شکل مسئله بهینه سازی به‌صورت رابطه ۳ است:

$$Minimize_{(\alpha,\beta,t)} \sum_{t=1} \ln D(u,x,t) \qquad (۳)$$

Subject to following constaints:

$$\ln D(u,x.t) \geq o \qquad t = 1,\dots.,22 \qquad \text{(C1)}$$

$$\frac{\partial \ln D(u,x,t)}{\partial x_n} \geq o \qquad t = 1,\dots.,22 \quad n = 1,\dots,5. \qquad \text{(C2)}$$

$$\frac{\partial \ln D(u,x,t)}{\partial u_m} \leq o \qquad ,22t = 1,\dots. \quad m = 1 \qquad \text{(C3)}$$

$$\frac{\partial \ln D(u,x,t)}{\partial u_m} \geq o \qquad t = 1,\dots.,22 \quad m = 5 \qquad \text{(C4)}$$

$$\sum_{n=1} \alpha_n = 1 \qquad \text{(C5a)}$$

$$\sum_{n=1} \alpha_{n\acute{n}} = o \qquad \acute{n} = 1,2,3,4,5 \qquad \text{(C5b)}$$

$$\sum_{n=1} \gamma_{nm} = o \qquad m = 1,..,5 \qquad \text{(C5c)}$$

$$\sum_{n=1} \alpha_{nt} = o \qquad \text{(C5d)}$$

$$\alpha_{n\acute{n}} = \alpha_{\acute{n}n} \qquad n,\acute{n} = 1,\dots,5 \qquad \text{(C6a)}$$

$$\beta_{m\acute{m}} = \beta_{\acute{m}m} \qquad m,\acute{m} = 1,\dots,5 \qquad \text{(C6b)}$$

تابع هدف، مینیمم کردن مجموع انحرافات ارزش لگاریتمی تابع فاصله‌ای را از صفر نشان می‌دهد. تابع مسافت نهاده $D(u,x,t)$ براساس دیدگاه شفرد[1] و فار و پریمونت[2]، در رابطه ۱ در بالا تعریف شده است (که در آن، x و u به ترتیب، بردارهای نهاده و ستانده و t متغیر روند زمانی است). محدودیت اول (C1) نشان دهنده، بزرگ‌تر یا مساوی یک بودن ارزش تابع مسافت نهاده برآورد شده می‌باشد. به عبارت دیگر، مشاهدات را به کاهش به سمت داخل یا روی مرز تولید سوق می‌دهد.

سری دوم، محدودیت‌ها، (C2) شرایط یکنواختی را که باید تابع مسافت در مورد نهادها، غیرکاهشی باشد، برقرار می‌کند.

سری سوم، محدودیت‌ها (C3) نشان می‌دهد که نیاز است تابع، یک تابع غیرافزایشی از ستانده‌های مطلوب باشد؛ در حالی که محدودیت (C4) تضمین می‌کند که تابع مسافت نهاده در مورد ستانده‌های نامطلوب غیرکاهشی است. بنابراین، محدودیت‌ها در C3 و C4 برای ترکیب عدم تقارن اساسی بین ستانده‌های مطلوب و نامطلوب برای تعیین تکنولوژی تولید نیاز است، به‌این‌صورت که ستانده‌های مطلوب به راحتی قابل حذف هستند؛ اما کنترل آلودگی هزینه‌بر است. سری باقیمانده محدودیت‌ها (C5)، همگنی خطی را در نهاده‌های تابع و (C6) وضعیت تقارن پارامترها را برای شکل تابعی ترانسلوگ تضمین می‌کند.

در مدل بهینه‌سازی فوق، ارزش سایه‌ای آلودگی از طریق رابطه زیر به‌دست می‌آید (فارا و همکاران[3]، ۱۹۹۰):

$$P_b^{rt} = P_g^{rt}[\frac{\frac{\partial D_O(X,Y)}{\partial Y_b}}{\frac{\partial D_O(X,Y)}{\partial Y_g}} \quad (۴)$$

در این رابطه، Pb ارزش سایه‌ای ستاندهٔ نامطلوب و Pg ارزش سایه‌ای ستاندهٔ مطلوب است. دراین رابطه، صورت کسر، مشتق تابع فاصله نسبت به ستاندهٔ نامطلوب و مخرج آن، مشتق نسبت به ستانده مطلوب است.

از رابطه بالا برای محاسبه قیمت سایه‌ای آلاینده هوا *Nox*، *Sox*، CO_2 و *SPM* که در برآورد تابع فاصله نهاده دخیل می‌باشد، استفاده شده، و بدیهی است که نسبت قیمت سایه‌ای ستانده خوب (تولید کنسانتره و گندله آهن) به قیمت سایه‌ای ستانده بد (آلودگی) توسط شیب تابع فاصله مرزی در ستانده ترکیبی مشاهده شده، منعکس می‌شود. همچنین قیمت‌های سایه‌ای، رابطه مبادله بین

1. Shephard (1953 & 1970)
2. Fare & Primon (1995)
3. Fare et al. (1990)

ستانده‌های مطلوب و نامطلوب را در ترکیب عملی ستانده‌ها نشان می‌دهد. با توجه به آنکه قیمت ستانده نامطلوب به دلیل هزینه‌های رفع و کاهش آلودگی و یا به دلیل وضع مالیات بر روی ستانده بد منفی است، هر چه ستانده بد مضرتر و خطرناک‌تر باشد، قدر مطلق P_b^{rt} بزرگ‌تر خواهد بود.

دراین مطالعه، قیمت سایه‌ای گازهای گلخانه‌ای در تولید سنگ آهن در مجموعه صنعتی و معدنی گل گهر سیرجان محاسبه شده است. در این بخش، مقادیر سنگ آهن خام (تن)، پرسنل شاغل (نفر)، سوخت مصرفی (لیتر)، ماشین آلات و سرمایه خالص به‌عنوان نهاده، مجموع تولید سنگ آهن دانه‌بندی شده، کنسانتره سنگ آهن و گندله معدن به‌عنوان ستانده مطلوب و گازهای SO_2، Nox و CO_2 منتشره و ریزگرد حاصل از تولید، به‌عنوان ستانده نامطلوب در نظر گرفته شده است. بازه زمانی مورد مطالعه، ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۱ می‌باشد.

داده‌های مورد نیاز در این مطالعه، از منابع مختلف جمع‌آوری شد. بخشی از اطلاعات مورد استفاده، از گزارش‌های مالی شرکت گل گهر در سال‌های مختلف استخراج گردید و داده‌های مربوط به آلاینده‌ها با مراجعه به اداره کل حفاظت محیط زیست کرمان و معدن گل گهر سیرجان و ترازنامه انرژی جمع‌آوری گردید. تحلیل داده‌ها با استفاده از بسته نرم افزاری GAMS و Excel صورت گرفت.

به منظور برآورد هزینه اجتماعی حاصل از تولید مجتمع سنگ آهن گل گهر، میانگین تولید گازهای گلخانه‌ای مجموعه در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۰ محاسبه و در میزان هزینه اجتماعی ناشی از هر کدام از انواع آلاینده‌ها[۱] ضرب، و نهایتاً میزان هزینه‌های اجتماعی انواع آلاینده‌ها محاسبه شد. با توجه به اینکه هزینه اجتماعی ناشی از گازهای گلخانه‌ای، از ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۷ استخراج شده است، تبدیل ارزش ریالی به سال ۱۴۰۱ صورت پذیرفت.

برای تبدیل ارزش ریالی در یک مقطع زمانی نسبت به مقطع زمانی دیگر (در گذشته) از شاخص بهای کالاها و خدمات‌مصرفی[۲] (CPI) به شرح فرمول ۵ استفاده می‌شود (بانک مرکزی ج. ا. ا.، ۱۴۰۱):

$$\text{ارزش ریالی مبلغ در مقطع زمانی مورد نظر} = \frac{\text{عدد شاخص در مقطع زمانی مورد نظر}}{\text{عدد شاخص در مقطع زمانی اول}} \times \text{مبلغ ریالی} \qquad (۵)$$

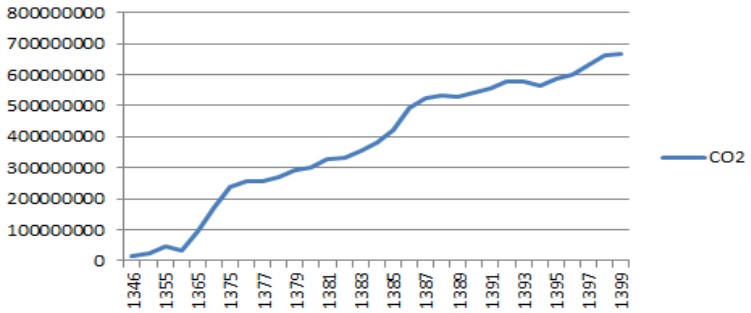
۱. این ضریب در ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۷ ارائه شده است.

۲. شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (Consumer price index) معیار سنجش تغییرات قیمت کالاها و خدماتی است که توسط خانوارهای شهرنشین ایرانی به مصرف می‌رسد. این شاخص به عنوان وسیله‌ای برای اندازه‌گیری سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات مورد مصرف خانوارها، یکی از بهترین معیارهای سنجش تغییر قدرت خرید پول داخل کشور، به‌شمار می‌رود. نرخ تورم منتهی به هر ماه از محاسبه درصد تغییر متوسط شاخص CPI در دوازده ماه منتهی به ماه مورد نظر نسبت به دوره مشابه قبل، به دست می‌آید (بانک مرکزی جمهوری اسلامی، ۱۴۰۲).

۵. نتایج

روند رو به افزایش گازهای گلخانه‌ای در کشور طبق آمارهای منتشره از سازمان‌های مربوط، به خوبی نشان داده می‌شود؛ به‌طوریکه طبق اطلاعات ترازنامه انرژی در ایران، میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن (CO_2) مربوط به مصرف کل انرژی از حدود ۱۶۰ میلیون تن در سال ۱۳۴۶ به میزان بیش از ۶۶۷ میلیون تن در سال ۱۳۹۹ رسیده است. این گاز بیشترین حجم انتشار را بین گازهای گلخانه‌ای در کشور دارا است. همچنین میزان انتشار گاز دی اکسید گوگرد از حدود ۱۰۸ هزار تن در سال ۱۳۴۶ به حدود ۹۸۰ هزار تن در سال ۱۳۹۹ رسیده است.

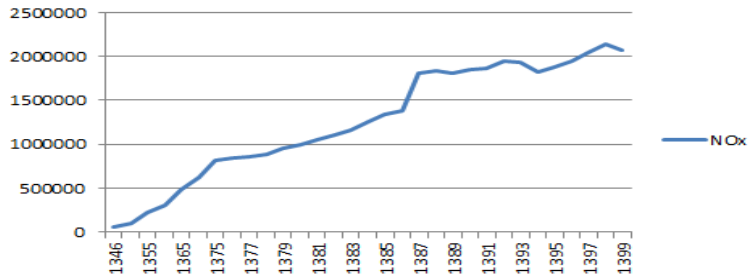
طی پنجاه سال گذشته برای سایر گازهای گلخانه‌ای نیز روند رو به افزایش انتشار، مشاهده می‌شود که شکل‌های زیر، این روند را نشان می‌دهند. لذا با توجه به اهمیت انتشار گازهای گلخانه‌ای، بررسی اثرات این گازها بر محیط زیست و سایر بخش‌ها نقش بسزایی در تصمیم‌گیری و مدیریت انتشار آن‌ها دارد.



شکل۱: روند انتشار گاز CO_2 حاصل از مصرف انرژی (تن)

Figure 1: CO_2 emission trend from energy consumption (tons)

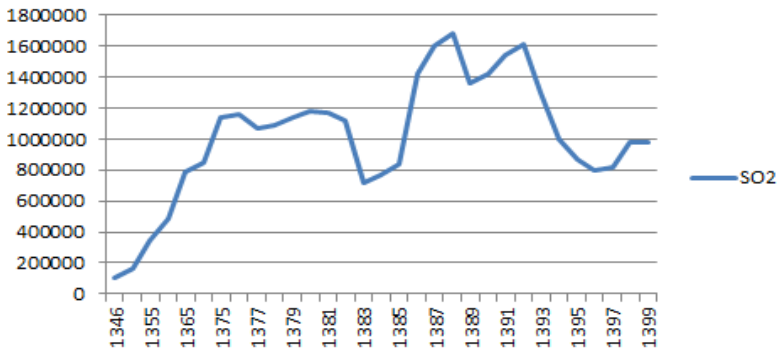
منبع: ترازنامه انرژی، وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، ۱۳۹۹



شکل۲: روند انتشار گاز NO_X حاصل از مصرف انرژی (تن)

Figure 2: NO_X emission trend from energy consumption (tons)

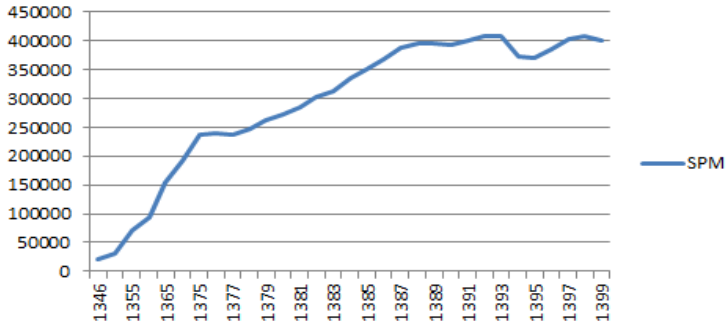
منبع: ترازنامه انرژی، وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، ۱۳۹۹



شکل۳: روند انتشار گاز SO_2 حاصل از مصرف انرژی (تن)

Figure 3: SO_2 emission trend from energy consumption (tons)

منبع: ترازنامه انرژی، وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، ۱۳۹۹



شکل۴: روند انتشار گاز SPM حاصل از مصرف انرژی (تن)

Figure 4: SPM emission trend from energy consumption (tons)

منبع: ترازنامه انرژی، وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، ۱۳۹۹

آلودگی زیست‌محیطی و پدیده تغییر اقلیم و همچنین تجدیدناپذیری حامل‌های انرژی فسیلی که از چالش‌های اصلی استفاده از این منابع کمیاب و ارزشمند به شمار می‌روند، در اثر توسعه ناپایدار، الگوهای نادرست مصرف انرژی، افزایش جمعیت و ...، در سال‌های اخیر، با شدت بیشتری ادامه داشته و هزینه‌های اجتماعی بسیاری را به جامعه تحمیل کرده است. جهت محاسبه هزینه‌های اجتماعی که بتوان به وسیله آن، صدمات ناشی از انتشار مواد آلاینده و گازهای گلخانه‌ای را جبران کرد، نیاز به کمی‌کردن اثر آلاینده‌ها و فعالیت‌ها در محیط‌های اثر پذیر (انسانی و طبیعی) است (شهیکی تاش و همکاران، ۱۳۹۳).

کشور ما با ثروت معدنی تجدیدناپذیر غنی شده است. متأسفانه، پروژه‌های معدنی همواره باعث ایجاد اختلال در محیط زیست می‌شود. مهم‌ترین آسیب‌های زیست‌محیطی ناشی از استخراج سنگ

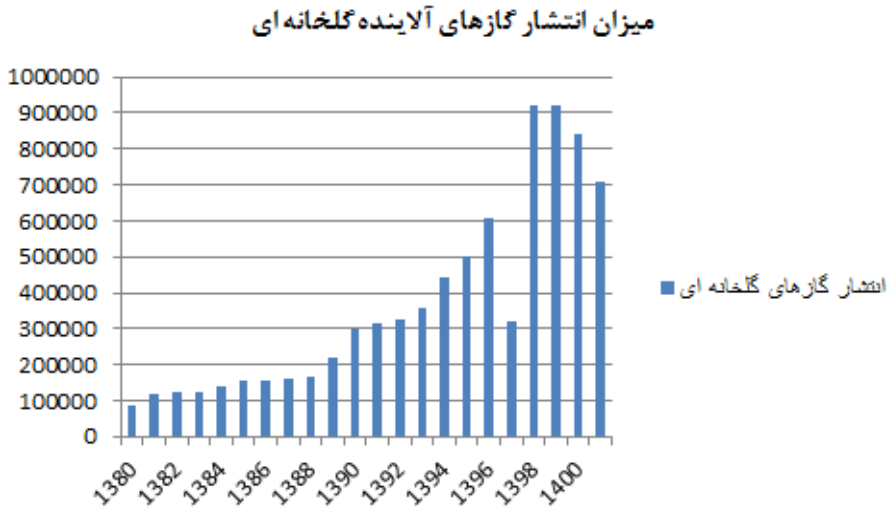
آهن، بدتر شدن تنوع زیستی و کیفیت هوا است. بزرگی و اهمیت تأثیرات بر تنوع زیستی و کیفیت هوا به‌اندازه و مقیاس فعالیت‌های معدنی بستگی دارد. به منظور حفاظت از محیط زیست، نیاز بیشتری به اتخاذ شیوه‌های عملیاتی بهتر و فناوری‌های پاک‌تر در صنعت سنگ آهن وجود دارد.

مجموعه صنعتی و معدنی گل گهر سیرجان با ظرفیت تولید بیش از ۱۵ میلیون تن کنسانتره و بیش از ۱۰ میلیون تن گندله، بزرگ،ترین تولیدکننده در کشور می‌باشد. اگر پروژه‌های توسعه و بهینه‌سازی در افق چشم‌انداز تحقق یابد، مجموع تولیدات سالانه به بیش از ۳۰ میلیون تن می‌رسد. این شرکت با تأسیس شرکت‌های فولادی، سعی در افزایش سهم تولید محصولات فولادی نظیر آهن اسفنجی دارد. در آینده‌ای نزدیک با تولید اسلب نازک و مقاطع فولادی، زنجیره خود را کامل خواهد کرد. منطقه‌ای که گل گهر در آن قرار دارد کلیه فرایند تولید از معدن تا محصول نهایی در کنار هم قرار گرفته‌اند. تولیدات حاصل از این معدن شامل گندله سنگ آهن، کنسانتره سنگ آهن و سنگ دانه‌بندی شده می‌باشند. علاوه بر تولیدات مطلوب، در اثر حفاری، حمل‌ونقل سنگ آهن خام و سپس عملیات تولید محصولات شرکت، تولیدات نامطلوب مثل آلاینده‌های هوا شامل NOx، CO_2، Sox، و ذرات ریز معلق در هوا نیز تولید می‌شود.

به‌عنوان مثال، عملیات کلوخه سازی می‌تواند سطوح قابل توجهی از غبار در حدود ۲۰ کیلوگرم در واحد تن فولاد منتشر کند. همچنین عملیات گندله سازی می‌تواند در حدود ۱۵ کیلوگرم/تن فولاد غبار منتشر کند. نشر گازها به هوا در مراحل مختلف از جمله توده آهن در یک کوره بلند شامل ذرات ریز کمتر از ۱۰ میکرون (SPM) از کمتر از ۱۰ کیلوگرم/تن تا ۴۰ کیلوگرم/تن فولاد؛ اکسیدهای گوگرد (SOx) عمدتاً از کلوخه سازی و عملیات گندله سازی (۱/۵ کیلوگرم/تن فولاد)؛ اکسیدهای نیتروژن (NOx) به‌طورعمده از کلوخه‌سازی و پخت (۱/۲ کیلوگرم/تن فولاد)؛ هیدروکربن، مونوکسید کربن، در برخی از مواردی دیوکسین (عمدتاً از عملیات کلوخه سازی) و فلورید هیدروژن صورت می‌گیرد (ضمیرایی و ناهد، ۱۳۹۵).

در این، مطالعه میزان انتشار آلاینده‌های هوا شامل NOx، CO_2، Sox، و ذرات ریز معلق برای مجموع تولید سنگ آهن دانه‌بندی شده، کنسانتره سنگ آهن و گندله مجتمع سنگ آهن گل گهر سیرجان با توجه به ضریب انتشار گازهای آلاینده صنعت فولاد (که در مطالعه، با عنوان بررسی کمی و کیفی پسماندهای تولید شده در صنایع فولاد (ضمیرایی و ناهد، (۱۳۹۵) به تفکیک مراحل تولید و فرآوری سنگ آهن آورده شده است) به ازای هر تن سنگ آهن در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۰ محاسبه شد.

همان‌طور که شکل (۵) نشان می‌دهد، روند تغییرات انتشار آلاینده‌های گلخانه‌ای مجتمع سنگ آهن گل گهر در سال‌های اخیر، بسیار پر شتاب بوده و این مهم، ضرورت برنامه‌ریزی مناسب و تقلیل آثار سوء ناشی از مصرف انواع حامل‌های انرژی و توجه به میزان انتشار انواع آلودگی‌ها را ضروری می‌سازد.



شکل ۵: روند انتشار گازهای آلاینده زیست‌محیطی (NOx، CO_2، Sox و SPM) مجموعه صنعتی و معدنی سنگ آهن گل گهر سیرجان

Figure 5: Emission trends of environmental pollutant gases (NOx, CO2, Sox and SPM) of the Golgohar Iron Ore Industrial and Mining Complex, Sirjan

مأخذ: یافته‌های تحقیق

هزینه‌های اجتماعی تخریب زیست محیط در اثر مصرف حامل‌های انرژی فسیلی در کشور برای گازهای ، CH_4، CO، CO_2، SO_2، NOx و SMP در جدول (۱) درج شده است.

جدول۱: هزینه‌های اجتماعی بخش انرژی به تفکیک گاز آلاینده/گلخانه‌ای (هزار ریال/تن)

Tabel 1: Social costs of the energy sector by pollutant/greenhouse gas (thousand rials/ton)

نوع گاز	NO_X	SO_2	SO_3	CO	SPM	CO_2	CH_4
هزینه اجتماعی۱ (۱۳۹۳)	۴۸۰۰	۱۴۶۰۰	**	۱۵۰۰	۳۴۴۰۰	۸۰	۱۶۸۰
هزینه اجتماعی (۱۴۰۱)	۳۷/۵۰۰	۱۱۴/۰۶۴	**	۱۱۷۱۹	۲۶۸/۷۵	۶۲۵	۱۳۱۲۵/۱۳

منبع: ترازنامه انرژی، ۱۳۸۷ براساس مطالعه بانک جهانی و سازمان محیط زیست ** ارقام در دسترس نیستند.

پس از آنکه هزینه اجتماعی گازهای گلخانه‌ای درج شده در جدول ۱ به وسیله شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) تعدیل، و در میزان میانگین هر یک از آلاینده‌ها ضرب شد. میزان

۱. شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه خود اعداد ترازنامه را با قیمت سال پایه ۱۳۸۱ به‌روز کرده‌اند.

هزینه اجتماعی برای آلاینده‌های CO_2، SO_x، NOx و SMP برای مجتمع گل گهر سیرجان در جدول۲ ارزیابی شده است.

جدول ۲: هزینه اجتماعی آلاینده‌های مجتمع سنگ آهن گل گهر سیرجان

Tabel 2: The social cost of pollutants from the Gol Gohar Iron Ore Complex in Sirjan

آلاینده‌ها	NO_X	SO_X	SPM	CO_2
میزان تولید (تن)	151۸۵.۴	۱۲۲۳۱.۸	3۵۵۴۰۸,۵	۴۴۳۷۰۸.۷
هزینه اجتماعی (میلیارد ریال) تولید	۵۶۹.۴	۱۳۹۵.۲	۹۵۵۱,۶	۲۷۷.۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

میانگین هزینه‌های کل اجتماعی حاصل از تولید مجتمع گل گهر با توجه به میزان تولید آلاینده‌ها در دوره مورد نظر (بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۰) مبلغ ۱۱۷۹۳/۵ میلیارد ریال محاسبه شد.

در این مطالعه، جهت برآورد تابع مسافت نهاده از رهیافت برنامه‌ریزی ریاضی رابطه ۳ استفاده شد که نهاده‌های مدل شامل سنگ آهن خام (تن)، پرسنل شاغل (نفر)، سوخت مصرفی(لیتر)، ماشین آلات و سرمایه خالص می‌باشد و مجموع تولید سنگ آهن دانه‌بندی شده، کنسانتره سنگ آهن و گندله معدن به‌عنوان ستانده مطلوب و گازهای SO_2، Nox و CO_2 منتشره و ریزگرد حاصل از تولید، به‌عنوان ستانده نامطلوب می‌باشند. بعد از برآورد مدل با استفاده از مدل رابطه ۴، قیمت سایه‌ای آلاینده‌های زیست‌محیطی معدن سنگ آهن محاسبه شد.

قیمت‌های سایه‌ای، هزینه نهایی کنترل آلودگی را برای تولیدکننده و البته برای جامعه، اندازه‌گیری می‌کند که در جدول ۳ آورده شده است. هزینه نهایی کنترل آلاینده‌های زیست‌محیطی به این مفهوم است که کنترل و جلوگیری از انتشار یک واحد بیشتر از این آلاینده‌ها، به چه میزان دارای هزینه است یا کاهش یک واحد از سطح آلاینده‌های مورد نظر، به چه میزان منجر به افزایش و بهبود کیفیت هوای محیط خواهد شد.

دو راه حل کلی جهت کنترل گازهای آلاینده وجود دارد. در روش اول، به منظور کنترل یک واحد از این آلاینده‌ها، تولید کننده می‌باید از واحدهایی از سطح تولید بکاهد، و به بیان دیگر، در این روش، راه کاهش دادن انتشار آلاینده‌ها، کاهش سطح تولیدات معدن می‌باشد. در روش دوم، تولیدکننده باید جهت کاهش آلاینده‌های هوا از نهاده‌هایی جهت کنترل آلودگی استفاده کند. بنابراین روش دوم مانند یک فرایند تولیدی، از نهاده‌هایی برای رسیدن به ستانده مورد نظر بهره می‌گیرد که ستانده مورد نظر، همان کیفیت هوای محیط است. پس به منظور افزایش کیفیت بیشتر هوای محیط زیست، هزینه‌های بیشتری مورد نیاز است. به عبارت دیگر، هزینه نهایی افزایش کیفیت هوای محیط به کیفیت موجود آن بستگی دارد. در شرایطی که هوای محیط به دلیل انتشار گازهای گلخانه‌ای

بسیار آلوده باشد، در مراحل اولیه کنترل آلودگی، با نهاده‌ها و وسایل ساده‌تر، به هزینه‌های کمتری جهت افزایش کیفیت هوای محیط نیاز می‌شود.

از طرفی، در شرایطی که تولیدکننده بخواهد کیفیت محیط زیست را بیشتر افزایش دهد و سطوح بیشتری از آلاینده‌های مورد نظر را کنترل کند، متحمل هزینه‌های بیشتری خواهد شد. همان‌گونه که هایلو و ویمن[1] معتقدند، فرایند کنترل آلاینده‌های زیست‌محیطی از قانون بازدهی نزولی تبعیت می‌کند. بنابراین، با افزایش حجم آلاینده‌های زیست‌محیطی، هزینه‌های نهایی کنترل، کاهش و با کاهش سطح آلاینده‌های مذکور، هزینه نهایی کنترل آلودگی جهت بهبود کیفیت محیط زیست، افزایش خواهد یافت (علی پور و همکاران، ۱۳۹۳).

در ادامه، به تشریح نتایج برآورد قیمت سایه‌ای آلاینده‌های منتشره در مراحل مختلف تولید و فرآوری سنگ آهن (شامل تولید سنگ آهن دانه‌بندی و کنسانتره و گندله سنگ آهن) شامل گازهای دی اکسید کربن (Co_2)، اکسیدهای گوگرد (SO_X)، اکسیدهای نیتروژن (NO_X) و ذرات معلق (spm) به‌عنوان پر انتشارترین گازهای آلاینده در تولید سنگ آهن طی سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۸۰ پرداخته شده است.

جدول ۳: قیمت سایه‌ای آلاینده‌های زیست‌محیطی مجتمع گل گهر سیرجان (هزار ریال/تن)

Tabel 3: Shadow price of environmental pollutants in the Gol Gohar Complex in Sirjan (thousand rials/ton)

سال/نوع آلاینده	CO2	SPM	NOx	SOx	سال/نوع آلاینده	CO2	SPM	NOx	SOx
1380	10/8	21/93	121/5	109/1	1391	456/96	930/05	653/2	368/25
1381	22/9	11/8	116/7	106/98	1392	789/4	4244/05	1552/2	696/25
1382	13/6	9/55	51/2	121/84	1393	218/08	2400/1	1522/9	877/2
1383	16/9	9/51	98/7	61/11	1394	96/6	1537/2	909/9	334/2
1384	48/6	13/9	252/2	29/11	1395	66/07	1225/8	1663/1	373/7
1385	77/7	31/9	294/6	41/1	1396	552/4	2170/9	1740/01	508/2
1386	72/2	12/1	192/2	63/3	1397	2221/17	9010/5	6663/5	8396/02
1387	97/2	19/4	203/3	207/42	1398	1303	3358.9	8115/5	11790/03
1388	145/04	29/44	312	384	1399	2128/9	1986/9	14665/5	24529/29
1389	271/5	135/7	672/6	766/15	1400	493/9	1464/6	14646/03	۲1497/09
1390	559/4	425/6	1083/9	1020/32	1401	324/1	756/2	10443/1	۱5290/6

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۳، مشاهده می‌شود که طی دوره مورد مطالعه، قیمت سایه‌ای گاز دی اکسید کربن، کمتر از قیمت سایه‌ای سایر گازهای آلاینده است؛ لذا کنترل هر واحد انتشار این آلاینده

1. Hailu,Veeman (2000)

نسبت به آلاینده‌های دیگر، آسان‌تر و کم‌هزینه‌تر است. همچنین طبق نتایج به‌دست آمده، بیشترین قیمت سایه‌ای مربوط به اکسیدهای گوگرد بوده، که نشان دهنده هزینه بالای کنترل آلودگی است و بعد از آن، اکسیدهای نیتروژن و ذرات معلق به ترتیب، بالاترین هزینه کاهش آلودگی را دارند.

به عبارت دیگر، به منظور انتشار کمتر آلاینده‌ها، یا باید سطح تولید کل کاهش یابد و در نتیجه، ستانده مطلوب کمتری تولید می‌شود و یا هزینه‌های بیشتری در بخش نهاده‌های مورد نیاز جهت کنترل آلودگی انجام شود. قیمت‌های سایه‌ای به‌این صورت تفسیر می‌شود که طبق نتایج به‌دست آمده (جدول ۴)، برای مثال، چنانچه بخواهیم انتشار آلودگی اکسیدهای نیتروژن را به میزان یک کیلوگرم کاهش دهیم، این امر مستلزم تولید کمتر ستانده مطلوب و یا افزایش به‌کارگیری نهاده‌ها در بخش تصفیه آلایندها به‌طور متوسط به ارزش ۲۹۹۸/۸ ریال می‌باشد.

همچنین برای کاهش اکسیدهای گوگرد به میزان یک کیلوگرم، هزینه فرصت معادل ۵۷۹۸/۸ ریال از کاهش ستانده‌های مطلوب و یا افزایش نهاده‌ها را خواهیم داشت. این هزینه برای کاهش دی اکسید کربن ۴۵۳/۹۳ ریال و برای کاهش یک کیلوگرم ذرات معلق ۱۳۵۴/۸ ریال می‌باشد.

جدول ۴: میانگین قیمت سایه‌ای آلاینده‌ها (ریال/کیلوگرم)

Tabel 4: Average shadow price of pollutants (rials/kilogram)

آلاینده‌ها	NOX	SOX	SPM	CO2
میانگین هزینه کاهش آلودگی	۲۹۹۸/۸	۵۷۹۸/۷	۱۳۵۴/۸	۴۵۳/۹۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

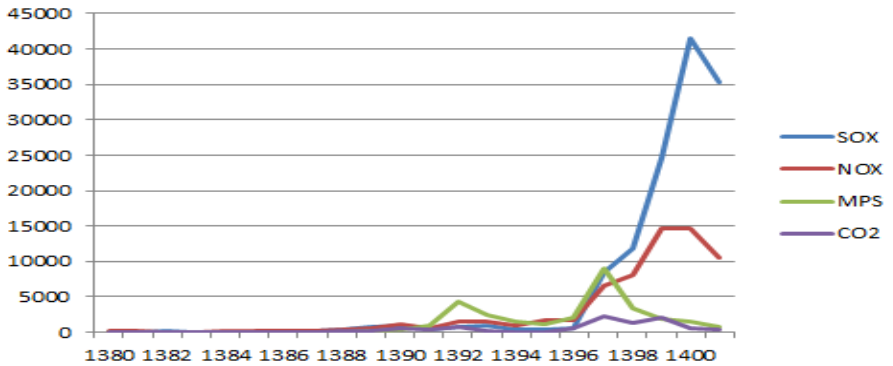
طبق جدول ۵ و همچنین شکل ۶، متوسط قیمت‌های سایه‌ای محاسبه شده طی دوره مورد مطالعه، افزایشی بوده است و هرچه به آخر دوره نزدیک‌تر می‌شویم، روند افزایشی قیمت سایه‌ای سریع‌تر می‌شود که این خود شاهدی بر افزایش هزینه‌های کنترل آلودگی در طی زمان می‌باشد.

جدول ۵: میانگین قیمت سایه‌ای آلاینده‌های زیست‌محیطی مجتمع گل گهر سیرجان (هزار ریال/تن)

Tabel 5: Average shadow price of environmental pollutants in the Gol Gohar Complex, Sirjan (thousand rials/ton)

سال / آلاینده	CO_2	SO_X	SPM	NO_X
۱۳۸۰-۱۳۸۵	۳۱/۷۵	۷۸/۲۱	۱۶/۴۲	۱۵۵/۸۱
۱۳۸۶-۱۳۹۱	۲۶۷/۰۵	۴۶۸/۲۴	۲۵۸/۷	۵۱۹/۵۳
۱۳۹۲-۱۳۹۷	۶۵۷/۲۸	۱۸۶۴/۲۶	۳۴۳۱/۴۲	۲۳۴۱/۹۳
۱۳۹۸-۱۴۰۱	۱۰۶۲/۴۷	۲۸۲۷۶/۷۵	۳۸۹۱/۶۵	۱۱۹۷۶/۵۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل۶: مقایسه روند قیمت سایه‌ای آلاینده‌های هوا در مجتمع سنگ آهن گل گهر

Figure 6: Comparison of shadow price trends of air pollutants in the Golgohar iron ore complex

مأخذ: یافته‌های تحقیق

افزایش شدید روند هزینه آلاینده‌ها اگرچه از یک طرف، می‌تواند نشان دهنده افزایش مقدار آلاینده‌ها ناشی از افزایش تولید باشد، اما از طرف دیگر، نشان دهنده فراتر رفتن مقدار آلودگی از حد توان جذب محیط می‌باشد. به عبارت دیگر، وقتی آلودگی از توان جذب محیطی بیشتر باشد، خسارت آن شدیدتر ظاهر می‌گردد.

۶. بحث

یکی از روش‌های کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی، اخذ مالیات‌های زیست‌محیطی (مالیات سبز) می‌باشد. مالیات سبز در اصطلاحات جدید مالیاتی، به‌عنوان پایه‌های مؤثر و اجرایی به منظور کنترل آلودگی قلمداد می‌شود. این نوع مالیات که بر پایه هزینه است، میزان آلودگی را کاهش داده و کارآیی در اقتصاد را افزایش می‌دهد. مالیات سبز نسبت به انتشار هر واحد آلاینده یا تخریب محیط زیست وضع می‌گردد و از طریق افزایش هزینه‌های اجتماعی، باعث کاهش سطح تولید آلاینده به مقدار بهینه اجتماعی آن و در نتیجه، کاهش سطح آلاینده‌ها می‌شود. لذا قیمت سایه‌ای شایع‌ترین گازهای آلاینده و گلخانه‌ای منتشر شده از مجموعه صنعتی و معدنی سنگ آهن گل گهر سیرجان، به‌عنوان هزینه نهایی کنترل هر واحد از آنها، را می‌توان به‌عنوان مالیات زیست‌محیطی در نظر گرفت و سیاست‌گذاری‌های لازم را طبق آن، به عمل آورد.

طبق نتایج به‌دست آمده، میانگین قیمت سایه‌ای برای آلاینده‌های هوا در مجموعه گل گهر برای CO_2، So_x، No_x، و SPM، به ترتیب، برابر با ۴۵۴، ۵۷۹۸، ۲۹۹۸ و۱۳۵۵ ریال به ازای هر کیلوگرم، و میانگین هزینه‌های کل اجتماعی حاصل از تولید مجموعه با توجه به میزان تولید آلاینده‌ها در دوره مورد نظر، مبلغ ۱۱۷۹۳/۵ میلیارد ریال محاسبه شد.

لذا به منظور درونی سازی هزینه‌های زیست‌محیطی در راستای تحقق توسعه پایدار، قیمت‌های سایه‌ای محاسبه شده می‌تواند معیاری برای تعیین مالیات سبز برای مجموعه‌های سنگ آهن باشد و یافته‌های چنین مطالعاتی می‌تواند زمینه‌ای برای برنامه‌ریزی مسئولان اقتصادی فراهم نماید.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

برآورد هزینه‌های زیست‌محیطی، مقدمه‌ای بر ارائه راهکارهای درونی کردن و کاهش هزینه‌های زیست‌محیطی می‌باشد که در این مطالعه، با استفاده از مدل تابع مسافت نهاده، قیمت سایه‌ای آلاینده‌های زیست‌محیطی مجموعه صنعتی و معدنی گل گهر سیرجان، به‌عنوان بزرگ‌ترین تولید کننده سنگ آهن در کشور، محاسبه گردید و همچنین هزینه اجتماعی حاصل از انتشار آلاینده‌ها ارزیابی شد و در نهایت، در این مطالعه، راهکارها و مکانیزم‌های کاهش هزینه‌های زیست‌محیطی پیشنهاد شده است.

با توجه به اینکه قابلیت جذب آلاینده‌ها توسط محیط زیست محدود است، پیشنهاد می‌گردد تا قیمت سایه‌ای آلاینده‌ها که نشان دهنده هزینه واقعی اجتماعی آن‌ها است، مدنظر قرار گیرد. همچنین خسارت‌ها براساس قیمت سایه‌ای آلاینده‌ها تعیین شود که خسارت با میزان زیان وارده تطابق داشته باشد. به عبارت دیگر، مقادیر انتشار آلاینده‌ها را محاسبه کرده و ضمن در نظر گرفتن حد مجاز انتشار آلاینده‌ها و قیمت‌های سایه‌ای، براساس طرحی قانونمند، نسبت به استرداد هزینه‌های زیست‌محیطی، اقدام گردد.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

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

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

Alipour, A., Mousavi, S.H., & Khalilian, S. (2014). "Evaluation of the cost of carbon dioxide greenhouse gas emissions resulting from the development of Iran's agricultural industry", *Agricultural Economy*, *8*(1). [In Persian]

Amirtaimoori, S., Khalilian, S., Amirnejad, H., & Mohebbi, A. (2014). Estimation of cost curve to control sulfur dioxide gas (SO_2) emissions from Sarcheshmeh Copper Complex. *Ecology*, 70: 431-438

Amirtimori, S. (2013) "Investigation of the effect of air pollution caused by the activity of Sarchesme copper complex on the agricultural sector of the region and estimation of its optimal social level". PhD dissertation, Faculty of Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, Tehran. [In Persian]

Asadi, M.(2009). The cost of losses resulted from air pollution in Iran and the necessity of introduction of green taxes. *Tax Res*, *16*(3) :199-234 . [In Persian]

Babazadeh Khameneh, N. (2015). "Environmental assessment using an approach based on the concept of fuzzy logic; A case study of Shahid Freeway Interpass Bridge, Lake Urmia police station". Master's thesis, Faculty of Civil Engineering, Department of Water Engineering, University of Tabriz. [In Persian]

Baharloui. S. (2023P. Assessment of environmental effects caused by mining activities and investigation of strategies to deal with it. *Application of Chemistry in the Environment*, *13*(52), 1-8. [In Persian]

Balali, H., Khalilian, Q., & Deliri, A.S., (2018). Determination of optimal green tax rate on greenhouse gas emissions in dairy farms of Hamedan province. *Agricultural Economics & Development*, *32*(3). [In Persian]

Baumol, William J., & Walla. Qates. (1988). *The Theory of Environmental Policy*. New York: Cambrige University Press.

Callan, Scott, & Thomas, J. (2000). *Enviromental Economics and Management. (Teory, Policy and Applications).* Cengage Learning, Second Edition.

Coelli, T. (2000). On the econometric estimation of the distance function representation of the production technology. *Working Paper*, Center of Operations Research and Econometrics. available at: http://www.core.ucl.ac.be/services/psfiles/dp00/dp2000-42.pdf.

Esmaili, A., & Mohsenpoor, R. (2018). "Determining the shadow price of air pollutants in the country's power plants". *Economic research (sustainable growth and development*, *10*(4): 69-86. [In Persian]

Fare, R., and Primont, D. (1995). *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications*. Kluwer Academic, Boston.

Financial report of Gol Gohar Mining and Industrial Company (2022). [In Persian]

Giannopoulou, I. P., & Panias, D. (2006). "Sustainable development of mining and metallurgy in relation". *Acta Metallurgica Slovaca*, *12*(12): 105-110.

Hailu, A., & Veeman, T. S. (2000). Environmentally sensitive productivity analysis of the Canadian Pulp and paper industry, 1959-1994: An Input Distance Function approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 40, 251-274.

https://cbi.ir/InflationCalculator/InflationCalculator_FA.aspx

Jafarnia, M., & Esmaeili, A. (2013). Computation shadow prices of environmental pollutants of beef cattle farms in Shiraz. *Economic Research and Agricultural Development of Iran*, *44*(1): 17-2. [In Persian]

Kwon, O.S., & Yun, W. C. (2005). Estimation of the marginal abatement costs of airborne pollutants in Korea's power generation sector. *Energy Economics*, 21: 545-558.

Kwon, O.S., Yun, W. C. (1999). Estimation of the marginal abatement costs of airborne pollutants in Korea's power generation sector. *Energy Economics*, 21: 545-558.

Najafi Alamdarlo, H., & Shamshadi Yazd, K. (2017). Estimating the shadow price of pollution in Iran's wheat production and distribution chain. *Ecology*, *44*(1), 85-98. [In Persian]

Naghma, S. (2017). Medical geology and mineral environmental environment and processing in Gol Gohar Sirjan mine. PhD dissertation, Department of Geology-Environment, Faculty of Science, Shiraz University. [In Persian]

Ou, J. J., & He, L. Y. (2019). The price of pollution? A Distance Function approach to valuing multiple pollutants in China. *Emerging Markets Finance and Trade*, *57*(4), 1-18.

Pajuyan, J., and Amin Rashti, N. (2007). Green taxes with emphasis on gasoline consumption. *Special letter Economy*, *1*(7), 7-15. [In Persian]

Rezaei, M. (2009). Green tax, the only tax that enhances economic efficiency. information base of tax media. http://www. Khr-gto.com. Visited 2009. [In Persian]

Safarzadeh, G.H. (2012)."The effect of the shadow price of environmental pollutants caused by the consumption of fossil fuels in the transportation sector on the growth of the added value of this sector". Master's thesis Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University. [In Persian]

Seyyed Nejad Fahim, S., & Aghdami, E. (2011). Green tax in the path of sustainable development. *Economic Magazine (Bimonthly Review of Economic Issues and Policies*, *11*(3), 91-100. [In Persian]

Shahiki Tash, M.N., Rahimi, G., & Khaje Hosni, M. (2014). Using the mathematical programming method and directed distance function in order to calculate the environmental efficiency (study of Iran's basic metal production industries). *Operations Research in its Applications*. *11*(2):125-138. [In Persian]

Shephard, R.W. (1953). *Cost and Production Functions*. Princeton Univ. Press, Princeton, NJ.

Shephard, R.W. (1970). *Theory of Cost and Production Function*. Princeton Univ. Press, Princeton, NJ.

Wei, X., & Zhang, N. (2020). The shadow prices of CO_2 and SO_2 for Chinese coal-fired power plants: A Partial Frontier approach. *Energy Economics*, 85, 104576.

Yang et al. (2017). "Regional eco-efficiency and pollutants' marginal abatement costs in China: Aparametric approach". *Journal of Cleaner Production*, Vol. 167, 619-629.

Zamiraei, Z., & Nahed, A. (2016). Quantitative and qualitative investigation of wastes produced in steel industries. *Environmental Research and Technology*, *1*(1), 23-29. [In Persian]

Zhao, J. (2017). The carbon emissions efficiency and marginal abatement cost in urban of China: Non-Parametric Directional Distance Function methqod. *Modern Economy*, 8

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 31-66

https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13656

Economic Globalization and Environmental Well-being in Developed and Developing Countries A Smooth Transition Panel Regression Approach

Aniseh Amini[1], Saman Ghaderi[2]

1. Bachelor's degree M.Sc. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, , Sanandaj, Iran. E-mail: aniseamini97@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.(Corresponding Author) E-mail: s.ghaderi@uok.ac.ir

Abstract

Economic globalization, while offering significant economic benefits, has raised growing concerns about its environmental impacts. Environmental well-being, as a fundamental dimension of sustainable development, plays a crucial role in societal stability and informs environmental policymaking. This study investigates the effect of economic globalization on environmental well-being in 133 developed and developing countries over 2000–2020 using the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model. Results indicate a nonlinear relationship between economic globalization and environmental well-being in both groups. A two-regime model with specific threshold values was selected as optimal. The slope coefficients were estimated at 1.28 for developed and 159.78 for developing countries, indicating a slower transition between regimes in developed nations.

In developed countries, economic globalization negatively impacts environmental well-being in the first regime but exerts a positive and significant effect in the second regime. This suggests that at lower globalization levels, environmental degradation and resource overuse increase, while beyond a threshold, international cooperation, stricter standards, and green technologies improve outcomes. In developing countries, economic globalization negatively and significantly affects environmental well-being across both regimes, likely due to industrial pressures, resource exploitation, and limited technical, financial, and regulatory capacity.

The findings highlight the necessity of tailored policy interventions. Developing countries should focus on technological advancement, regulatory strengthening, and sustainable industrial policies to mitigate negative effects. Developed countries should continue enhancing green innovation and international cooperation to sustain positive environmental impacts. These results emphasize the complex, context-dependent relationship between economic globalization and environmental well-being.

Article information

Review History:

Received: Mar. 09, 2024

Revised: Apr. 08, 2024

Accepted: May. 05, 2024

Keywords:

Environmental Well-being

Economic Globalization

Smooth Transition Panel Regression (PSTR)

JEL Classification:

C24, F65, Q56

Corresponding Author:

s.ghaderi@uok.ac.ir

Aim and Introduction

Economic globalization, while bringing numerous economic benefits, has also led to growing concerns about its environmental consequences. The increasing integration of global markets has been accompanied by intensified production and consumption, which in many cases has contributed to environmental degradation. As a critical dimension of sustainable development, environmental well-being plays a central role in the organization and long-term stability of societies. It not only reflects the ecological quality of life but also influences policy decisions and development strategies across nations.

Despite the economic advantages globalization offers, its effects on environmental outcomes remain controversial, especially when comparing developed and developing countries. Developed countries often have better institutional, financial, and technological capacity to address the environmental challenges associated with globalization. In contrast, developing countries may face constraints that limit their ability to manage these impacts effectively.

The present study aims to investigate the impact of economic globalization on environmental well-being in both developed and developing countries over the period 2000 to 2020, using the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) method. The empirical findings reveal a non-linear relationship between economic globalization and environmental well-being in both groups of countries. The optimal model identified for both developed and developing countries is a two-regime structure with specific threshold values. The slope coefficients were estimated at 1.28 for developed countries and 159.78 for developing countries. In developed countries, economic globalization negatively affects environmental well-being in the first regime but has a positive and significant effect in the second regime. In contrast, in developing countries, the impact is negative and significant in both regimes.

These findings suggest that, in developed countries, economic globalization initially leads to increased environmental pressure and resource overuse. However, beyond a certain threshold, it contributes to enhanced international cooperation, adoption of green technologies, and improved environmental outcomes. In developing countries, due to limited technical, financial, and regulatory capacity, globalization tends to intensify industrial pressures and environmental degradation. Therefore, promoting sustainable policies, technological advancement, and industrial regulation is essential to mitigate the negative impacts and enhance the positive effects of economic globalization on environmental well-being.

Methodology

This study investigates the impact of economic globalization on environmental well-being in 133 developed and developing countries over the period 2000 to 2020, using the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model. This method enables the identification of nonlinear relationships and regime shifts in panel data, making it particularly suitable for analyzing complex dynamics across countries over time.

Environmental well-being is used as the dependent variable and is measured through the geometric mean of seven indicators: biodiversity, renewable water resources, energy consumption, energy efficiency, energy reserves, greenhouse gas emissions, and renewable energy. This composite index reflects both the ecological status and sustainability capacity of each country.
Economic globalization, obtained from the KOF Swiss Economic Institute, is applied as the transition variable in the PSTR model. In addition, several control variables were included to better capture the economic context: GDP per capita growth (annual %), general government final consumption expenditure (as % of GDP), net inflows of foreign direct investment (as % of GDP), and population growth (annual %). These variables were selected based on their relevance to both economic performance and environmental outcomes.
The data were collected from various global statistical sources including the KOF globalization index database and the Social Science Institute (SSI) at TH Köln.
The PSTR model, as an extension of the Smooth Transition Regression (STR), allows the estimation of nonlinear and dynamic relationships in panel data by incorporating a smooth transition function between different regimes. This flexibility makes PSTR a powerful econometric tool for assessing how the effect of globalization on environmental well-being varies under different threshold levels. Furthermore, its ability to accommodate heterogeneous behaviors across countries and time enhances the robustness of the results. The model is widely used in economics, finance, and social sciences to analyze policy impacts, regime changes, and nonlinear interactions.

Findings

The research presents the estimated results of the PSTR model, highlighting the slope parameters that represent the speed of transition between regimes. For developed and developing countries, the slope coefficients are 1.28 and 159.78, respectively. This indicates that the transition from a linear regime to a nonlinear regime occurs much more gradually in developed countries, whereas in developing countries it happens at a considerably faster rate.
The estimation of the model shows the nonlinear relationship in two threshold points for developed countries $c_1=79.5617$ and $c_2=85.0326$ and $c = (79.56+85.03)/2 = 82.29$ also for developing countries $c_1= 50.6518$ and $c_2 = 62.4416$ and $c = (50.65+62.44) /2 = 56.54$ and the transfer function is in two regimes. If the economic globalization exceeds 82.29 in developed countries and 56.54 in developing countries, the behavior of the variables will be according to the second regime, and if it is less than the above threshold, they will be in the first regime.
In developed countries, economic globalization has a negative and significant effect on environmental well-being in the first regime and a positive and significant effect in the second regime. GDP per capita growth has a positive but insignificant effect in the first regime and a significant negative effect in the second regime. Government consumption and population growth show positive effects in the first regime but negative and significant effects in the second regime.

Foreign direct investment (FDI) has a negative and insignificant effect in both regimes.

In developing countries, both economic globalization and GDP per capita growth have negative and significant effects in both regimes. Government consumption and population growth have negative and insignificant effects across both regimes. In contrast, FDI shows a positive and insignificant effect in the first regime, but a negative and significant effect in the second regime.

Discussion and Conclusion

The results of the study indicate that the impact of various factors on environmental well-being differs significantly between developed and developing countries. These differences can be attributed to varying economic, social, and cultural conditions across these country groups.

In developed countries, during the first regime, economic globalization contributes to increased economic pressures and international competition, which may result in greater exploitation of natural resources, higher pollutant emissions, and overall environmental degradation. However, in the second regime, the effect of economic globalization on environmental well-being becomes positive and significant. This shift could be due to greater access to advanced technologies, the enforcement of stricter environmental regulations, and stronger international cooperation in environmental protection.

In contrast, in developing countries, economic globalization has a negative impact on environmental well-being in both regimes. That is, an increase in economic globalization is associated with declining environmental quality. This could be a consequence of increased per capita production and consumption of energy and natural resources, leading to air and water pollution, biodiversity loss, and a reduction in environmental standards.

Overall, the findings suggest that in developed countries, factors such as economic growth, government spending, and population growth may improve environmental conditions under certain conditions. However, in developing countries, these same factors tend to exacerbate environmental degradation. Therefore, the optimal management of environmental well-being requires careful consideration of each country's unique economic, social, and cultural context. It is essential to design and implement targeted policies and strategies tailored to local conditions to effectively address environmental challenges.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۳۱ تا ۶۶
https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13656

تأثیر جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه زیست‌محیطی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی[1]

انیسه امینی[1]، سامان قادری[2]

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، ایران. aniseamini97@gmail.com

۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، ایران (نویسنده مسئول). s.ghaderi@uok.ac.ir

چکیده

جهانی‌شدن اقتصادی از مزایای اقتصادی فراوانی برخوردار بوده، اما با چالش‌های زیست‌محیطی نیز همراه بوده که نگرانی درباره تأثیر آن بر محیط زیست را افزایش داده است. رفاه زیست‌محیطی به‌عنوان یکی از ابعاد اصلی توسعه پایدار، نقش مهمی در سازماندهی جوامع و تصمیم‌گیری‌های زیست‌محیطی ایفا می‌کند. این پژوهش تأثیر جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه زیست‌محیطی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ را با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی بررسی می‌کند. نتایج نشان‌دهنده رابطه غیرخطی بین متغیرهاست و برای هر دو گروه، مدل دو رژیمی با دو حد آستانه‌ای به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شد. عامل شیب برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه به‌ترتیب برابر ۱,۲۸ و ۱۵۹,۷۸ به‌دست آمد. در کشورهای توسعه‌یافته، جهانی‌شدن اقتصادی در رژیم اول تأثیر منفی و در رژیم دوم تأثیر مثبت و معناداری بر رفاه زیست‌محیطی دارد. در کشورهای درحال‌توسعه، تأثیر منفی و معنادار در هر دو رژیم مشاهده شد. در کشورهای توسعه‌یافته، در رژیم اول، جهانی‌شدن اقتصادی ممکن است باعث استفاده ناپایدار از منابع و آلودگی شود؛ اما در رژیم دوم، بهبود همکاری‌های بین‌المللی و توسعه فناوری‌های سبز را تقویت می‌کند. در کشورهای درحال‌توسعه، افزایش جهانی‌شدن اقتصادی می‌تواند فشارهای صنعتی و استفاده نادرست از منابع طبیعی را افزایش دهد که به آسیب محیط زیست و آلودگی منجر می‌شود. محدودیت‌های فنی، مالی و نظارتی نیز باعث می‌شود این کشورها نتوانند از مزایای جهانی‌شدن به‌نحو مثبت بهره‌مند شوند. نتایج نشان می‌دهد با توسعه فناوری، کنترل صنعتی و سیاست‌های پایدار، می‌توان رفاه زیست‌محیطی را بهبود داد و تأثیر مثبت جهانی‌شدن اقتصادی را تقویت کرد.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۱۹
بازنگری: ۱۴۰۳/۰۱/۲۰
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۱۶

کلمات کلیدی:
رفاه زیست‌محیطی
جهانی‌شدن اقتصادی
مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

طبقه‌بندی JEL:
Q56 ،F64 ،C24

نویسنده مسئول:
s.ghaderi@uok.ac.ir

مقدمه

با افزایش یکپارچگی اقتصادها و رشد اقتصاد جهانی، نگرانی‌ها نسبت به تأثیرات این روندها بر محیط زیست افزایش یافته، و رابطه بین جهانی‌شدن[1] و محیط زیست، به یک مسئله موردبحث در حوزه‌های اقتصادی و سیاسی تبدیل شده است. تحولاتی در تفکر آکادمیک به‌وجود آمده که به بررسی ارتباط بین جهانی‌شدن و محیط زیست می‌پردازد. با وجود پیشرفت‌ها، چالش‌های مهمی هنوز وجود دارد و این ارتباط پیچیده با چالش‌هایی مانند حفظ تنوع زیستی و مدیریت منابع طبیعی، نیازمند راهکارهای مؤثر و هماهنگ برای مداخله است. موضوع رفاه زیست‌محیطی و مسئله شاخص‌سازی برای سنجش و اندازه‌گیری، برخلاف اهمیت فراوان آن، ازجمله موضوعاتی است که در مطالعات اقتصادی داخلی کمتر موردتوجه قرار گرفته است. باتوجه‌به ماهیت رفاه و توجه به این مطلب که عوامل مختلفی می‌تواند در ایجاد یا بهبود رفاه نقش داشته باشد، استفاده از شاخص‌های ترکیبی به‌عنوان راه‌حلی برای منظورکردن این عوامل پیشنهاد شده است (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۷).

رفاه زیست‌محیطی، به مجموعه اقداماتی اشاره دارد که هدف آن، تعادل میان نیازهای انسانی و حفظ سلامت محیط زیست است. این مفهوم در واقع، به مواردی که برای حفظ و بهبود وضعیت محیط زیست و زندگی انسانی، اساسی است، تأکید می‌کند (گزارش شاخص جامعه پایدار[2]، ۲۰۱۸ و کوالسکی و وایت[3]، ۲۰۲۰).

اهمیت رفاه زیست‌محیطی در سازماندهی جوامع و جلب‌توجه به مسائل زیست‌محیطی به‌عنوان یکی از ابعاد اصلی شاخص جامعهٔ پایدار، نقش مهمی در ساختارهای توسعه‌ای و تصمیم‌گیری‌های مرتبط با محیط زیست دارد.

جهانی‌شدن، روندی روبه‌رشد و غیرقابل‌توقف است که با رویکرد یکپارچه‌سازی اقتصاد جهانی و تجارت آزاد آغاز شد؛ اما حوزه‌های مختلف بجز اقتصاد را نیز تحت‌تأثیر قرار داده و یکی از مهم‌ترین بخش‌های متأثر از آن محیط زیست است (توکل نیا و اکبریان، ۱۳۹۰).

جهانی‌شدن می‌تواند تأثیرات مختلفی بر محیط زیست داشته باشد، و یکی از تأثیرات مثبت جهانی‌شدن بر رفاه زیست‌محیطی، افزایش آگاهی و توجه به مسائل زیست‌محیطی است. زمانی که افراد با مسائل زیست‌محیطی آشنا نیستند، اطلاعات جدیدی که به آنها ارائه می‌شود، می‌تواند باعث شناخت بهتر و فهم عمیق‌تری از مسائل محیط زیستی شود. این آگاهی می‌تواند منجر به انتخاب‌های بهتر و تصمیم‌گیری‌های مسئولانه‌تر در ارتباط با رفاه زیست‌محیطی شود. ازجمله تأثیرات منفی جهانی‌شدن بر رفاه زیست‌محیطی، می‌توان به عدم مسئولیت‌پذیری در استفاده از منابع طبیعی اشاره کرد. زمانی که افراد با مسائل محیط زیست آشنا نیستند، ممکن است از منابع طبیعی به‌صورت بی‌رویه و بدون در نظر گرفتن تأثیرات آنها استفاده کنند، که منجر به تخریب و آسیب‌های جدی به

1. Globalization
2. Sustainable society index report (2018)
3. Kowalski & White (2020)

محیط زیست می‌شود. یک تأثیر دیگر منفی جهانی‌شدن بر رفاه زیست محیطی، افزایش آلودگی و تخریب محیط زیست است.

زمانی که افراد اطلاعات کافی در مورد تأثیرات منفی فعالیت‌های انسانی بر محیط زیست ندارند، ممکن است به‌طور ناخودآگاه در ایجاد آلودگی هوا، آب و خاک مشارکت کنند که منجر به تخریب زیستگاه‌ها و کاهش تنوع زیستی می‌شود. به‌طورکلی، جهانی شدن می‌تواند تأثیرات مختلفی بر محیط زیست داشته باشد که بستگی به سطح آگاهی و رفتارهای افراد دارد (مینگ شینگ و همکاران[1]، ۲۰۲۳).

جهانی‌شدن پیامدهای زیست‌محیطی زیادی دارد؛ زیرا مستلزم ادغام اقتصاد یک کشور با اقتصاد جهانی در قالب تجارت، تحرک سرمایه و سایر متغیرهای اجتماعی-اقتصادی و اداری است. جهانی‌شدن بازار با جهانی‌شدن مسائل زیست‌محیطی مرتبط است (شهباز و همکاران[2]، ۲۰۱۷). بسیاری از دوستداران محیط زیست فکر می‌کنند که جهانی‌شدن به افزایش تقاضای جهانی برای محصولات و خدمات کمک می‌کند و منجر به فعالیت و تولید بیشتر اقتصادی می‌شود. درنتیجه، منابع طبیعی کمیاب تهی می‌شود و تخریب محیط زیست را به دنبال دارد (فاروق و همکاران[3]، ۲۰۲۲). جهانی‌شدن اقتصادی، به‌وضوح نشان داده است که دولت‌های کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته با واقعیتی مواجه هستند که توسعه اقتصادی و تخریب محیط زیست، دو روی یک سکه هستند و نمی‌توان آن‌ها را از یکدیگر جدا کرد.

این واقعیت نشان‌دهنده آن است که برای توسعه، بخش‌هایی از محیط زیست نیز باید تخریب شوند و این عمل می‌تواند اساس و پایه توسعه را به خطر بیندازد. آشکارشدن این واقعیت یک مانع و یک فرصت برای دولت‌های کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته است و مدیریت این موانع و فرصت‌ها، وظیفه‌ای بسیار دشوار برای این دسته از دولت‌ها خواهد بود.

در این پژوهش، تأثیر جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه زیست‌محیطی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)، طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۰ مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. مقاله حاضر در هفت بخش سازماندهی گردیده است؛ در بخش اول، مقدمه‌ای از موضوع ارائه می‌گردد و در بخش دوم، ضمن مروری مختصر بر مفاهیم رفاه زیست‌محیطی و جهانی‌شدن اقتصادی، مبانی نظری مربوط به کانال‌های تأثیرگذاری جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه زیست‌محیطی ارائه می‌شود. بررسی مطالعات پیشین صورت‌گرفته در این زمینه، محور بخش سوم را تشکیل می‌دهد. بخش چهارم به ارائه الگوی مدل و روش‌شناسی اختصاص دارد. در بخش پنجم، نتایج پژوهش و پایه‌های آماری تبیین شده است. در بخش ششم، نتیجه‌گیری و تفسیر نتایج پژوهش و در بخش هفتم پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

1. Ming Xing et al. (2023)
2. Shahbaz et al. (2017)
3. Farooq et al. (2022)

۲. مبانی نظری

۱- ۲. رفاه زیست‌محیطی

اهمیت رفاه زیست‌محیطی در سازماندهی جوامع و جلب‌توجه به مسائل زیست‌محیطی به‌عنوان یکی از ابعاد اصلی پایداری جامعه، نقش مهمی در ساختارهای توسعه‌ای و تصمیم‌گیری‌های مرتبط با محیط زیست دارد. بنیاد جامعه پایدار در هلند از سال ۲۰۰۶ به ارائه و توسعه شاخص جامعه پایدار[1] (SSI) پرداخته است که هدف آن، ارائه روشی جامع و کمی برای اندازه‌گیری و پایش سلامت سیستم‌های انسان و محیط زیست در سطح ملی در سراسر جهان است (گزارش شاخص جامعه پایدار، ۲۰۱۸). جامعه پایدار به جامعه‌ای گفته می‌شود که از نظر اقتصادی بادوام، از نظر زیست‌محیطی سالم و از نظر اجتماعی مسئولیت‌پذیر باشد (کوالسکی و وایت، ۲۰۲۰).

شاخص جامعه پایدار، یک ابزار جامع برای ارزیابی پایداری جامعه در سه بُعد اصلی رفاه انسانی، رفاه زیست‌محیطی و رفاه اقتصادی است. برای این منظور، شاخص جامعه پایدار با استفاده از ۲۲ نماگر در هفت گروه، به ارزیابی سه بعد رفاه انسانی، زیست‌محیطی، اقتصادی، برای ۱۵۴ کشور که ۹۹ درصد از جمعیت جهان را تشکیل می‌دهند، پرداخته است (مارپیچی و همکاران[2]، ۲۰۱۴). رفاه زیست‌محیطی به بهبود و حفظ وضعیت محیط زیست اشاره دارد. این مفهوم در جهت تأکید بر این ایده است که فعالیت‌ها و تصمیمات انسانی، باید به نحوی باشند که حداقل تأثیر منفی بر محیط زیست داشته باشند و در واقع، به بهبود و پایداری طبیعت کمک کنند. رفاه زیست‌محیطی شامل اقداماتی است که به توازن میان نیازهای انسانی و حفظ سلامت محیط زیست کمک می‌کند. این مفهوم، به جلب‌توجه به مسائل زیست‌محیطی، جلوگیری از آلودگی هوا و آب، حفاظت از تنوع زیستی، مدیریت پسماند، استفاده از منابع تجدیدپذیر، حمایت از انرژی‌های پاک، و ترویج عملکردهای محیط زیستی مثبت اشاره دارد (سای سانا و فیلیپاس[3]، ۲۰۱۲).

۲-۲. شاخص‌های رفاه زیست‌محیطی

برای ارزیابی رفاه زیست‌محیطی، از شاخص‌ها و معیارهای مختلفی استفاده می‌شود که در پیشرفت حفظ محیط زیست و توسعه پایدار، نقش دارند. رفاه زیست‌محیطی به دو گروه منابع طبیعی و آب‌وهوا و انرژی دسته‌بندی می‌شود که شامل هفت شاخص تنوع زیستی، منابع آب تجدیدپذیر، میزان مصرف منابع طبیعی و انرژی، صرفه‌جویی انرژی، ذخایر انرژی، گازهای گلخانه‌ای و انرژی‌های تجدیدپذیر است.

۱-۲-۲. تنوع زیستی[4]

این شاخص، به میزان و تنوع گونه‌های زنده در یک منطقه مشخص اشاره دارد. ارزیابی شاخص تنوع زیستی، می‌تواند شامل شمار گونه‌ها، تعداد زیستگاه‌ها و احتمالاً میزان ذخایر خاص ژنتیکی باشد.

1. Sustainable Society Index
2. Marichi et al. (2014)
3. Saisana & Philippas. (2012)
4. Biodiversity

ذخایر خاص ژنتیکی به تنوع ژنتیکی درون یک گونه و بین گونه‌ای اشاره می‌کند که برای حفظ تنوع زیستی و پایداری اکوسیستم، بسیار اهمیت دارد. این تنوع ژنتیکی، نقش مهمی در مقاومت در برابر تغییرات محیطی، بیماری‌ها، و شرایط جدید زیستی ایفا می‌نماید و به انطباق گونه‌ها با محیط زیست خود کمک می‌کند.

۲-۲-۲. منابع آب تجدیدپذیر[1]

این شاخص، به نسبت میزان برداشت آب به منابع آب تجدیدپذیر مانند رودخانه‌ها، آبگیرها و اشباع خاک است. ارزیابی این شاخص، می‌تواند کمک کند تا میزان بهره‌وری و پایداری در استفاده از منابع آب بررسی شود.

۳-۲-۲. مصرف[2]

این شاخص، به مقدار مصرف مواد و منابع مختلف در یک منطقه اشاره دارد؛ که می‌تواند شامل مصرف غذا، انرژی، و سایر منابع طبیعی باشد.

۴-۲-۲. صرفه‌جویی در انرژی[3]

این شاخص، به میزان انرژی مصرفی در یک منطقه اشاره دارد و نشان‌دهنده میزان انرژی صرفه‌جویی شده به‌وسیله فناوری‌های بهره‌ور انرژی و کاهش مصرف انرژی است.

۵-۲-۲. ذخایر انرژی[4]

این شاخص، به میزان ذخایر موجود انرژی‌های تجدیدپذیر و غیرتجدیدپذیر اشاره دارد.

۶-۲-۲. گازهای گلخانه‌ای[5]

این شاخص، مرتبط با اندازه‌گیری میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای نظیر دی‌اکسیدکربن (CO_2)، متان(CH_4) و نیترو اکسید (NOx) است.

۷-۲-۲. انرژی تجدیدپذیر[6]

این شاخص، به میزان استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر نظیر خورشید، باد، آب و سایر منابع انرژی پاک اشاره داردکه می‌تواند نشان‌دهنده پایداری و کاهش تأثیرات زیست‌محیطی مرتبط با تولید انرژی باشد (گزارشSSI، ۲۰۱۸).

1. Renewable Water Resources
2. Consumption
3. Energy Savings
4. Energy Use
5. Greenhouse Gases
6. Renewable Energy

۳-۲. اندازه گیری رفاه زیست‌محیطی

مراقبت از رفاه زیست‌محیطی، نقش اساسی در حفظ سلامت کره زمین و ارتقاء کیفیت زندگی انسان‌ها دارد. این اقدامات می‌توانند تأثیر مستقیم و غیرمستقیمی بر زندگی انسان‌ها و سایر موجودات زنده داشته باشند. برای تعیین نمره رفاه زیست‌محیطی در هر کشور، از یک روش ترکیبی برای ترکیب داده‌های مربوط به هر هفت شاخص رفاه زیست‌محیطی استفاده می‌شود. رفاه زیست‌محیطی، از میانگین هندسی شاخص‌های تشکیل‌دهنده خود، محاسبه می‌گردد.

در روش محاسبه رفاه زیست‌محیطی، از یک سری مراحل کلیدی برای محاسبه دسته‌ها و ابعاد رفاه زیست‌محیطی استفاده می‌شود. این مراحل عبارتند از:

انتخاب شاخص‌ها و بررسی داده‌ها

مرحله ۱: در این مرحله، شاخص‌های مورد نیاز برای هر بعد از رفاه با توجه به اهمیت‌شان و جدیدترین اطلاعات، انتخاب می‌شوند. داده‌های انتخاب شده برای داده از دست رفته و خطاها، بررسی، و داده‌های پرت، شناسایی و اصلاح می‌شوند.

مرحله ۲: تخمین داده‌های گمشده

در صورت نیاز، داده‌های گمشده با استفاده از دانش تخصصی تخمین زده می‌شوند.

مرحله ۳: نرمال‌سازی

شاخص‌ها در واحدهای مختلف و با محدوده‌های متفاوت، با یک مقیاس مشترک نرمال‌سازی می‌شوند.

مرحله ۴: وزن‌دهی

وزن‌های مساوی به شاخص‌های داخل دسته‌ها و بعد رفاه تخصیص داده می‌شوند.

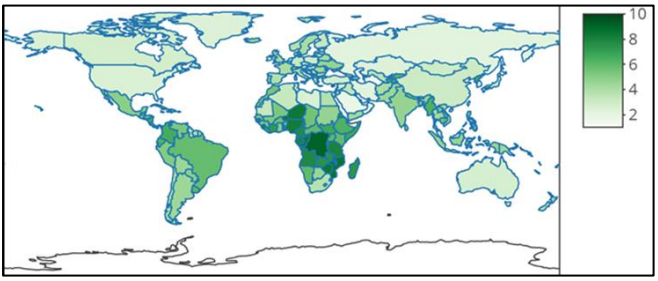
مرحله ۵: تجمیع

امتیازهای کشوری برای هر دسته از رفاه زیست‌محیطی، به‌عنوان میانگین هندسی ساده از شاخص‌های نرمال‌سازی شده محاسبه می‌شوند. امتیازهای کشوری برای دسته‌های رفاه زیست‌محیطی نیز به عنوان میانگین هندسی ساده از دسته‌های زیرین محاسبه می‌شوند. از این روش و مراحل، طبق گزارش مرکز تحقیقات مشترک اتحادیه اروپا[1](JRC) برای ساخت و توسعه شاخص جامعه پایدار و سه بعد رفاه انسانی، زیست‌محیطی و اقتصادی، استفاده شده است (سایسانا و فیلیپاس، ۲۰۱۲).

نمره شاخص جامعه پایدار برای هر کشور، بین ۰ تا ۱۰، و نمایانگر سطح پایداری جامعه در آن کشور است که یک ضعیف‌ترین و ده قوی‌ترین امتیاز برای این شاخص است(کوالسکی و وایت، ۲۰۱۸). در شکل (۱)، رتبه‌بندی رفاه زیست‌محیطی برای جهان آورده شده است. رتبه‌بندی کشورها براساس امتیاز رفاه زیست‌محیطی، نشان می‌دهد که کشورهای فقیرتر در رفاه زیست‌محیطی، عملکرد بهتری دارند، درحالی‌که کشورهای پویا و یا غنی از منابع، بدتر عمل کرده‌اند. البته در این میان، استثناهایی

1. Joint Research Centre

نیز وجود دارد. بیشترین امتیاز برای رفاه زیست‌محیطی، مربوط به کشورهای در حال توسعه‌ای مثل نیجر، نیجریه، جمهوری کنگو، زیمباوه، زامبیا، کوبا، جمهوری آفریقای مرکزی، برزیل و ونزوئلا است. کشورهایی مانند استرالیا، ژاپن، آمریکا، کانادا، چین و روسیه، کمترین میزان رفاه زیست‌محیطی را دارند.



شکل۱: رتبه بندی رفاه زیست‌محیطی برای جهان – ۲۰۲۰

Figure 1: Environmental Well-being Rankings for the World - 2020

منبع: سایت جامعه پایدار (https://ssi.wi.th-koeln.de)

افزایش استفاده از سوخت‌های فسیلی در چین و مناطق جنوبی آسیا، منجر به افزایش قابل‌توجه آلودگی هوا به‌ویژه دی‌اکسیدکربن، در این مناطق شده است. افزایش تولید و مصرف در آسیا نیز به افزایش مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسیدکربن و آلاینده‌های دیگر انجامیده است.

در مقابل، آفریقای جنوبی و کشورهایی مانند لیبی و الجزایر، در وضعیت نامناسبی در مسائل زیست‌محیطی قرار دارند و منابع آب تجدیدپذیر به‌عنوان اولویت مورد توجه قرار نمی‌گیرد. بااین‌حال، برخی از کشورها در این مناطق به‌عنوان استثناها شناخته می‌شوند و پیشرفت‌های قابل‌توجهی در بهبود محیط زیست داشته‌اند؛ مانند لیبی و مصر. همچنین، جمهوری دموکراتیک کنگو بهترین عملکرد را در بهبود محیط زیست از بین تمام کشورها در جنوب صحرای آفریقا داشته است.

در قاره آمریکا به‌استثنای آمریکای شمالی، سایر مناطق بین پنج تا شش امتیاز دارند، که اختلاف امتیاز با آمریکای شمالی، تقریباً یک - سوم است. البته در داده‌ها، لغو قوانین زیست‌محیطی در دوره دولت ترامپ لحاظ نشده است. دلایل پایین بودن رتبه رفاه زیست‌محیطی در برخی کشورهای قاره آمریکا و اروپا می‌تواند به عوامل متعددی برگردد؛ که شامل اقدامات زیست‌محیطی، سیاست‌های محیط زیستی، نگرش جامعه، و وضعیت محیط زیستی می‌شود. برخی از دلایل ممکن، شامل آلودگی هوا و آب، تغییرات آب‌وهوایی، تخریب محیط زیست، صنعت و تولید بدون توجه به اثرات زیست‌محیطی، و سیاست‌های محیط زیستی ضعیف است.

۴-۲. جهانی‌شدن

جهانی‌شدن و علل و پیامدهای آن به روش‌های مختلف توسط محققان باتوجه‌به رشته و جهان‌بینی آنها تعریف و تحلیل شده است. عصر جهانی‌شدن پس از جنگ جهانی دوم آغاز شد. در این دوران،

شرکت‌ها در ایالات متحده به‌منظور کاهش هزینه‌ها و افزایش سود، کسب‌وکارهای خود را به کشورهایی با اتحادیه‌های کارگری ضعیف و دستمزدهای پایین منتقل کردند. این فرایند با گذر زمان، به گسترش ارتباطات بین کشورها منجر شد و جهان به یک دهکده جهانی تبدیل شد. (غلام‌پور، ۱۳۸۴).

تعریف عمومی پذیرفته شده جهانی‌شدن، تشدید تعاملات بین‌المللی است که استقرار ساختارهای فراملی و ادغام جهانی فرایندهای فرهنگی، اقتصادی، اکولوژیکی، سیاسی، تکنولوژیکی و اجتماعی را در سطح جهانی، فراملی، ملی، منطقه‌ای و محلی ترویج می‌کند (تانگ و همکاران[1]، ۲۰۲۰). جهانی‌شدن ابعاد و لایه‌های متعددی دارد که از میان آن‌ها، ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی، دارای اهمیت ویژه‌ای است. جهانی‌شدن اقتصاد بر ماهیت بی‌مرز جریان‌های اقتصادی و به تبدیل‌شدن اقتصاد جهانی به یک واحد همگرا تأکید می‌ورزد. جهانی‌شدن اجتماعی، به تعامل انسان‌ها در جوامع فرهنگی مختلف با موضوعاتی مانند خانواده، مذهب، کار و تحصیلات مرتبط است. در جهانی‌شدن سیاسی، پرسش اساسی در نقش دولت و حکومت در فرایند جهانی‌شدن است (جعفری صمیمی و بحرینی، ۱۳۹۴).

۵-۲. جهانی‌شدن اقتصادی

جهانی‌شدن اقتصادی به‌عنوان یک فرایند تاریخی، افزایش ادغام اقتصادها در سراسر جهان از طریق تجارت، جریان‌های مالی، جابه‌جایی افراد (کار) و دانش (تکنولوژی) در سراسر مرزهای بین‌المللی تلقی می‌شود. این اصطلاح از دهه ۱۹۸۰ رایج شد. در آن زمان، بسیاری از کشورها جهانی‌شدن را به‌عنوان فرصتی برای کشف توانایی خود برای ادغام با بازار جهانی تجسم کردند (کاییک‌چی[2]، ۲۰۱۹). اقتصاد جهانی شاهد موج جدیدی از جهانی‌شدن اقتصادی است که به‌عنوان ادغام اقتصادهای جهان از طریق مجموعه فزاینده‌ای از توافقنامه‌های تجاری و سرمایه‌گذاری دوجانبه و چندجانبه منطقه‌ای تعریف می‌شود.

بسیاری از دولت‌ها نیز به‌طور یک‌جانبه نقش دولت را در امور اقتصادی کاهش می‌دهند و نتیجه آن، افزایش جریان کالاها، خدمات و اطلاعات در سراسر جهان است. با گنجاندن جریان کالاها و خدمات در بافت نهادی آنها، این تعریف براساس تفکر نای و دو ناو است که جهانی‌شدن اقتصادی را به‌عنوان فرایند افزایش جهانی‌گرایی اقتصادی تعریف می‌کنند. آنها از جهانی‌گرایی اقتصادی به‌عنوان «جریان‌های طولانی کالاها، خدمات و سرمایه، و اطلاعات و ادراکات همراه با مبادله بازار» یاد می‌کنند (گالاگر[3]، ۲۰۰۹).

1. Tang et al. (2020)
2. Kaikchi (2019)
3. Gallagher (2009)

۶-۲. تاثیر جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه زیست‌محیطی

فرایند جهانی‌شدن، یک‌روند پویا و پیشرو است که با آغاز یکپارچه‌سازی اقتصاد جهانی و ترویج تجارت آزاد آغاز شده است. این روند، علاوه بر تحولات اقتصادی، بر زمینه‌های مختلف اجتماعی و فرهنگی نیز تأثیر گذاشته و از جمله حوزه‌های تحت‌تأثیر قرار گرفته، محیط زیست است که یکی از بخش‌های حیاتی و مهم این تأثیرات می‌باشد (توکل نیا و اکبریان، ۱۳۹۰). جهانی‌شدن باعث آلودگی هوا و آب در سطح جهان، افزایش تولید پسماندها و تراکم جمعیت، تخریب مراتع، جنگل‌ها و آب‌های زیرزمینی و کاهش تنوع زیستی می‌شود. برای حفظ بعد رفاه زیست‌محیطی، باید از فناوری‌های پاک، کاهش مصرف انرژی، بازیافت پسماندها و حفاظت از منابع طبیعی استفاده کرد و به توسعه پایدار و مدیریت محیط زیست با تأکید بر حفظ تنوع زیستی و احترام به حقوق حیات‌وحش توجه ویژه‌ای داشت (تاوش و حشمتی، ۲۰۱۸).

جهانی‌شدن، می‌تواند باعث کاهش آلودگی هوا و افزایش استفاده از منابع انرژی پاک در کشورها شود. بااین‌حال، تأثیر جهانی‌شدن بر زیست‌محیط به دلایل مختلف، همچون رشد اقتصادی و توسعه صنعت، ممکن است منفی باشد (مینگ شینگ و همکاران، ۲۰۲۳).

جهانی‌شدن اقتصادی، پیامدهای زیست‌محیطی زیادی دارد؛ زیرا مستلزم ادغام اقتصاد یک کشور با اقتصاد جهانی در قالب تجارت، تحرک سرمایه و سایر متغیرهای اجتماعی - اقتصادی و اداری است. جهانی‌شدن بازار با جهانی‌شدن مسائل زیست‌محیطی مرتبط است (شهباز و همکاران، ۲۰۱۷). بسیاری از دوستداران محیط زیست فکر می‌کنند که جهانی‌شدن اقتصادی، به افزایش تقاضای جهانی برای محصولات و خدمات کمک می‌کند و منجر به فعالیت و تولید بیشتر اقتصادی می‌شود. درنتیجه، منابع طبیعی کمیاب تهی می‌شود و تخریب محیط زیست را به دنبال دارد. در مقابل، جهانی‌شدن اقتصادی قادر است کیفیت اکولوژیکی را با انتشار فناوری نویدبخش اکولوژیکی بهبود بخشد (فاروق و همکاران ۲۰۲۲).

اثرات جهانی‌شدن اقتصادی بر محیط زیست و محیط زیست بر جهانی‌شدن اقتصادی، چندبعدی است و تعیین کل تأثیرات آسان نیست. جهانی‌شدن اقتصادی، ممکن است رشد اقتصادی و همچنین افزایش درآمد را حفظ کند. ازسوی‌دیگر، باتوجه‌به جهانی‌شدن اقتصادی، به‌دلیل افزایش حجم تولید، آلودگی افزایش می‌یابد. آلودگی باعث می‌شود که محیط زیست آسیب ببیند و در برخی موارد، به‌راحتی بر نتایج آن، غلبه نشود (گالاگر، ۲۰۰۹).

جهانی‌شدن اقتصادی، می‌تواند کیفیت محیط زیست را از طریق تأثیرات مثبت تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش دهد. تکنیک‌ها و اثرات ترکیب تجارت، باعث استفاده از فناوری‌های سازگار با محیط زیست و تحولات ساختاری می‌شود که به‌نوبه‌خود، محیط را بهبود می‌بخشد. ازیک‌طرف، ارتباط بین ملت‌ها، انتقال فناوری را افزایش می‌دهد. ازطرف‌دیگر، فرصت‌های رو به رشد برای صادرات کالاها در دوران تجارت آزاد، تولید کالاها را با هزینه محیط از طریق اثر مقیاس افزایش می‌دهد. بسیاری به این اجماع رسیده‌اند که برای حفظ سطح رشد اقتصادی و

جلوگیری از تخریب بیشتر محیط زیست، ضرورت پرورش و پشتیبانی از جهانی‌شدن و توسعه بازارهای مالی باید موردتوجه قرار گیرد (محمدی نیا و همکاران، ۱۴۰۲).

روابط معکوس بین عملکرد اقتصادی و سلامت محیط زیست، به‌وضوح در بسیاری از کشورها مشاهده می‌شود. در این کشورها، افزایش تولید و رشد اقتصادی و درنتیجه، تجارت بیشتر ممکن است، باعث کاهش رفاه محیط زیست شود. این پدیده به‌عنوان منحنی کوزنتس[1] شناخته می‌شود که در بیشتر کشورهای درحال‌توسعه قابل مشاهده است. منحنی کوزنتس (EKC) به این ایده اشاره دارد که در ابتدا با افزایش رشد اقتصادی، ممکن است وضعیت محیط زیست بدتر شود (برای مثال، افزایش آلودگی)، اما سپس در یک نقطه از این رشد، بهبود وضعیت محیط زیست آغاز می‌شود و با ادامه رشد اقتصادی، وضعیت محیط زیست بهبود می‌یابد. این ایده توسط سایمون کوزنتس در سال ۱۹۵۵ مطرح شد و از آن زمان به‌عنوان یک الگوی مفید برای بررسی ارتباط بین اقتصاد و محیط زیست مورداستفاده قرار گرفته است.

جهانی‌شدن، با افزایش ارتباطات و ادغام اقتصادها، ازیک‌سو، تأثیرات مثبت و منفی خود را بر رفاه زیست‌محیطی به ارمغان می‌آورد و به رشد اقتصادی و بهبود وضعیت رفاه زیست‌محیطی کمک کند، اما ازسوی‌دیگر، ممکن است منجر به نابرابری و تخریب محیط زیست شود. توزیع سرمایه و فناوری از طریق جهانی‌شدن، می‌تواند وضعیت محیط زیست را بهبود بخشد و یا تضعیف کند. این فرایند همچنین می‌تواند فشار برای اصلاحات ایجاد، و نیاز به توسعه پایدار را برجسته کند (پانایوتو[2]، ۲۰۰۰). در کل، ارتباط بین جهانی‌شدن اقتصادی و رفاه زیست‌محیطی پیچیده است و برای تحقق توازن بین رشد اقتصادی و پایداری محیطی، نیاز به سیاست‌های مناسب در سطح جهانی است.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه خارجی

وو و همکاران[3] (۲۰۲۳)، تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر انتشار کربن در کشورهای امتداد کمربند و جاده را از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۸ با استفاده از رگرسیون پانل غیرخطی (PSTR) و داده‌های تابلویی بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند که تأثیر مستقیم مقررات زیست‌محیطی بر انتشار کربن در کشورهای امتداد کمربند و جاده مثبت است؛ با تفاوت‌هایی بین کمربند اقتصادی جاده ابریشم و جاده ابریشم دریایی. درحالی‌که نوآوری فنی در حال انجام است، مقررات زیست‌محیطی در سطح پایین انتشار کربن را افزایش می‌دهد، درصورتی‌که در سطح بالا، از آن جلوگیری می‌کند. ساختار صنعتی در سطح پایین و بالا، باعث جلوگیری از انتشار کربن توسط مقررات زیست‌محیطی می‌شود؛ با درجه‌ای قوی‌تر در سطح بالا. شدت انرژی نیز تأثیر می‌گذارد؛ در سطح پایین، مقررات زیست‌محیطی انتشار کربن را افزایش می‌دهد، درحالی‌که در سطح بالا، از آن جلوگیری می‌کند؛ بنابراین، پیشنهاد می‌شود

1. Environmental Kuznets Curve
2. Panayotou. (2000)
3. Wu et al. (2023)

که کشورهایی که در امتداد کمربند و جاده قرار دارند، مسیر توسعه پایدار و کم‌کربن را دنبال کنند و تمرکز خود را بر حفاظت از محیط زیست و کاهش انتشار کربن افزایش دهند، همچنین باید تنظیمات مربوطه در زمینه نوآوری فنی، ساختار صنعتی و شدت انرژی را برای دستیابی به کاهش انتشار کربن بهبود بخشند.

لطیف و همکاران[1] (۲۰۲۳)، از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۰، تأثیر جهانی‌شدن اقتصاد بر یکپارچگی زیست‌محیطی اقتصادهای آسیایی را بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، بررسی تأثیرات مستقل و تعاملی جهانی‌شدن اقتصادی و کیفیت نهادی بر کیفیت محیطی را بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که جهانی‌شدن اقتصاد، باعث بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود. همچنین نشان می‌دهد که کیفیت نهادی، نقش مهمی در کاهش تأثیرات منفی جهانی‌شدن بر کیفیت محیط زیست دارد. براساس این نتایج، توصیه‌های سیاستی برای بهبود کیفیت محیط زیست ارائه شده است.

مینگ‌شینگ و همکاران (۲۰۲۳)، در پژوهشی، به بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر در چین با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی (ARDL) پرداخته‌اند. در این روش، متغیرهای وابسته (توسعهٔ انرژی‌های تجدیدپذیر) با استفاده از متغیرهای مستقل (جهانی‌شدن، توسعهٔ مالی و سرمایهٔ انسانی) پیش‌بینی شده‌اند. نتایج این مقاله، نشان داد که جهانی‌شدن، توسعهٔ مالی و سرمایهٔ انسانی به‌طور مثبت و معنادار، بر توسعهٔ انرژی‌های تجدیدپذیر در چین تأثیرگذار هستند.

آووسی و همکاران[2] (۲۰۲۲)، به بررسی تأثیر جهانی‌سازی اقتصادی، رشد اقتصادی، تخریب محیط زیست و ریسک سیاسی بر استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در ویتنام از سال ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۹ با استفاده از مجموعه داده‌های زمانی پرداخته‌اند. برای تجزیه‌وتحلیل تجربی، از رویکرد خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی پویا استفاده شده است. براساس تحلیل این مطالعه، رشد اقتصادی، تأثیر مثبتی بر استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارد، و جهانی‌سازی اقتصادی نیز در بلندمدت، تأثیر مثبتی بر آن دارد، درحالی‌که در کوتاه‌مدت، تأثیر خنثی است. همچنین، ریسک‌های سیاسی و تخریب محیط زیست، ارتباط ناخواسته‌ای با استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند.

آچیاپونگ و همکاران[3] (۲۰۲۲)، در پژوهشی، با استفاده از داده‌های سری زمانی از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، به بررسی اثر نامتقارن جهانی‌سازی اقتصادی بر انتشار کربن در استرالیا می‌پردازد. برای این منظور، از مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شده است. نتایج این روش، نشان می‌دهد که تغییر مثبت در جهانی‌شدن اقتصادی، باعث کاهش انتشار کربن می‌شود، درحالی‌که تغییر منفی در این مورد، باعث افزایش انتشار کربن می‌شود. همچنین، تفکیک

1. Latif et al. (2023)
2. Avosi et al. (2022)
3. Achyapong et al. (2022)

جهانی‌سازی اقتصادی به جهانی‌سازی مالی و تجاری، نشان می‌دهد که تغییر مثبت در جهانی‌سازی مالی، انتشار کربن را کاهش می‌دهد، درحالی‌که تغییر منفی در این زمینه، باعث افزایش انتشار کربن می‌شود. ازسوی‌دیگر، تغییر مثبت در جهانی‌سازی تجارت، باعث افزایش انتشار کربن می‌شود، درحالی‌که تغییر منفی در این زمینه، تأثیری مثبت یا منفی ندارد. براین‌اساس، تأکید بر جهانی‌سازی اقتصادی و به‌ویژه جهانی‌سازی مالی برای دستیابی به انتشار صفر کربن در استرالیا، توصیه می‌شود.

وی‌مین و همکاران[1] (۲۰۲۲)، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف برق و تخریب محیط زیست در کشورهای جهانی شده شامل چین، آمریکا، ژاپن و ... پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست در کشورهای مختلف، ممکن است باتوجه‌به شرایط خاص همان کشور، مثبت یا منفی باشد.

جینگ وانگ و همکاران[2] (۲۰۲۱)، تأثیر جهانی‌شدن بر عملکرد زیست‌محیطی با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۱۴۸ کشور از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۸، از طریق شاخص عملکرد زیست‌محیطی برای به‌تصویرکشیدن کیفیت کلی محیط زیست و شاخص KOF برای اندازه‌گیری چند بعد جهانی‌شدن را موردمطالعه قرار دادند. نتایج تجربی این مطالعه، نشان داد که جهانی‌شدن برای عملکرد زیست‌محیطی حیاتی است. همچنین، افزایش جهانی‌شدن، باعث بهبود عملکرد زیست‌محیطی می‌شود و در میان بعدهای جهانی‌شدن، جهانی‌شدن اقتصادی، نمی‌تواند به‌تنهایی عملکرد زیست‌محیطی را تغییر دهد. بهبود جهانی‌شدن اجتماعی و سیاسی نیز باعث بهبود عملکرد زیست‌محیطی می‌شود.

تانگ و همکاران[3] (۲۰۲۰)، در پژوهشی، شاخص‌های پایداری را با شاخص جهانی‌سازی KOF بررسی کردند تا بدانند آیا کشورهای جهانی‌شده‌تر از نظر توسعه پایدار و ابعاد آن، به‌ویژه پایداری زیست‌محیطی، عملکرد بهتری دارند یا خیر. نتایج به‌دست‌آمده، نشان می‌دهد که شاخص‌های پایداری مانند شاخص توسعه انسانی[4] (HDI) و شاخص عملکرد زیست‌محیطی[5] (EPI) رابطه قوی‌تری با سطوح مختلف جهانی‌شدن دارند. درحالی‌که سایر شاخص‌ها مانند شاخص فهرست قرمز[6] (RLI)، و شاخص پایداری محیطی[7] (ESI)، رابطه قوی‌تری با سطوح مختلف جهانی‌شدن، نشان دادند. به‌طورکلی، نتایج نشان داد که جهانی‌سازی، تأثیر مثبتی بر پایداری دارد.

کاییکچی[8] (۲۰۱۹)، اثرات جهانی‌شدن بر محیط زیست و پایداری را با درنظرگرفتن هزینه‌های اقتصادی آن در انواع مختلف تخریب محیط زیست، مورد تجزیه‌وتحلیل قرارداد. این تحلیل با استفاده

1. Wei Min et al. (2022)
2. Jing Wang et al. (2021)
3. Tang et al. (2020)
4. Human Development Index
5. Environmental Performance Index
6. Red List Index
7. Environmental sustainability index
8. Kaikchi (2019)

از نظریه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی ارائه شده است که در آن بحث مطرح شده است که چگونه می‌توان اثرات منفی را به حداقل و اثرات مثبت را به حداکثر رساند. نتیجه این تحقیق، نشان می‌دهد که سطح بهینه آلودگی اجتماعی، زمانی به دست می‌آید که سود اجتماعی حاشیه‌ای کاهش آلودگی، برابر با هزینه‌های اجتماعی حاشیه‌ای تلاش برای کاهش آلودگی باشد.

اُلاگونجو و همکاران[1] (۲۰۱۹)، با روش مدل رگرسیون پوآسون، تأثیر رفاهی جهانی‌شدن در کشورهای درحال‌توسعه را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل، نشان داد که سرمایه انسانی به‌عنوان یک عامل واسطه‌ای، تأثیر قابل‌توجه و مثبت بر جهانی‌شدن و رفاه دارد.

تاوش و حشمتی (۲۰۱۸)، با استفاده از روش تحلیل آماری و مقایسه‌ای و استفاده از داده‌های ثانویه، به بررسی تأثیرات جهانی‌شدن بر محیط زیست پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که جهانی‌شدن، باعث افزایش تأثیرات منفی بر محیط زیست شده است. به‌عبارت‌دیگر، نتایج این پژوهش، نشان داد که جهانی‌شدن، باعث آلودگی هوا و آب در سطح جهان، افزایش تولید پسماندها و تراکم جمعیت، تخریب مراتع، جنگل‌ها و آب‌های زیرزمینی و کاهش تنوع زیستی شده است.

شهباز و همکاران (۲۰۱۷)، به بررسی رابطه علیت بین جهانی‌شدن و انتشار CO_2 برای ۲۵ اقتصاد توسعه‌یافته در مناطق آسیا، آمریکای شمالی، اروپای غربی و اقیانوسیه با استفاده از روش‌های داده‌های سری زمانی از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴ و پانل پرداخته‌اند. نتایج تجربی، نشان داد که جهانی‌شدن، منجر به افزایش انتشار کربن می‌شود و بنابراین، فرضیه انتشار کربن مبتنی بر جهانی‌شدن معتبر است. این تحلیل تجربی، رهنمودها و خط‌مشی روشنگری را برای سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌کند که از «جهانی‌سازی» به‌عنوان یک ابزار اقتصادی برای سیاست زیست محیطی بلندمدت بهتر استفاده کنند.

کوبی و همکاران[2] (۲۰۱۶)، به بررسی ارتباط بین جهانی‌شدن اقتصادی و محیط زیست از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۳ با استفاده از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌پردازند و از دو نظریه اصلی یعنی استاندارد وقف عاملی (FET) و فرضیه پناهگاه آلودگی (PHH)، استفاده می‌کنند. نتایج تحقیق، نشان می‌دهد که افزایش تجارت، اثرات منفی ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را تشدید می‌کند که درنهایت، به نفع فرضیه پناهگاه آلودگی (PHH) نسبت به نظریه استاندارد وقف عاملی (FET) است.

فیگه و همکاران[3] (۲۰۱۶)، در پژوهشی تحت عنوان "تا چه اندازه جهانی‌شدن و حوزه‌های مختلف آن ردپای اکولوژیکی را تشدید می‌کند و یا به توسعه پایدار از نظر اکولوژیکی کمک می‌کند؟"، با استفاده از مدل‌های رگرسیون چند متغیره، نشان می‌دهد که جهانی‌شدن، منجر به افزایش تنش محیط زیست می‌شود.

1. Olagunjo et al. (2019)
2. Kobe et al. (2016)
3. Fige et al. (2016)

۲-۳. پیشینه داخلی

امینی و همکاران(۱۴۰۳) در پژوهشی به بررسی اثرات غیرخطی جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی(PSTR) طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ پرداختند. نتایج نشان داد که جهانی‌شدن اقتصادی در سه رژیم مختلف تأثیرات متفاوتی دارد: در کشورهای توسعه‌یافته، در رژیم اول تأثیر منفی و در رژیم‌های دوم و سوم تأثیر مثبت بر رفاه اقتصادی مشاهده شد، در حالی که در کشورهای درحال‌توسعه، جهانی‌شدن در هر سه رژیم اثری مثبت داشت. همچنین، سرعت انتقال بین رژیم‌ها در کشورهای توسعه‌یافته نسبت به کشورهای درحال‌توسعه بالاتر بود. یافته‌ها بر اهمیت سیاست‌گذاری متناسب با شرایط توسعه‌یافتگی کشورها و ضرورت تقویت زیرساخت‌ها در کشورهای درحال‌توسعه برای بهره‌گیری بهتر از مزایای جهانی‌شدن تأکید کردند.

لطافت و همکاران (۱۴۰۲)، با استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفهٔ توزیعی غیرخطی (NARDL)، رابطه همجمعی نامتقارن بین ردپای بوم‌شناختی و جهانی‌شدن اقتصادی و سیاسی را در ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این پژوهش، مبنی بر اثر منفی جهانی‌شدن سیاسی بر شاخص ردپای بوم‌شناختی، فرضیه مدیریت جهانی محیط زیست را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد، جهانی‌شدن سیاسی، تقاضای زیست‌محیطی بشر را کاهش می‌دهد.

محمدی نیا و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی اثرات جهانی‌شدن، رشد اقتصادی، توسعه مالی بر ردپای اکولوژیکی در ایران، با روش تجزیه‌وتحلیل رگرسیون کوانتایل پرداخته‌اند. بر اساس نتایج، در چارک‌های (پایین) اول و دوم؛ جهانی‌شدن اقتصادی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی، توسعه مالی و تراکم جمعیت بر ردپای اکولوژیکی ایران، اثر مثبت دارد و از چارک‌های سوم و چهارم به بعد، شدت تأثیرگذاری آن بر ردپای اکولوژیکی ایران افزایش می‌یابد. به‌عبارتی، شاخص‌های جهانی‌شدن، رشد اقتصادی و توسعه مالی در چارک اول و دوم با ردپای اکولوژیکی ایران، دارای یک همبستگی زمانی مثبت است. سپس، با دورشدن مؤلفه‌های تأخیری و حرکت به سمت چارک سوم و چهارم، همبستگی بین شاخص‌های مطالعه و ردپای اکولوژیکی ایران، افزایش می‌یابد.

عسگری و همکاران (۱۴۰۱)، اثر درآمد، سرمایه انسانی، جهانی‌شدن، مصرف انرژی تجدیدپذیر و باز بودن تجارت بر تخریب محیط زیست برای ایران را در چهارچوب فرضیه منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) بررسی کرده‌اند. در این مقاله، رویکرد ARDL تعمیم‌یافته با لحاظ یک شکست ساختاری برای بررسی داده‌های سالانه سری زمانی طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۸ به‌کار گرفته شده است. این یافته‌ها نشان می‌دهد که فرضیه EKC برای ایران صدق نمی‌کند و یک رابطه درجه دو U شکل بین آلودگی محیط زیست و سطح درآمد برای انتشار CO_2 و ردپای بوم‌شناختی تعیین شده است. نتایج، همچنین حاکی از آن است که جهانی‌سازی، باز بودن تجارت و درآمد، باعث آلودگی محیط زیست می‌شود؛ درحالی‌که افزایش سرمایه انسانی، ردپای بوم‌شناختی را در بلندمدت کاهش می‌دهد. مصرف انرژی تجدیدپذیر، باعث کاهش ردپای بوم‌شناختی می‌شود؛ اما بر انتشار CO_2 تأثیری ندارد.

یافته‌های این مطالعه، نشان می‌دهد که سرمایه انسانی، نقش اساسی در کاهش تخریب محیط زیست در ایران دارد و انرژی‌های تجدیدپذیر برای تأمین نیازهای زیست‌محیطی، کافی نیست.

زروکی و همکاران (۱۴۰۱)، تحلیلی جامع از اثر جهانی‌شدن بر آلایندگی محیط زیست در ایران با تأکید بر ابعاد سه‌گانه و اجزای دوگانه ارائه دادند. نتایج برآورد الگوها، حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، شاخص‌های جهانی‌شدن اقتصادی و اجتماعی، اثر مثبتی بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارند.

میرسنجری و محمدیاری (۱۳۹۸)، با استفاده از مدل تصمیم‌گیری تحلیل سلسله‌مراتبی، به بررسی شاخص توسعه پایدار با تأکید بر شاخص محیط زیست پرداخته‌اند. نتایج، حاکی از درک اهمیت محیط زیست و حفاظت از آن برای رسیدن به توسعه پایدار است که ضرورت ارتقاء جایگاه محیط زیست و توجه بیشتر در برنامه‌های توسعه کشور را بیش‌ازپیش نشان می‌دهد.

خاوند و خداپرست شیرازی (۱۳۹۹)، به بررسی تأثیر ابعاد سه‌گانه اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جهانی‌شدن بر تخریب محیط زیست در ایران با روش هم انباشتگی جوهانسون - جوسلیوس تصحیح خطای برداری (VECM) پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهند که از ابعاد سه‌گانه جهانی‌شدن، ابعاد اقتصادی و سیاسی، باعث افزایش تخریب محیط زیست می‌شود، اما بعد اجتماعی، به‌دلیل افزایش آگاهی‌های مردم از خطر تخریب محیط زیست، باعث کاهش تخریب محیط زیست در ایران طی دوره مورد بررسی می‌شود.

نوابی فرد و آرش‌پور (۱۳۹۵)، تأثیر جهانی‌شدن بر محیط زیست را بررسی می‌کنند و به آثار مثبت و منفی جهانی‌شدن بر محیط زیست اشاره دارند و ارائه یک شبکه جهانی محیط زیستی را پیشنهاد می‌دهند که با بهره‌گیری از دیدگاه‌های همه متخصصان در سراسر جهان، اثرات منفی جهانی‌شدن بر محیط زیست را کاهش دهد.

توکل نیا و اکبریان (۱۳۹۰)، فرصت‌ها و تهدیدهای جهانی‌شدن برای محیط زیست و اثرات احتمالی مثبت یا منفی رشد اقتصادی ناشی از اقتصاد جهانی شده، را بررسی می‌کنند و راهکارهای لازم برای کاهش اثرات منفی فرایند جهانی‌شدن بر محیط زیست مانند توجه ویژه به توسعهٔ پایدار، حمایت از فناوری‌های دوستدار محیط زیست، اصلاح الگوی مصرف انرژی و تشویق به استفاده از انرژی‌های تجدیدشونده و پاک، وضع مالیات کربن و برچسب‌های زیست‌محیطی را ارائه می‌دهند.

براساس بررسی‌های انجام شده، ارتباط بین جهانی‌شدن اقتصادی و رفاه زیست‌محیطی مورد ارزیابی مطالعات داخلی و خارجی قرار نگرفته است و این پژوهش، می‌تواند به غنای ادبیات موضوع در این زمینه بیافزاید. همچنین، در این تحقیق، با استفاده از روش‌های پیشرفته آماری مانند رگرسیون انتقال ملایم پانلی و استفاده از مدل دو رژیمی با تابع انتقال و دو حد آستانه‌ای، به تحلیل تأثیر جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه زیست‌محیطی پرداخته شده است. نوآوری دیگر این پژوهش، تفکیک اثرات جهانی‌شدن بر رفاه زیست‌محیطی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه می‌باشد که مجموع این نوآوری‌ها، می‌تواند به ارزیابی بهتر از این ارتباط و اتخاذ سیاست‌های مناسب برای مدیریت آن، کمک کند.

۴. روش‌شناسی پژوهش

در این بخش، ابتدا روش رگرسیون انتقال ملایم برای داده‌های ترکیبی شرح داده می‌شود. سپس متغیرهای مورداستفاده در پژوهش و روش جمع‌آوری داده‌ها معرفی می‌شوند. در انتها، باتوجه‌به تبیین تئوری و طراحی مدل، از روش‌های رگرسیون انتقال ملایم پانلی[1] (PSTR) برای بررسی تأثیر غیرخطی جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه زیست‌محیطی برای ۱۳۳ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه استفاده می‌شود.

۴-۱. روش رگرسیون انتقال ملایم داده‌های ترکیبی

مدل رگرسیون آستانه‌ای داده‌های ترکیبی که توسط هانسن[2] در سال ۱۹۹۹ ارائه شده، از ابتدایی‌ترین رویکردها برای مدل‌سازی اثرات زمانی و مقطعی ناهمگن در داده‌های ترکیبی است. در این مدل، مشاهدات پانلی براساس مقادیر متغیر آستانه‌ای به چند رژیم همگن تقسیم می‌شوند. در این حالت، مشاهداتی که نزدیک به مقدار آستانه‌ای هستند، در دو گروه متفاوت قرار می‌گیرند و تأثیرات آن‌ها با یک جهت شدید مواجه است. برای تکمیل و رفع ایرادهای مدل رگرسیون آستانه‌ای تابلویی، مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی توسط فوک و همکاران[3] در سال ۲۰۰۴ ارائه شد. همچنین، گونزالز و همکاران[4] در سال ۲۰۰۵ و کولیتاز و هارولین[5] در سال ۲۰۰۶ این مدل را گسترش دادند.

مزیت عمده این رویکرد، آن است که قابلیت مشخص‌کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم را دارد. همچنین سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز نشان می‌دهد. در واقع، فرم گسترش‌یافته مدل PTR با لحاظ نمودن تابع انتقال، شناخته شده است. برای این منظور، به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) یک مدل $PSTR$ با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0' X_{it} \sum_{j=1}^{r} \left[\beta_j' X_{it}\right] g_j\left(q_{it}^j; \gamma_j; c_j\right) + u_{it} \quad i = 1, \ldots, N,\ t = 1, \ldots, T \qquad (۱)$$

دراین‌رابطه، Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و u_{it} نیز جزء خط، و $i.d.iN(0,\sigma_\varepsilon^2)$ در نظر گرفته شده است و به‌ترتیب، مقاطع و زمان داده‌های پانلی را نشان می‌دهند. تابع $g_j\left(q_{it}^j; \gamma_j; c_j\right)$ یک تابع پیوسته و کران‌دار در بین بازه صفر و یک است که توسط مقادیر آستانه تعیین می‌شود و براساس روش گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، به‌صورت تابع لجستیکی به‌صورت رابطه (۲) زیر تصریح می‌شود:

1. Panel smooth transition regression
2. Hansen (1999)
3. Fok et al. (2004)
4. Gonzalez et al. (2005)
5. Colitaz and Harolin (2006)

$$G(q_{it};\gamma.c) = \left[1 = \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^{m}(q_{it} - c_j)\right)\right]^{-1}$$
$$\gamma > 0, c_1 \le c_2 \le \cdots \le c_m, i = 1,\dots, N, t = 1, \dots, \quad (۲)$$

در این معادله، q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای است که می‌تواند یک متغیر از متغیرهای توضیحی، وقفه‌ای متغیر وابسته، و یا متغیری مستقل و خارج از مدل باشد که از حیث مبانی تئوریکی در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد. γ بیان کننده پارامتر شیب و در واقع سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است. $c = (c_1 \cdots c_m)$ نیز برداری از پارامترهای حد آستانه‌ای یا معادله مکان‌های وقوع رژیم است.

گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، بیان می‌دارند که قرار دادن یک یا دو نقطه آستانه (m= ۱ و m= ۲) برای بررسی تغییرپذیری کفایت می‌کند. با فرض اینکه m=1، یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. بدین ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، در صورتی $q_{it} \ge c_1$ باشد. تابع انتقال مقدار عددی یک (G=1) دارد و در حالتی $q_{it} \le c_1$ تابع انتقال مقدار عددی صفر(G=0) دارد. برای مقدار m=2 تابع انتقال در $(c1+c2)/2$ به کمترین مقدار خواهد رسید و مقدار عددی یک را برای مقادیر کمتر و بیشتر از متغیر انتقال qit در نظر خواهد گرفت. با فرض m=2 در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم بود که دو رژیم بیرونی آن، مشابه و متفاوت از رژیم میانی است. بدین معنی که برای مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از متغیر انتقال، مقدار عددی یک داشته و درغیراین‌صورت، مقدار عددی صفر خواهد داشت. شایان ذکر است که در صورت میل کردن پارامتر شیب یا سرعت انتقال میان رژیمی به سمت صفر، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی به یک مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت، تبدیل می‌شود. بنابراین، تابع انتقال مطابق رابطه زیر خواهد بود:

$$G_{(\gamma\, c\, q_{it})} = \begin{cases} 1 & \text{if} \quad q_{it} \ge c \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (۳)$$

در نهایت، شکل تعمیم‌یافته مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی، با بیش از یک تابع انتقال به‌صورت رابطه زیر تصریح می‌گردد:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0' X_{it} \sum_{j=1}^{r} \left[\beta_j' X_{it}\right] g_j\left(q_{it}^{j}; \gamma_j; c_j\right) + u_{it} \quad (۴)$$

در این فرمول، r بیانگر تعداد رژیم‌های حدی (توابع انتقال) به‌منظور تصریح رفتار غیرخطی است. مطالعه کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶)، مشخص می‌کند که متغیر انتقال، می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته یا هر متغیر دیگر، خارج از مدل که از نظر تئوریک به مدل مورد مطالعه مرتبط است و عامل ایجاد رابطهٔ غیرخطی است، انتخاب شود. سایر موارد از قبل تعریف شده‌اند (خداوردیزاده و همکاران، ۱۳۹۸).

مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی، با حذف اثرات ثابت از طریق حذف‌کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[1] (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی[2] (ML)است، برآورد می‌شود.

مراحل تخمین بدین صورت است که ابتدا با استفاده از آزمون‌های لوین، لین و چو و ایم، پسران و شین، ایستایی متغیرها آزمون خواهد شد. مطابق مطالعات انجام شده توسط گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و جود[3] (۲۰۱۰) در تخمین یک مدل PSTR، ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن انجام می‌شود و درصورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال، جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود میان متغیرها انتخاب شود.

به منظور آزمون این فرضیه به پیروی از کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (Wald Lagrange Multiplayer: LMW)، ضریب لاگرانژ فیشر (Fischer Lagrange Multiplayer: LMF) و نسبت درست‌نمایی (Likelihood Ratio: LR)، مطابق روابط زیر استفاده می‌شود:

$$LM_W=\frac{TN(SSR_0-SSR_1)}{SSR_0} \quad (۵)$$

$$LM_F=\frac{[(SSR_0-SSR_1)/MK]}{[SSR_0/(TN-N-MK)]} \quad (۶)$$

$$LR=[-2log(SSR_1)-log(SSR_0)] \quad (۷)$$

در معادلات فوق، SSR_0 مجموع مربعات باقیمانده مدل پانلی خطی و SSR_1، مجموع مربعات باقیمانده مدل غیر خطی (PSTR) است. همچنین T دوره زمانی، N تعداد مقاطع، K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل و M تعداد حدهای آستانه‌ای را نشان می‌دهند.

پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای موردمطالعه، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به‌منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد. برای تعیین توابع انتقال در مدل، ابتدا فرضیه صفر با وجود حداقل یک تابع انتقال در مقابل فرضیه دو تابع انتقال، بررسی می‌شود. اگر فرضیه صفر رد شود، به معنای وجود حداقل دو تابع انتقال است. سپس، فرضیه صفر مبنی بر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال، آزمون می‌شود. این فرایند تا زمانی که فرضیه صفر مورد پذیرش قرار گیرد، ادامه می‌یابد. پس از بررسی غیرخطی‌بودن و مشخص نمودن تعداد توابع انتقال برای تصریح صحیح مدل PSTR، اکنون باید حالت بهینه تعداد حد آستانه‌ای انتخاب گردد. برای این منظور مدل حالت یک و دو حد آستانه‌ای برآورد شده و با مقایسه معیارهای شوارتز و آکائیک مدل بهینه، انتخاب خواهد شد.

1. Non-Linear Least Squares
2. Maximum Likelihood
3. Jude (2010)

۲-۴. تصریح مدل و معرفی متغیرها

این مطالعه، به بررسی اثر جهانی‌شدن بر رفاه زیست‌محیطی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه (۱۳۳ کشور) برای دوره ۲۰۲۰-۲۰۰۰ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) می‌پردازد. برای جمع‌آوری آمار و اطلاعات کمی، از جداول آماری و بانک‌های اطلاعاتی جهانی و داده‌های مؤسسهٔ جهانی KOF و وبگاه اقتصادی - اجتماعی SSI - TH Köln استفاده شده است. متغیر رفاه زیست‌محیطی در این پژوهش که به‌عنوان متغیر وابسته است که از میانگین هندسی هفت شاخص تنوع زیستی، منابع آب تجدیدپذیر، میزان مصرف، صرفه‌جویی انرژی، ذخایر انرژی، گازهای گلخانه‌ای و انرژی‌های تجدیدپذیر به‌دست آمده و گزارش‌های سالانه SSI ارائه شده است. شایان ذکر می‌باشد که برای تصریح مدل پژوهش حاضر و انتخاب متغیرهای مؤثر بر رفاه زیست محیطی، از مطالعات وو و همکاران (۲۰۲۳)، عبدالله‌زاده[1] و همکاران (۲۰۲۱) و عباسیان و شهرکی (۱۴۰۱) استفاده شده است.

در یک مورد کلی از مدل PSTR، معادله ریاضی مورد تجزیه و تحلیل به‌صورت خاص به شکل معادله‌ی (۸) تعریف می‌شود:

$$ENW_{it}=u_i+a_1KOFEC_{it}+a_2GDPPG_{it}+a_3GS_{it}+a_4FDI+a_5PG_{it}+ \sum_j^r(\beta_1 KOFEC_{it}+\beta_2GDPPG_{it}+\beta_3GS_{it}+\beta_4FDI_{it}++\beta_5PG_{it}) \quad (۸)$$

در معادلهٔ بالا، متغیر وابسته[2] ENW بیانگر رفاه زیست‌محیطی است که از میانگین هندسی دو شاخص منابع طبیعی و آب‌وهوا و انرژی به‌دست می‌آید. همچنین KOFEC[3] بیانگر جهانی‌شدن اقتصادی است. شاخص جهانی‌شدن به‌عنوان یک معیار، به‌منظور اندازه‌گیری و ارزیابی میزان جهانی‌شدن کشورها به‌کار می‌رود. مؤسسات مختلف از این شاخص برای تجزیه‌وتحلیل جوانب مختلف جهانی‌شدن اقتصادی و اجتماعی استفاده می‌کنند. یکی از شاخص‌های معروف در این زمینه، شاخص جهانی‌شدن KOF (سازمان مطالعات اقتصادی و اجتماعی در دانشگاه زوریخ) است. متغیر GDPPG[4] رشد سرانه تولید ناخالص داخلی است. رشد سرانه تولید ناخالص داخلی را می‌توان به معنای افزایش ارزش کالاها و خدمات تنظیم شده با تورم در طول زمان تعریف کرد. آمارشناسان به‌طور متعارف، چنین رشدی را به‌صورت درصد افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی یا GDP[5] تقسیم بر کل جمعیت تعریف می‌کنند. نسبت مخارج عمومی دولت به تولید ناخالص داخلی ($\frac{G}{GDP}$)، شاخص اندازه دولت GS[6] می‌باشد.

1. Abdollahzadeh
2. Environmental Wellbeing
3. KOF Economic Golobalisation
4. GDP per capita growth (annual %)
5. Gross Domestic Product
6. General government final consumption expenditure (% of GDP)

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یا FDI[1] عبارت است از سرمایه‌گذاری یک شرکت یا شخص حقیقی در کشوری دیگر جهت تجارت یا تولید که از منظر علم اقتصاد، این فعالیت در نقطه مقابل سرمایه‌گذاری در [2]سهام قرار می‌گیرد که سرمایه‌گذاری‌ای تأثیرپذیر از شرایط اقتصادی کشور هدف محسوب می‌شود. متغیر PG[3] به نرخ رشد سالانه جمعیت یک کشور یا منطقه اشاره دارد. این متغیر نشان دهندهٔ درصد تغییر در جمعیت در طول یک سال است. نرخ رشد جمعیت معمولاً به عنوان درصد افزایش یا کاهش جمعیت در هر سال اندازه‌گیری می‌شود و یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین کنندهٔ اندازه و تغییرات جمعیت یک کشور است.

۵. آمار توصیفی

در جدول (۱)، آمار توصیفی مربوط به کشورهای توسعه‌یافته ارائه شده است. متوسط رفاه زیست‌محیطی برای ۵۹ کشور توسعه‌یافته برابر ۳/۴ از ۱۰ است و بیشترین مقدار برای رفاه زیست‌محیطی ۹/۱ و کمترین آن ۱/۲ است. جهانی‌شدن اقتصادی به‌طور متوسط در این کشورها برابر ۷۱/۸۸ از ۱۰۰ است. آماره جارک-برا نیز نشان می‌دهد که تمامی متغیرها از یک الگوی غیرنرمال پیروی می‌کنند. آمارهای توصیفی میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر مقدار و آماره جارک-برا برای سایر متغیرها در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده برای کشورهای توسعه‌یافته

Tabel 1: Descriptive Statistics of the Variables Used for Developed Countries

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	آماره جارک- برا
رفاه زیست‌محیطی	۳,۴	۱,۱۳	۱,۲	۹,۱	۴۷,۰۴***
جهانی شدن اقتصادی	۷۱,۸۸	۱۱,۲۱	۳۵,۳۴	۹۴,۹۲	۴۸,۴۳***
رشد سرانه تولید ناخالص داخلی	۱,۸۸	۳,۹۴	-۱۷,۱۴	۱۸,۹۱	۳۶۰,۷۱***
اندازه دولت	۱۸,۰۸	۴,۱۵	۶,۷۳	۲۹,۳۲	۱۷,۲۳***
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۷,۲۴	۲۸,۳۹	-۱۱۷,۳۷	۴۴۹,۰۸	۵۸۹۸۱۵,۹***
رشد جمعیت	۰,۸۷	۱,۸۴	-۳,۸۴	۱۹,۳۶	۶۷۳۷۰,۵۲***

علامت *** نشانگر معنی‌داری در سطح یک درصد است.

مأخذ: نتایج پژوهش

در جدول (۲)، آماره‌های توصیفی برای ۷۴ کشور درحال‌توسعه ارائه شده است. متوسط مقدار رفاه زیست‌محیطی برای کشورهای درحال‌توسعه برابر ۵/۴۸ که بیشتر از متوسط مقدار رفاه زیست‌محیطی کشورهای توسعه‌یافته بوده، و به عبارتی، وضعیت رفاه زیست‌محیطی در کشورهای درحال‌توسعه بهتر است؛ که امکان دارد به‌دلیل نبود ساختارهای صنعتی پیچیده و وجود ساختار سنتی‌تر در کشورهای در حال‌توسعه، بهبود محیط زیست نسبت به کشورهای توسعه‌یافته به‌صورت بهتر واقع می‌شود. از نظر جهانی شدن اقتصادی، کشورهای درحال‌توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته، ضعیف‌تر عمل کرده‌اند و شاخص آن، برابر ۴۷/۰۷ است. سایر آمارهای توصیفی در جدول (۲) برای دیگر متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

1. Foreign direct investment, net inflows (% of GDP)
2. portfolio investment
3. Population growth (annual %)

جدول ۲: آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده برای کشورهای درحال‌توسعه

Tabel 2: Descriptive Statistics of the Variables Used for Developing Countries

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	آماره جارک-برا
رفاه زیست‌محیطی	۵,۴۸	۱,۵۸	۱,۲	۹,۱	۱۵,۱۷***
جهانی شدن اقتصادی	۴۷,۰۷	۱۱,۵۷	۱۹,۷۵	۸۴,۴۳	۱۲,۴۵***
رشد سرانه تولید ناخالص داخلی	۲,۲۹	۵,۵۱	-۴۷,۸۹	۹۶,۹۵	۲۹۷۲۶۲,۸***
اندازه دولت	۱۳,۶۷	۵,۲۵	۲,۰۴	۵۰,۸۳	۲۰۴۴,۶۳***
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۴,۳	۷,۱۴	-۴۰,۰۸	۱۰۶,۵۹	۱۶۱۰۱۸,۸***
رشد جمعیت	۱,۸	۱,۲۴	-۵,۲۸	۱۱,۷۹	۳۰۰۰,۱۷***

علامت *** نشانگر معنی‌داری در سطح یک درصد است.

مأخذ: نتایج پژوهش

۱-۵. نتایج آزمون ریشه واحد پانلی

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری زمانی، پدیده رگرسیون ساختگی است. یعنی به‌رغم ضریب تعیین بالا، رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. مسئله رگرسیون ساختگی، می‌تواند برای مدل‌های تلفیقی و پانلی نیز همانند مدل‌های سری زمانی مطرح گردد. فرایندهای تشخیص در مدل، PSTR مبتنی بر این است که تمامی متغیرها (I_0) هستند؛ لذا قبل از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرهای مورداستفاده در مدل بررسی شود. به‌منظور بررسی مانایی متغیرها، از آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو (۲۰۰۲) و ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) استفاده شده، و نتایج این آزمون برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، در جدول (۳) ارائه شده، و فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر نامانایی متغیرها است.

جدول ۳: نتایج حاصل از ریشه واحد پانلی با عرض از مبدأ

Tabel 3: Results of Panel Unit Root Tests with Intercept

معیارها	کشورهای توسعه‌یافته		کشورهای درحال‌توسعه	
	LLC	IPS	LLC	IPS
رفاه زیست محیطی	-۳,۳***	-۵,۶***	-۷,۴۴***	-۱۱,۱۹***
جهانی شدن اقتصادی	-۶,۷۴***	-۵,۲۷***	-۱۰,۰۵***	-۸,۴***
رشد سرانه تولید ناخالص داخلی	-۷,۸۱***	-۹,۷۷***	-۶,۶***	-۱۱,۰۱***
اندازه دولت	۱,۳۷	۰,۵۱	-۲,۳***	-۰,۹۸***
تفاضل مرتبه اول اندازه دولت	-۱۱,۵۲***	-۱۳,۸***		
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	-۱۱,۵۶***	-۱۲,۳۰***	-۸,۴۵***	-۱۰,۸۹***
رشد جمعیت	-۲,۴۲***	-۶,۰۵***	-۵,۴۷***	-۶,۴۴***

***، ** و * به ترتیب، نشانگر معنی‌داری در سطح یک و پنج و ده درصد است.

مأخذ: نتایج پژوهش

نتایج جدول (۳)، نشان می‌دهد که تمامی متغیرها برای کشورهای درحال‌توسعه در سطح مانا هستند و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها، رد می‌شود. آزمون مانایی برای کشورهای توسعه‌یافته برای تمامی متغیرها بجز اندازه دولت در سطح مانا هستند و متغیر اندازه دولت با یک مرتبه تفاضل‌گیری، مانا است. همچنین به پیروی از گزارش کادیلی و مارکوف، آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) برای پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی مدل انجام، و نتایج در جدول (۴) آورده

شده است. نتایج، بیانگر مانا بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی بوده و احتمال وجود رگرسیون کاذب را رد می‌کند.

جدول ۴: آزمون پسماندها قسمت خطی و غیرخطی

Tabel 4: Residual Diagnostics for Linear and Nonlinear Specifications

	خطی	غیرخطی
کشورهای توسعه‌یافته	-۴٫۸۲***	-۶٫۶۸***
کشورهای درحال‌توسعه	-۲٫۸۱***	-۸٫۵۳***

علامت *** نشانگر معنی‌داری در سطح یک درصد است.

مأخذ: محاسبات پژوهش

۲-۵. تخمین پارامترهای مدل

به پیروی از مباحث مطرح شده در قسمت روش شناسی، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR، با در نظر گرفتن جهانی‌شدن اقتصادی به‌عنوان متغیر انتقال که در مطالعاتی ازجمله مطالعات وانگ و همکاران[1](۲۰۱۷) و چن و هوانگ[2](۲۰۱۴)، به‌کار گرفته شده، آزمون شده است. در صورت رد فرضیه صفر (مبنی بر خطی بودن رابطه بین متغیرها) و قبول فرضیه مقابل، روابط بین متغیرها از یک الگوی غیرخطی تبعیت خواهد کرد. نتایج در جدول (۵) ارائه شده است. تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درست‌نمایی برای یک حد آستانه‌ای m=1 و r=1 تبعیت رابطه میان متغیرهای مورد مطالعه از یک الگوی غیرخطی است. در ادامه، با توجه به اینکه ممکن است چندین حد آستانه‌ای برای متغیرهای مدل وجود داشته باشد (نوع تابع انتقال، ممکن است LSTR1 یا LSTR2 باشد). دوباره آزمون برای r=1 و این‌بار m=2 انجام می‌شود. با توجه به نتایج جدول شماره (۵) فرضیه صفر ($H_0: r = 0$) رد می‌شود و روابط بین متغیرها از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کند.

جدول ۵: آزمون وجود رابطه غیرخطی

Tabel 5: Nonlinearity Test in the PSTR Model

	m=1			m=2		
$H_0: r = 0$ vs $H_1: r = 1$	LM_W	LM_F	LRT	LM_W	LM_F	LRT
کشورهای توسعه‌یافته	۱۴٫۲۰**	۲٫۷۱**	۱۴٫۲۹**	۱۸٫۹۵**	۱٫۸۱*	۱۹٫۱۰**
کشورهای درحال‌توسعه	۱۱٫۹۳**	۲٫۲۸**	۱۱٫۹۸**	۲۸٫۱۱***	۲٫۷۰***	۲۸٫۳۷***

مأخذ: نتایج پژوهش (با استفاده از نرم‌افزار MATLAB)

m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال است.

***، **، * به ترتیب، نشانگر معنی‌داری در سطح یک، پنج و ده درصد است.

1. Wang et al. (2017)
2. Chen and Huang (2014)

پس از نتیجه‌گیری و اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، در ادامه، باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به‌منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد. برای این منظور، به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، فرضیه صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگویPSTR با حداقل دو تابع انتقال، مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است. نتایج، نشان می‌دهد برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه در هر دو حالت، یک و دو مقدار آستانه‌ای وجود حداقل دو تابع انتقال تأیید می‌شود.

جدول ۶: آزمون وجود رابطه غیرخطی باقیمانده

Tabel 6: Nonlinearity Test of the Residuals in the PSTR Model

معیارها		vs $H_1: r = 2 H_0: r = 1$		
		LM_W	LM_F	LRT
کشورهای توسعه‌یافته	m=1	۳,۰۳ (۰,۶۹۵)	۰,۵۶۹ (۰,۷۲۴)	۳,۰۳ (۰,۶۹۵)
	m=2	۱۲,۵۱ (۰,۲۵)	۱.۱۸ (۰,۳۰)	۱۲,۵۸ (۰,۲۴)
کشورهای درحال‌توسعه	m=1	۷.۷۷ (۰,۱۶)	۱.۴۷ (۰,۱۹)	۷.۷۹ (۰,۱۶)
	m=2	۱۵.۹۲ (۰,۱۰)	۱.۵۱ (۰,۱۳)	۱۶,۰۰ (۰,۰۹)

مقادیر داخل پرانتز، احتمال مربوط به هر آماره را نشان می‌دهد.

r بیانگر تعداد توابع انتقال است.

مأخذ: نتایج پژوهش

پس از انجام مرحله آزمون خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال، اکنون باید حالت بهینه میان تابع انتقال با یک یا دو حد آستانه‌ای انتخاب گردد. در این پژوهش، بر طبق پیشنهاد کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جود (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هر کدام از آنها، مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز و آکائیک به عنوان معیارهای تعیین کننده تعداد مکان‌های آستانه‌ای لازم برای تصریح بهترین مدل محاسبه گردیده است. ملاک تعیین تعداد حد آستانه‌ای، بدین صورت است که برای هر کدام از حد آستانه‌های (m=1) و (m=2)، حد آستانه‌ای که معیار مجموع مجذور باقیمانده‌های کمتری داشته باشد، به‌عنوان آستانه انتخاب می‌گردد.

درصورتی‌که این معیار برای هردو حد آستانه‌ای هم یکسان باشد، آنگاه معیار انتخاب حد آستانه بهینه، حداقل معیار آکائیک می‌باشد. نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که براساس معیارهای عنوان شده، مدل با دو حد آستانه‌ای و یک تابع انتقال، برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه به‌عنوان مدل بهینه، مورد تأیید است. طبق گفته‌های بخش چهار برای مقدار m=2 تابع انتقال در $(c1+c2)/2$ به کمترین مقدار خواهد رسید و مقدار عددی یک را برای مقادیر کمتر و بیشتر از متغیر انتقال جهانی شدن اقتصادی در نظر خواهد گرفت. با فرض m=2 در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم بود که دو رژیم بیرونی آن، مشابه و متفاوت از رژیم میانی است. درواقع، نتایج آماره‌های والد، فیشر و نسبت درست‌نمایی، نشان می‌دهند که لحاظ

کردن یک تابع انتقال و دو رژیم حدی از نوع LSTR2[1] برای توضیح رابطه غیرخطی میان متغیرهای مدل کافی است.

جدول ۷: تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

Tabel 7: Threshold Location Selection in the Transition Function

معیارها	m=1 حالت وجود یک حد آستانه‌ای			m=2 حالت وجود دو حد آستانه‌ای			مدل بهینه
	مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک	مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک	
کشورهای توسعه‌یافته	۴۳۴,۲۹۱	-۰,۹۶۹	-۱,۰۱۸	۴۲۷,۲۴	-۰,۹۷۹	-۱,۰۳۲	r=1 , m=2
کشورهای درحال‌توسعه	۹۹۸,۵۵	-۰,۳۷۷	-۰,۴۱۸	۹۹۵,۲۱۱	-۰,۳۷۵	-۰,۴۲۰	r=1 , m=2

r تعداد تابع انتقال و m مقدار مکان آستانه‌ای است.

مأخذ: نتایج پژوهش

۳-۵. برآورد مدل و تفسیر نتایج

پس از انتخاب مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه، با یک تابع انتقال و دو حد آستانه‌ای، در ادامه مدل‌های فوق برآورد شده است. پارامترهای حاصل از تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی دو رژیمی، توسط نرم‌افزار MATLAB تخمین و نتایج آن در جدول (۸) لحاظ شده است.

جدول ۸: نتایج برآورد الگو PSTR برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه

Tabel 8: Estimation Results of the PSTR Model for Developed and Developing Countries

متغیر وابسته: رفاه زیست‌محیطی		کشورهای توسعه‌یافته	کشورهای درحال‌توسعه
متغیرهای توضیحی	رژیم	ضرایب رگرسیون	ضرایب رگرسیون
جهانی شدن اقتصادی	بخش خطی	-۰,۰۱۸۵*	-۰,۰۱۱۲*
	بخش غیرخطی	۰,۰۲۹۴***	-۰,۰۰۷۸**
رشد سرانه تولید ناخالص داخلی	بخش خطی	۰,۰۰۶۱	-۰,۰۴۰۱***
	بخش غیرخطی	-۰,۰۳۸۴*	۰,۰۳۶۶***
اندازه دولت	بخش خطی	۰,۱۴۵۰***	-۰,۰۱۵۰
	بخش غیرخطی	-۰,۱۴۵۲***	۰,۰۰۸۹
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	بخش خطی	-۰,۰۰۱۱	۰,۰۰۲۰
	بخش غیرخطی	۰,۰۰۰۲	-۰,۰۱۸۲*
رشد جمعیت	بخش خطی	* ۰۷۴۱.۰	-۰,۰۳۹۰
	بخش غیرخطی	-۰.۱۲۹۵ ***	۰۲۲۲.۰
C (مکان وقوع تغییر رژیم)		C_1=۷۹,۵۶۱۷ ۸۵,۰۳۲۶=C_2 ۸۲,۲۹۷۱+C_2/2=C_1	C_1=۵۰,۶۵۱۸ ۶۲,۴۴۱۶=C_2 ۵۶,۵۴+C_2/2=C_1
y (سرعت تعدیل)		۲۸.۱	۱۵۹,۷۸

***، **، * به ترتیب، نشانگر معنی‌داری در سطح یک، پنج و ده درصد است.

مأخذ: نتایج پژوهش

1. Logistic Smooth Transition Regression Type 2

به‌دلیل اینکه ضرایب متغیرها برای کشورهای مختلف و در طول زمان یکسان نیست و با توجه به متغیر انتقال (جهانی شدن اقتصادی) و پارامتر شیب تغییر می‌کند، مقادیر عددی جدول (۸) را نمی‌توان به‌طور مستقیم تفسیر کرد و فقط باید علامت‌ها را مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار داد.

جدول (۸) نتایج تخمینی مدل را نشان می‌دهد که براساس آن، پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، به ترتیب، معادل ۱/۲۸ و ۱۵۹/۷۸ می‌باشد؛ یعنی انتقال از رژیم خطی به رژیم غیرخطی در کشورهای توسعه‌یافته با سرعت خیلی پایین‌تری نسبت به کشورهای درحال‌توسعه انجام می‌گیرد. برآورد مدل، نشان‌دهنده رابطه غیرخطی در دو نقطه آستانه برای کشورهای توسعه‌یافته $c_1=79.5617$ و $c_2=85.0326$ و $c=(79.56+85.03)/2=82.29$ همچنین برای کشورهای درحال‌توسعه $c_1=50.6518$ و $c_2=62.4416$ و $c=(50.65+62.44)/2=56.54$ و تابع انتقال در دو رژیم است. درصورتی که جهانی شدن اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته از ۸۲/۲۹ و در کشورهای درحال توسعه از ۵۶/۵۴ تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و درصورت کمتر بودن از حد آستانه‌ای فوق، در رژیم اول قرار خواهند گرفت. بنابراین به‌منظور ارائه درک روشن‌تری از نتایج حاصل شده، دو رژیم حدی اثرات جهانی‌شدن اقتصادی بر رفاه زیست‌محیطی برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه بررسی می‌شوند.

رژیم حدی اول: حالتی است که پارامتر شیب به سمت منفی بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال (جهانی شدن اقتصادی)، کمتر از حد آستانه‌ای است. در این حالت، تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و مدل‌ها به‌صورت زیر، تصریح می‌گردد.

رژیم حدی اول برای کشورهای توسعه‌یافته

$$=-0.0185\ KOFECGI_{it}+0.0061GDPPG_{it}+0.1450GS_{it}-0.0011FDI_{it}\ \mathrm{ENW}_{it}+0.0741PG_{it}$$

رژیم حدی اول برای کشورهای درحال‌توسعه

$$=-0.0112\ KOFECGI_{it}-0.0401GDPPG_{it}-0.0150\ GS_{it}+0.0020\ \mathrm{ENW}_{it}\ FDI_{it}-0.0390\ PG_{it}$$

رژیم حدی دوم: حالتی است که متغیر انتقال (جهانی شدن اقتصادی) بزرگ‌تر از مقدار آستانه بوده و پارامتر شیب به سمت مثبت بی‌نهایت میل می‌کند. در این حالت، تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و با توجه به مجموع ضرایب قسمت خطی و غیرخطی، به‌صورت زیر تصریح می‌گردد.

رژیم حدی دوم برای کشورهای توسعه‌یافته

$$=0.0109\ KOFECGI_{it}-0.0323GDPPG_{it}-0.0002\ GS_{it}-0.0009\ \mathrm{ENW}_{it}\ FDI_{it}-0.0554\ PG_{it}$$

رژیم حدی دوم برای کشورهای درحال‌توسعه

$$=-0.019\ KOFECGI_{it}-0.0035GDPPG_{it}-0.0061\ GS_{it}-0.0162\ FDI_{it}\ \mathrm{ENW}_{it}-0.0168\ PG_{it}$$

در کشورهای توسعه‌یافته، ضرایب به این صورت است که متغیر جهانی‌شدن اقتصادی در رژیم حدی اول، تأثیر منفی و معنادار و در رژیم حدی دوم، تأثیر مثبت و معنادار بر رفاه زیست‌محیطی دارد. رشد سرانه تولید ناخالص داخلی در رژیم حدی اول، تأثیر مثبت و غیرمعنادار و در رژیم حدی دوم، تأثیر منفی و معنادار بر رفاه زیست‌محیطی دارد. همچنین اندازه دولت و رشد جمعیت در رژیم حدی اول، تأثیر مثبت و در رژیم حدی دوم، تأثیر منفی و معناداری دارند.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر دو رژیم، تأثیر منفی و غیرمعنادار بر رفاه زیست‌محیطی دارند. در کشورهای درحال‌توسعه نیز ضرایب به این صورت است که متغیر جهانی‌شدن اقتصادی، رشد سرانه تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم حدی تأثیر منفی و معنادار، همچنین اندازه دولت و رشد جمعیت در هر دو رژیم حدی، تأثیر منفی و غیرمعنادار بر متغیر وابسته (رفاه زیست‌محیطی) دارد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رژیم حدی اول، تأثیر مثبت و غیرمعنادار و در رژیم حدی دوم، تأثیر منفی و معناداری بر رفاه زیست‌محیطی دارند.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که تأثیر عوامل مختلف بر رفاه زیست‌محیطی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه با یکدیگر تفاوت دارد. این تفاوت‌ها ممکن است به دلیل شرایط اقتصادی، اجتماعی، و فرهنگی متفاوت در این کشورها باشد.

در کشورهای توسعه‌یافته در رژیم حدی اول، جهانی‌شدن اقتصادی منجر به افزایش فشارهای اقتصادی و رقابت بین‌المللی می‌شود که می‌تواند باعث استفاده بیشتر از منابع طبیعی، افزایش تولید آلاینده‌ها و کاهش کیفیت محیط زیست شود. همچنین در رژیم حدی دوم، متغیر جهانی‌شدن اقتصادی، تأثیر مثبت و معناداری بر رفاه زیست‌محیطی دارد. این امر، ممکن است به‌دلیل افزایش دسترسی به فناوری‌های پیشرفته، استانداردهای زیست‌محیطی بالاتر، و افزایش همکاری بین‌المللی در حوزه حفاظت از محیط زیست باشد.

در کشورهای توسعه‌یافته در رژیم حدی اول، افزایش رشد سرانه تولید ناخالص داخلی، اندازه دولت، و رشد جمعیت، تأثیر مثبت بر رفاه زیست‌محیطی دارند. به‌عنوان مثال، افزایش رشد اقتصادی، می‌تواند منجر به ایجاد شغل‌ها و بهبود شرایط زندگی افراد شود. همچنین، افزایش اندازه دولت، می‌تواند به توسعه زیرساخت‌های عمومی و بهبود سیستم بهداشت و مدیریت محیط زیست منجر شود. رشد جمعیت نیز می‌تواند به‌عنوان منبعی از نیروی کار و انگیزه برای پیشرفت اقتصادی و توسعه محسوب شود.

در رژیم حدی دوم، افزایش این عوامل، تأثیر منفی بر رفاه زیست‌محیطی دارند. به عنوان مثال، افزایش رشد سرانه تولید ناخالص داخلی، ممکن است به افزایش مصرف منابع طبیعی و تولید پسماندهای زیست‌محیطی منجر شود. همچنین، افزایش اندازه دولت، ممکن است باعث ایجاد بیشترین مصرف انرژی و گازهای گلخانه‌ای شود. رشد جمعیت نیز ممکن است به عدم کنترل منابع و توسعه شهرها و

تولیدات صنعتی ناپایدار منجر گردد. همچنین تأثیر منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رفاه زیست‌محیطی در هر دو رژیم، می‌تواند به‌دلیل بهره‌برداری بیش از حد از منابع طبیعی و استفاده ناصحیح از فناوری‌های محیطی باشد. به عنوان مثال، شرکت‌های خارجی برای تأمین انرژی یا تولید کالاهای مصرفی، ممکن است از منابع طبیعی مثل زمین‌های کشاورزی، جنگل‌ها یا آب استفاده زیادی کنند و یا برای جلب سرمایه‌گذاری، برخی دولت‌ها مجوزهای زیست‌محیطی را نادرست صادر، و یا کمتر به استانداردهای زیست‌محیطی دقت کنند که منجر به آلودگی، تخریب محیط زیست، کاهش کیفیت هوا و آب، تخریب منابع طبیعی و کاهش تنوع زیستی شود.

در کشورهای درحال‌توسعه، متغیرهای جهانی‌شدن اقتصادی، رشد سرانه تولید ناخالص داخلی، اندازه دولت، و رشد جمعیت، تأثیر منفی بر رفاه زیست‌محیطی دارند. به عبارت دیگر، افزایش این متغیرها در هر دو رژیم حدی، منجر به کاهش کیفیت محیط زیست و رفاه زیست‌محیطی می‌شود. برای مثال، جهانی‌شدن اقتصادی، منجر به افزایش تولید و مصرف سرانه انرژی و منابع طبیعی می‌شود، که این موضوع می‌تواند به آلودگی هوا و آب، کاهش تنوع زیستی، و کاهش کیفیت هوا و آب منجر شود.

افزایش رشد سرانه تولید ناخالص داخلی هم ممکن است باعث توسعه بیشتر صنایع آلاینده و مصرف غیرپایدار منابع شود، که این مسائل نیز به تخریب محیط زیست منجر می‌شوند. همچنین، افزایش اندازه دولت به توسعه بیشتر صنایع آلاینده و کمبود کنترل و نظارت منجر می‌شود و افزایش رشد جمعیت باعث فشار بیشتر بر منابع طبیعی و محیط زیست شده و موجب تخریب بیشتر آنها می‌گردد.

در رژیم حدی اول، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تأثیر مثبت و غیرمعناداری بر رفاه زیست‌محیطی دارد. این امر، ممکن است به افزایش فناوری‌های پاک و بهینه‌سازی فرایندهای تولید منجر شود. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، می‌تواند بهبود در مدیریت محیطی، کنترل آلودگی، و اجرای استانداردهای زیست‌محیطی را فراهم کند.

اما در رژیم حدی دوم، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اثر منفی و معنادار بر رفاه زیست‌محیطی دارد. این امر، ممکن است به‌دلیل عدم رعایت استانداردهای زیست‌محیطی، بهره‌برداری غیرپایدار از منابع طبیعی، و تأثیرات آلودگی و تخریب محیط زیستی باشد که معمولاً در کشورهای در حال توسعه اتفاق می‌افتد. به‌طورکلی، تأثیر مثبت یا منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رفاه زیست‌محیطی، به عواملی مانند سیاست‌های محیط زیستی، نگرش شرکت‌های خارجی، و کنترل دولتی بستگی دارد.

به‌طورکلی، می‌توان نتیجه گرفت که در کشورهای توسعه‌یافته، افزایش رشد اقتصادی، اندازه دولت، و رشد جمعیت، منجر به بهبود شرایط زیست‌محیطی می‌شود، اما در کشورهای درحال‌توسعه، این عوامل معمولاً باعث کاهش کیفیت محیط زیست و رفاه زیست‌محیطی می‌شوند. برای مدیریت بهینه رفاه زیست‌محیطی در هر کشور، لازم است به شرایط اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی آن کشور توجه شود. همچنین، تمهید سیاست‌ها و استراتژی‌های مناسب برای مقابله با چالش‌های زیست‌محیطی بسیار حیاتی است.

۷. پیشنهادهای سیاستی

با توجه به نتایج تحقیق، پیشنهادهای سیاستی زیر، می‌توانند بهبود رفاه زیست‌محیطی را تضمین کرده و تأثیر مثبت جهانی‌شدن اقتصادی بر آن را تقویت کنند:

۱. توسعه فناوری پاک و سبز: دولت‌ها باید سرمایه‌گذاری‌های بیشتری در تحقیقات و توسعه فناوری‌های پاک و سبز انجام دهند تا استفاده از منابع طبیعی را بهبود بخشند و آلودگی زیست‌محیطی را کاهش دهند.

۲. تشویق همکاری‌های بین‌المللی: برای حفظ محیط زیست، دولت‌ها باید همکاری‌های بین‌المللی را ترویج، و استانداردهای بین‌المللی مربوط به حفاظت از محیط زیست را تقویت کنند.

۳. کنترل صنعتی: اعمال سیاست‌ها و مقررات صنعتی سخت‌گیرانه‌تر برای کنترل آلودگی و بهره‌برداری نادرست از منابع طبیعی ضروری است.

۴. توسعه سرمایه‌گذاری در حوزه‌های حفظ محیط زیست: دولت‌ها باید برنامه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت خود را به‌نحوی تنظیم کنند که حمایت از پروژه‌های حفاظت از محیط زیست و انرژی‌های تجدیدپذیر را تشویق کنند.

۵. آموزش و افزایش آگاهی عمومی: افزایش آگاهی عمومی درباره اهمیت حفاظت از محیط زیست و راهکارهای مبارزه با آلودگی، می‌تواند به افزایش تعهد و همکاری جامعه در این زمینه کمک کند. این سیاست‌ها می‌توانند بهبود مستمری در رفاه زیست‌محیطی به همراه داشته باشند و به حل مسائل زیست‌محیطی برای کشورهای توسعه‌یافته و در حال‌توسعه کمک کنند.

سپاسگزاری: نویسندگان از تمامی کسانی که در انجام این مطالعه حمایت و همکاری کردند، به‌ویژه داوران محترم، قدردانی می‌نمایند.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: همه نویسندگان به یک اندازه در نگارش پژوهش حاضر، نقش دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: همه نویسندگان به یک اندازه در نگارش پژوهش حاضر، نقش دارند.

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

Abdollahzadeh, S., Sepehr, A., & Rashki, A. (2021). Detecting degraded, prone and transition ecosystems by environmental thresholds and spectral functions. *Remote Sens. Appl. Soc. Environ*., 22, 100503.

Abbasian, M., & Shahraki, M. (2022). Determining the threshold and environmental impact of the shadow economy, information globalization, trade and market size in developing countries. *Journal of Environmental Science Studies*, *7*(2), 5082-5092.doi:10.22034/jess.2022.337353.1763. [In Persian]

Amini, A. , Ghaderi, S. and Ahmadzadeh, K. (2024). New Evidence of Non-Linear Effects of Economic Globalization on Economic Welfare. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 11(2), 199-248. doi: 10.22034/ecoj.2024.61998.3319. [In Persian]

Awosusi, A. A., Rjoub, H., Dördüncü, H., & Kirikkaleli, D. (2023). Does the potency of economic globalization and political instability reshape renewable energy usage in the face of environmental degradation?. *Environmental Science and Pollution Research International*, *30*(9), 22686-22701.

Asgari, H. , Havasbeigi, F. and Moridian, A. (2022). Test of Kuznets Environmental Curve Hypothesis in Iranian Economy with Emphasis on the Role of Key Variables: Augmented ARDL Approach with a Structural Break. *Journal of Iranian Economic Development Analyses*, 8(1), 199-234. doi: 10.22051/ieda.2021.37228.1292. [In Persian]

Acheampong, A. O., Dzator, J., & Amponsah, M. (2022). Analyzing the role of economic globalization in achieving carbon neutrality in Australia. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, *29*(6), 559-578.

Colletaz, G. and Hurlin, C. (2006). threshold effects of the public capital productivity: An International Panel Smooth Transition approach. *Working Paper*, 1/2006, LEO, Université d'Orléans.

Environmental Sustainability Index. (ESI, 2005). http://www.yale.edu/esi.

Environmental Performance Index. (EPI, 2012). http://sedac.ciesin.columbia.edu/data/set/epi-environmental-performance-index-pilot-trend-2012.

Environmental Vulnerability Index. (EVI, 2005). http://vulnerabilityindex.net/evi_2005.htm.

Environmental Degradation Index. (EDI, 2006). http://marno.lecture.ub.ac.id/files/2012/06/keberlanjutan-lingkungan.pdf.

Farooq, S., Ozturk, I., Majeed, M. T., & Akram, R. (2022). Globalization and CO_2 emissions in the presence of EKC: A global panel data analysis. *Gondwana Research*, 106, 367-378.

Fok, D., Van Dijk, D. & P. Franses. (2004). A multi- level panel starmodel for US manufacturing sectors. *Working Paper*, University of Rotterdam.

Gholampour, Ali. (2006). Economic globalization and the role of the state in political economy of the environment in developing countries: The case of Iran. *scientific Journal Quarterly of Middle East Studies*, *13*(1). [In Persian]

Gallagher, K. P. (2009). Economic globalization and the environment. *Annual Review of Environment and Resources*, 34, 279-304.

Gallego-Alvarez, I., Galindo-Villardon, M., & Rodrıguez-Rosa, M.(2014). Analysis of the sustainable society index worldwide: A study from the biplot perspective. *Social Indicators Research*, 120(1).

Gasimli, O., ul Haq, I. U., Munir, S., Khalid, M.H., Gamage, S.K.N., Khan, A., & Ishtiaq, M.(2022). Globalization and sustainable development: Empirical evidence from CIS countries. *Sustainability*, 14, 14684.

Gonzalez, A., Terasvirta, T., & Van Dijk, D. (2005). Panel smooth transition regression models. SEE/EFI *Working Paper* Series in Economics and Finance (604), 1-33.

Heydari, Hassan, Alinzhad, Roghieh, and Jahangirzadeh, Javad. (2014). Investigating the relationship between democracy and economic growth: A case study of 8 major Islamic countries. *Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, Volume 4, Issue 15, 60-75. [In Persian]

Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.

Hardianto, A. M., Tjahjadi, B., & Narsa, I. M. (2019). Human development index (HDI) as a planning plan for dealing globalization of Asean economic society (MEA) in indonesia. Proceeding of *ICECRS*, 108-115 ISSN 2548-6160. https://www.ssfindex.com.

Jaafari Samimi, Ahmad, and Nasrat Bahreini. (2015). Investigating the impact of global dimensions on economic growth in selected countries of the middle east and North Africa region. *Quarterly Journal of Economic Strategy*, Issue 13, 77-110. [In Persian]

Jaafari Samimi, Ahmad, Zorouki, Shahriar, and Sadati Amiri, Seyyedeh Roghayeh. (2018). Economic welfare analysis with emphasis on globalization dimensions. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, Volume 12, Issue 4, pp. 1-23. [In Persian]

Jude, E. (2010). Financial development and growth: A panel smooth regression approach. *Journal of Economic Development*, 35: 15-33.

Karimi, Y. (2016). Investigating the effects of financial development thresholds on environmental quality in countries with moderate income: A Panel Smooth Transition Regression (PSTR) approach (Master's thesis, Department of Environmental Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University). [In Persian].

Kayikci, Fazil. (2019). Effects of economic globalization on environment. *International Review of Management and Business Research (IRMBR)*, Vol. 8 Issue 3: 332-342.

Khodaverdizadeh, Mohammad, Khodaverdizadeh, Saber, Janni, Siavash, and Khalili, Ali. (2019). The threshold effect of inflation on economic growth in developed and developing countries: A panel smooth transition regression (PSTR) approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *16*(1), 49-77. [In Persian]

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

Koubi, V., Böhmelt, T., & Bernauer, T. (2016). Economic globalization and the environment. *Working Paper*, https://doi.org/10.3929/ethz-b-000609628

Kowalski, S., & Veit, W.(2020). Sustainable society index summary report 2018. *Researchgate publication*/346713800.

KOF Swiss Economic Institute. https://kof.ethz.ch/en/.

Latif, N., Rafeeq, R., Safdar, N., Younas, K., Gardezi, M. A., & Ahmad, S. (2023). Unraveling the Nexus: The impact of economic globalization on the environment in Asian economies. *Research in Globalization*, 7, 100169.

Letafat, N., Jahangirpour, D., & Zibaee, M. (2023). The impact of economic and political globalization on ecological footprint in Iran: Application of the asymmetric nonlinear heterogeneous panel approach. *Journal of Environmental Science Studies*, *8*(1), 6003-6012. Doi. [In Persian]

Lee, A., & Cho, J. (2016). The impact of epidemics on labor market: Identifying victims ofthe Middle East respiratory syndrome in the Korean labor market. *International Journal Forequity in Health*, *15*(1), 196.

Mohammadi Nia, M., Abbasi, Gh., Basiri, B., Rahimi, R. (2023). The effects of globalization, economic growth, and financial development on ecological footprint in Iran (quantile regression analysis). *Journal of Sustainability, Development and Environment*, Vol. 4, No. 3. [In Persian]

Mirsanjari, M., & Mohammadyari, F. (2019). Sustainable development indicators with emphasis on environmental index and ranking of indicators with AHP model. *Environment and Development*, No. 19, 73-86. [In Persian]

Martens, P., & Raza, M. (2010). Is globalisation sustainable?. *Sustainability*, *2*(1), 280-293.

Maričić, M., Janković, M., & Jeremić, V. (2014). Towards a framework for evaluating sustainable society index. *Romanian Journal of Statistics*, 3, 49-60.

Mingxing, L., Ashraf, M. S., Zhiqiang, M., Ashraf, R. U., Usman, M., & Khan, I. (2023). Adaptation to globalization in renewable energy sources: Environmental implications of financial development and human capital in China. *Frontiers in Environmental Science*, 10.3389/fenvs..1060559.

Navabifard, M. , & Arshpour, A. (2016). The impact of globalization on the environment. *Journal of Environmental Law*, 1, 19-27. [In Persian]

Olagunju, K. O., Ogunniyi, A. I., Oguntegbe, K. F., Raji, I. O., & Ogundari, K. (2019). Welfare impact of globalization in developing countries: Examining the mediating role of human capital. *Economies*, *7*(3), 84.

Saisana, M., & Philippas, D. (2012). Sustainable society index (SSI): Taking societies' pulse along social, environmental and economic issues. *Environmental Impact Assessment Review*, 32, 94-106.

Sustainable Society Index. https://ssi.wi.th-koeln.de/latest_data.html.

Shahbaz, M., Khan, S., Ali, A., & Bhattacharya, M. (2017). The impact of globalization on CO_2 emissions in China. *The Singapore Economic Review*, *62*(4), 929-957.

Tavakolnia, Mohammad Reza, and Akbarian, Mohammad Ali. (2011). Globalization: Opportunity or threat to the environment?. *Journal of Strategic Studies of Public Policy*, Volume 2, Issue 5, 97-120. [In Persian]

Tang, S., Wang, ZH., Yang, G., & Tang, W.(2020). What are the implications of globalization on sustainability?: Comprehensive study. *Sustainability*, 12, 3411.

Tausch, T., & Heshmati, A.(2018). The effects of globalization on the environment. *UKH Journal of Social Sciences*, Volume 2, Number 1, 25-40.

Van de Kerk, G., & Manuel, A. (2014). *Sustainable Society Index 2014*. Sustainable Society Foundation.

Van de Kerk, G., & Manuel, A. R. (2008). A comprehensive index for a sustainable society: The SSI-the sustainable society index. *Ecological Economics*, *66*(2-3), 228-242.

Wang, Q. J., Geng, Y., & Xia, X. Q. (2021). Revisited globalization's impact on total environment: Evidence based on overall environmental performance index. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *18*(21), 11419.

Weimin, Z., Sibt-e-Ali, M., Tariq, M., Dagar, V., & Khan, M. K. (2022). Globalization toward environmental sustainability and electricity consumption to environmental degradation: Does EKC inverted U-shaped hypothesis exist between squared economic growth and CO2 emissions in top globalized economies. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(40), 59974-59984.

Wu, L., Zhu, C., Song, X., & He, J. (2023). Impact of environmental regulation on Carbon emissions in countries along the belt and road-An empirical study based on PSTR model. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *20*(3), 2164.

Zaroki, Shahriar, Yousefi Barforoushi, Arman, and Fathollahzadeh, Amirhossein. (2022). A comprehensive analysis of the impact of globalization on environmental pollution in Iran with an emphasis on triple dimensions and binary components. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *19*(4), 1-41. doi. [In Persian]

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 67-102

https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13657

The Asymmetric Impact of Scaled Oil Price Impulses on the Environmental Load Capacity Factor (LCF) in Iran

A Multiple Asymmetric Thresholds NARDL (MATNARDL) Approach

Abolghasem Golkhandan

1. Ph.D. in Public Sector Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran. Email: golkhandan@gmail.com

Abstract

During the past years, researchers have been particularly interested in the asymmetric impact of oil price impulses on environmental indicators in oil-importing and oil-exporting countries. In this regard, the main purpose of this research is to investigate the asymmetric and non-linear impact of scaled oil price impulses on load capacity factor as an indicator of environmental sustainability in Iran from 1961-2022. Based on this, the estimation of the model has been performed by categorizing the positive and negative impulses of the oil price in three small scales (quantiles less than the τ_{30} threshold), medium (quantiles between the τ_{30} and τ_{70} thresholds) and large (quantiles greater than the τ_{70} threshold) in the form of Multiple Asymmetric Thresholds Non-linear Autoregressive Distributed Lag (MATNARDL) approach. The results indicate that in the long term, small-scale positive (negative) oil price impulses had a positive (negative) and significant effect on the load capacity factor; While these impulses have a negative effect on the load capacity factor in the long term in both medium and large scales. Based on this, it can be said that the effect of oil price on the load capacity factor in Iran is asymmetric. Among positive impulses, only with a small-scale increase in oil price, we can see an increase in load capacity factor and environmental sustainability in the country. Also, the positive impulses of the oil price on both medium and large scales lead to the increase of environmental instability by prioritizing economic achievements and activities over environmental issues. Based on other results, energy consumption has a negative and significant effect on the load capacity coefficient, and the environmental hypothesis of the load capacity curve (LLC) in Iran is confirmed.

Article information

Review History:

Received: Apr. 23, 2024

Revised: May. 12, 2024

Accepted: June. 02, 2024

Keywords:

Oil Price

Load Capacity Factor

Asymmetric Impact Iran

Multiple Asymmetric Thresholds NARDL

JEL Classification:

C01, O13, Q5

Corresponding Author:

golkhandan@gmail.com

Aim and Introduction

Ecological footprint accounting is composed of two metrics, the “demand-side” (ecological footprint) and the “supply-side” (biocapacity). While the ecological footprint calculates the demand for natural assets in global hectares, biocapacity symbolizes the supply capacity of nature to meet this demand with the same unit of measurement. Ecological deficit also shows the difference between ecological footprint and biological capacity. Globally, the degree of ecological deficits continued to expand over the last decade due to the increase in EF and reduction in biocapacity, which is caused by the following: increasing consumption of fossil fuel energy, overexploitation of natural resources, unsustainable production methods, and economic activities.

Iran is one of the countries that has a weak environmental performance. According to the Global Footprint Network, Iran's ecological footprint exceeded 333% of its biological capacity in 2022. Iran's ecological deficit, which was - 0.55 global per capita hectares in 1961, has increased by 554% to 2.50 global per capita hectares in 2022, and the destruction and pollution of the environment in Iran have reached unsustainable levels. Therefore, the analysis of the determinants of environmental quality can provide insights into the design of appropriate environmental policies in Iran.

In this regard, the environmental effects of dependence on crude oil have attracted considerable attention. Crude oil is an important and largest source of energy, especially for developing countries such as Iran. It is a fossil-based fuel and a major source of carbon emissions in the world. Hence, many studies have linked oil price shocks to environment quality. In contrast to oil-importing economies, where oil price increases encourage a shift to cheaper and cleaner alternative energy sources, the environmental policy issue in oil-exporting countries is entirely different. Indeed, a fall in oil prices may be associated with a decreased investment in environmentally friendly energy sources. By comparison, an increase in oil prices revealed a reluctance to diversify the economy away from its reliance on non-eco-friendly fossil fuel energy.

Based on the explanations above, the main purpose of this article is to investigate the asymmetric impact of scaled oil price impulses on the environmental Load Capacity Factor (LCF) in Iran using the Non-linear Autoregressive Distributed Lag (MATNARDL) approach. The paper intends to make the following contributions to the literature. Firstly, this article is the first to look into the effect of oil prices on the LCF in Iran by applying asymmetric methodologies. Secondly, it is the first study with a reverse load capacity factor as an environmental sustainability indicator. Thirdly, this paper applied the advanced and newly developed MATNARDL for asymmetric and nonlinear analysis to provide a more robust result that exhibits relevant policy implications. Finally, this innovative study investigated the effects of oil prices on the LCF in Iran between 1961 and 2022 in the framework of the LCC hypothesis.

Methodology

The study compiles annual data for the period 1961-2022 for Iran from three different sources. According to Statista, OP represents average annual OPEC crude oil price (in US dollars per barrel). The data are obtained from the World Bank, GDP per capita, (constant 2015 dollars), Energy Consumption (EC) as kg of oil equivalent per capita, Ecological Footprint (per capita, gha) and LCF (the load capacity factor) are obtained from Global Footprint Network. Because the LCF includes biocapacity in the numerator and EF in the denominator, it allows for simultaneous environmental assessment on the supply and demand sides. A higher LCF indicates a better environment. The current paper's economic functions are illustrated in Equations (1):

$$\mathrm{LnLCF_t} = \mathrm{f}\left[\mathrm{LnOP_t}, \mathrm{LnGDP_t}, \mathrm{LnGDP_t}^2, \mathrm{LnEC_t}, \varepsilon_t\right] \quad (1)$$

The main objective of this study is to examine the major, medium and minimal scales of positive and negative changes in oil price on the environmental quality index in Iran. For this purpose, the MATNARDL is used as an estimator to examine the effect of minor to major adverse shocks and minor to major positive surprises in the explanatory variable on the explained variable.

Findings

The bounds cointegration test results confirm a long-term relationship in the asymmetric model. The estimation of the model has been performed by categorizing the positive and negative impulses of the oil price in three small (quantiles less than the τ_{30} threshold), medium (quantiles between the τ_{30} and τ_{70} thresholds), and large (quantiles greater than the τ_{70} threshold) scales in the form of MATNARDL approach. The results indicate that in the long term, small scale of positive (negative) oil price impulses had a positive (negative) and significant effect on the load capacity factor; while these impulses have a negative effect on the load capacity factor in the long term in both medium and large scales. Based on other results, energy consumption has a negative and significant effect on the load capacity coefficient, and the environmental hypothesis of the load capacity curve (LLC) in Iran is confirmed.

Discussion and Conclusion

Based on the obtained results, it can be said that the effect of oil price on the load capacity factor in Iran is asymmetric. Among positive impulses, only with increase in small scale of oil price, we can see an increase in load capacity factor and environmental sustainability in the country. Moreover, the positive impulses of the oil price on both medium and large scales lead to the increase of environmental instability by prioritizing economic achievements and activities over environmental issues.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۶۷ تا ۱۰۲
https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13657

تأثیر نامتقارن تکانه‌های مقیاس‌بندی‌شده قیمت نفت بر ضریب ظرفیت بار (LCF) زیست‌محیطی در ایران به کمک رویکرد NARDL چندآستانه‌ای نامتقارن (MATNARDL)

ابوالقاسم گل‌خندان[۱]

۱. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران (نویسنده مسئول). golkhandana@gmail.com

چکیده

طی سال‌های گذشته، اثرگذاری نامتقارن تکانه‌های قیمت نفت بر شاخص‌های زیست‌محیطی در کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت، مورد توجه خاصی در بین پژوهشگران قرار گرفته است. در این راستا، هدف اصلی از پژوهش حاضر، بررسی تأثیر نامتقارن و غیرخطی تکانه‌های مقیاس‌بندی شده قیمت نفت بر ضریب ظرفیت بار به‌عنوان شاخص پایداری زیست‌محیطی در ایران طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۶۱ می‌باشد. براین‌اساس، برآورد مدل با دسته‌بندی تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت در سه مقیاس کوچک (کوانتایل کمتر از آستانه τ_{30})، متوسط (کوانتایل بین آستانه‌های τ_{30} و τ_{70}) و بزرگ (کوانتایل بیشتر از آستانه τ_{70}) در قالب رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی چند آستانه‌ای نامتقارن (MTANARDL) انجام شده است. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت، تکانه‌های مثبت (منفی) قیمت نفت در مقیاس کوچک، اثر مثبت (منفی) و معناداری بر ضریب ظرفیت بار داشته است؛ درحالی‌که این تکانه‌ها در بلندمدت در دو مقیاس متوسط و بزرگ، اثر منفی بر ضریب ظرفیت بار داشته‌اند. براین‌اساس، می‌توان گفت که اثر قیمت نفت بر ضریب ظرفیت بار در ایران، نامتقارن است و در بین تکانه‌های مثبت، تنها با افزایش در مقیاس کوچک قیمت نفت، می‌توانیم شاهد افزایش ضریب ظرفیت بار و پایداری محیط‌زیست در کشور باشیم. تکانه‌های مثبت قیمت نفت در دو مقیاس متوسط و بزرگ نیز با اولویت بخشیدن به دستاوردها و فعالیت‌های اقتصادی بر مسائل زیست‌محیطی، به افزایش ناپایداری زیست‌محیطی می‌انجامد. براساس سایر نتایج، مصرف انرژی، اثر منفی و معنادار بر ضریب ظرفیت بار داشته و فرضیه زیست‌محیطی منحنی ظرفیت بار (LCC) در ایران، تأیید می‌شود.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۴
بازنگری: ۱۴۰۳/۰۲/۲۳
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۳

کلمات کلیدی:
قیمت نفت
ضریب ظرفیت بار
اثر نامتقارن
NARDL چندآستانه‌ای نامتقارن
ایران

طبقه‌بندی JEL:
C01, O13, Q5

نویسنده مسئول:
golkhandana@gmail.com

۱. مقدمه

«ردپای اکولوژیکی»[1] (EF)، تقاضا برای دارایی‌های طبیعی یا دارایی‌های اکولوژیکی مورد نیاز یک جمعیت برای تولید منابع زیست‌محیطی مصرفی و جذب زباله‌های ناشی از آن را در هکتارهای جهانی ارزیابی می‌کند. در مقابل، «ظرفیت زیستی»[2] نمادی از ظرفیت عرضه طبیعت یا دارایی‌های زیست‌محیطی موجود برای پاسخ‌گویی به این تقاضا در یک منطقه یا سیستم خاص با همان واحد اندازه‌گیری می‌باشد (پاتا و آسیک[3]، ۲۰۲۱؛ فنگ و همکاران[4]، ۲۰۲۴). کسری اکولوژیکی نیز اختلاف بین ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی را نشان می‌دهد. طی دهه‌های گذشته، میزان کسری اکولوژیکی در کشورهای جهان، به‌دلیل افزایش سطح ردپای اکولوژیکی و کاهش ظرفیت زیستی که ناشی از افزایش مصرف انرژی سوخت‌های فسیلی، بهره‌برداری بیش از حد از منابع طبیعی، روش‌های تولید ناپایدار و فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد، افزایش یافته و هم‌چنان در حال گسترش است (دو و همکاران[5]، ۲۰۲۴).

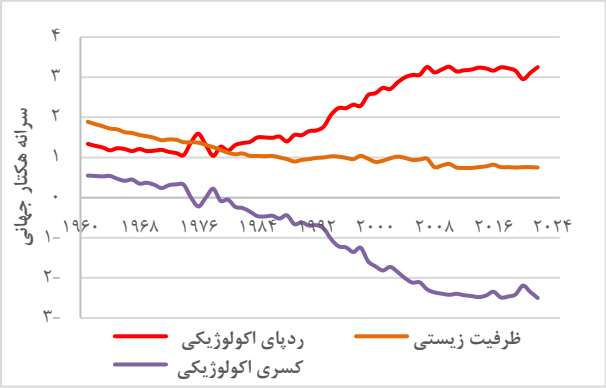
ایران نمونه‌ای از این کشورها است. بر اساس آمار منتشرشده توسط شبکه ردپای جهانی[6] (۲۰۲۳)، میزان ردپای اکولوژیکی در ایران در سال ۲۰۲۲ (۳/۲۵ سرانه هکتار جهانی)، ۳۳۳ درصد از ظرفیت زیستی آن (۰/۷۵ سرانه هکتار جهانی) فراتر رفته است. شکل (۱)، به روشنی، عدم تعادل بین ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی را در ایران طی دوره ۲۰۲۲-۱۹۶۱ نشان می‌دهد. ملاحظه می‌گردد که به‌طورکلی، طی این دوره، کسری اکولوژیکی با گذشت زمان افزایش یافته است. کسری اکولوژیکی ایران که در سال ۱۹۶۱، ۰/۵۵- سرانه هکتار جهانی بوده[7]، با ۵۵۴ درصد افزایش به ۲/۵۰ سرانه هکتار جهانی در سال ۲۰۲۲ رسیده است؛ که نشان می‌دهد عرضه موجود منابع طبیعی در ایران برای حفظ الگوهای تولید و مصرف فعلی کافی نیست. بر این اساس، تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده کسری اکولوژیکی در ایران، می‌تواند پیشنهادات ارزشمندی را در زمینه طراحی سیاست‌های زیست‌محیطی مناسب ارائه دهد.

در این راستا، اثرات زیست‌محیطی وابستگی به نفت خام، توجه زیادی را به خود جلب کرده است؛ چراکه مراحل مختلف اکتشاف، استخراج و فرآوری نفت و فعالیت پالایشگاه‌ها، موجب اتلاف منابع و تخریب محیط‌زیست نواحی می‌شود. نفت خام، یک منبع مهم و بزرگ انرژی در اقتصادهای نفتی به‌حساب می‌آید و به‌عنوان یک سوخت فسیلی، منبع اصلی انتشار کربن در جهان است. تلاش برای رشد اقتصادی بالاتر در اقتصادهای نفتی، مصرف سوخت‌های فسیلی از جمله نفت را به‌عنوان منبع

1. Ecological Footprint (EF)
2. Biocapacity
3. Pata & Isik (2021)
4. Fang et al. (2024)
5. Du et al. (2024)
6. Global Footprint Network (GFN)
۷. این علامت منفی برای کسری اکولوژیکی هم‌معنا با وجود مازاد اکولوژیکی است.

اصلی انرژی، تشدید می‌کند. از این رو، ادبیات مطروحه در زمینه مسائل زیست‌محیطی، تکانه‌های (شوک‌های) قیمت نفت را با کیفیت محیط‌زیست مرتبط می‌داند (اوکوانیا و همکاران[۱]، ۲۰۲۳).

از طرفی، نتایج مطالعات تجربی جدیدتر، نشان می‌دهد که ممکن است افزایش و کاهش قیمت نفت، تأثیر یکسانی بر کیفیت محیط‌زیست نداشته باشند. به‌عبارت دیگر، این اثرگذاری ممکن است نامتقارن باشد (الله و همکاران[۲]، ۲۰۲۰؛ عبید و همکاران[۳]، ۲۰۲۲؛ ژانگ و همکاران[۴] (۲۰۲۲)؛ اکوانیا و همکاران، ۲۰۲۳؛ جوف و همکاران[۵]، ۲۰۲۳؛ حسن و مهلانگا[۶]، ۲۰۲۳؛ دجدایت و همکاران[۷]، ۲۰۲۴).



شکل ۱: ردپای اکولوژیکی، ظرفیت زیستی و کسری اکولوژیکی در ایران (۲۰۲۲-۱۹۶۱)

Figure 1: Ecological footprint, biocapacity and ecological deficit in Iran (1961-2022)

منبع: شبکه ردپای جهانی (۲۰۲۳)

بر اساس توضیحات فوق، هدف اصلی از این مقاله، بررسی تأثیر نامتقارن تکانه‌های مقیاس‌بندی شده قیمت نفت بر ضریب ظرفیت بار زیست‌محیطی در ایران به کمک رویکرد NARDL نامتقارن چند آستانه‌ای می‌باشد. این مطالعه، از حیث سه جنبه اصلی، با مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه اقتصاد محیط‌زیست در ایران متفاوت است. نخست، این مطالعه، اولین تلاش تجربی برای تجزیه و تحلیل تأثیر نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص پایداری زیست‌محیطی در ایران است. دوم، این مطالعه، به‌منظور اندازه‌گیری پایداری محیط‌زیست از مفهومی به نام «ضریب ظرفیت بار»[۸] (LCF) استفاده می‌کند. LCF به‌عنوان یک شاخص مناسب و جدید برای بررسی کیفیت محیط‌زیست، هر دو طرف عرضه و تقاضای اکوسیستم را در نظر می‌گیرد و به نتایج دقیق‌تری منجر

1. Okwanya et al. (2023)
2. Ullah et al. (2020)
3. Ebaid et al. (2022)
4. Zhang et al. (2022)
5. Joof et al. (2023)
6. Hassan & Mhlanga (2023)
7. Djedaiet et al. (2024)
8. Load Capacity Factor (LCF)

می‌گردد. سوم، این مطالعه، تأثیر نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت را با به‌کارگیری یک رویکرد جدید توسعه‌یافته را در داده‌های سری زمانی به نام مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی چند آستانه‌ای نامتقارن[1] (MATNARDL) مورد بررسی قرار داده است. این برآوردگر قادر است که تأثیر تغییرات اساسی، متوسط و حداقلی در تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت را بر LCF تعیین کند و بر این اساس، می‌تواند در زمینه موضوع تحقیق، ارائه‌دهنده نتایج دقیق‌تر و جدیدی برای نخستین‌بار باشد. از این رو، مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم مقاله، به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم، به روش تحقیق و معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها اختصاص دارد. در بخش چهارم، به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده ودر بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات آمده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. قیمت نفت و تخریب محیط‌زیست

ساختار اقتصادی یک کشور، ممکن است بر سیاست‌های آن کشور در مورد کیفیت محیط‌زیست تأثیر بگذارد و باعث شود که کشورهای واردکننده و صادرکننده، به تکانه‌های قیمت نفت واکنش متفاوتی نشان دهند (اوکوانیا و همکاران، ۲۰۲۳؛ دجدایت و همکاران، ۲۰۲۴؛ طیبی و همکاران، ۲۰۱۸). به‌عنوان مثال، کشین و همکاران[2] (۲۰۱۴)، استدلال می‌کنند که تکانه‌های قیمت نفت به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر محیط و اکولوژی کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت تأثیر می‌گذارد. تأثیر مستقیم آن، تغییر در تولید و مصرف نفت و تأثیر غیرمستقیم آنریال تغییر تکانه‌ها از طریق تجارت بین‌المللی است.

در کشورهای واردکننده نفت، افزایش قیمت نفت، ممکن است به‌دلیل کمبود انرژی باعث حرکت به سمت منابع انرژی ارزان‌تر و سبزتر شود و در نتیجه انتشار CO_2 و تخریب محیط‌زیست را کاهش دهد. در مقابل، کاهش قیمت نفت، ممکن است منجر به استفاده بیشتر از سوخت‌های فسیلی شود و در نتیجه، از طریق افزایش انتشار CO_2، پیامدهای منفی بر محیط‌زیست نشان دهد (عبید و همکاران، ۲۰۲۲). این موضوع با دو مفهوم اثر جایگزینی و اثر درآمدی تغییر قیمت مطابقت دارد. افزایش قیمت نفت، انرژی را برای کشورهای واردکننده نفت پرهزینه‌تر می‌کند و بر این اساس، این احتمال وجود دارد که به‌دنبال جایگزین‌های دیگری برای سوخت‌های فسیلی باشند؛ که این عمل، میزان انتشار CO_2 را کاهش می‌دهد. در واقع، افزایش قیمت نفت یک فرصت ایده‌آل برای این کشورها فراهم می‌کند که سرمایه‌گذاری و توسعه انرژی‌های نو را گسترش دهند. از سوی دیگر، کاهش قیمت نفت،

1. Multiple Asymmetric Thresholds Non-linear Autoregressive Distributed Lag (MATNARDL)
2. Cashin et al. (2014)

به‌معنای وجود منابع انرژی ارزان از سوخت‌های فسیلی است؛ در نتیجه مصرف سوخت‌های فسیلی افزایش می‌یابد که منجر به افزایش انتشار CO_2 می‌شود (اوکوانیا و همکاران، ۲۰۲۳).

برخلاف اقتصادهای واردکننده نفت، موضوع سیاست زیست‌محیطی در کشورهای صادرکننده نفت، کاملاً متفاوت و تا حدودی پیچیده‌تر است. نفت بخش مهمی از سبد صادرات در کشورهای تولیدکننده آن را تشکیل می‌دهد و نقش مهمی در به حرکت درآوردن اقتصاد این کشورها ایفا می‌کند. بر این اساس، مشاهده می‌شود که دستاوردهای اقتصادی بر نگرانی‌های زیست‌محیطی در کشورهای تولیدکننده نفت، اولویت داشته باشد. یک تکانه مثبت قیمت نفت، ممکن است به‌دلیل نیاز به افزایش رشد و توسعه اقتصادی در این کشورها، به افزایش تولید نفت و تخریب محیط‌زیست بیانجامد. در واقع، افزایش قیمت نفت، نشان‌دهنده عدم تمایل به تنوع بخشیدن به اقتصاد به دور از اتکای آن به انرژی سوخت فسیلی غیردوستدار محیط زیست است (دجدایت و همکاران، ۲۰۲۴).

از طرفی، افزایش (کاهش) قیمت نفت، ممکن است با افزایش (کاهش) سرمایه‌گذاری در منابع انرژی سازگار با محیط‌زیست و بهبود تکنولوژی‌های زیست‌محیطی همراه باشد. در واقع، تغییر فناوری‌های سنتی به فناوری‌های پیشرفته و پاک‌تر، می‌تواند با ایجاد صندوق‌های سبز از طریق درآمدهای ناشی از فروش منابع طبیعی، امکان‌پذیر باشد (ابراهیم و آجیده[1]، ۲۰۲۱؛ پاتا و ارطوغرول[2]، ۲۰۲۳). علاوه بر این، رانت منابع طبیعی، می‌تواند به بهبود عملکرد اقتصادی یک کشور منجر گردد که به صعود و بالا رفتن از نردبان توسعه و رشد اقتصادی کمک می‌کند. بر این اساس، می‌توان نتایج نامطلوب توسعه اقتصادی بر روی کیفیت محیط‌زیست را همان‌طور که در فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس[3] (EKC) پیش‌بینی شده است، درونی کرد (اردوغان[4]، ۲۰۲۴). از این رو، می‌توان گفت اثر افزایش (کاهش) قیمت نفت بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای صادرکننده نفت نامشخص و مبهم است.

رفتار نامتقارن قیمت نفت به‌طور گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی به رسمیت شناخته شده است (همیلتون[5]، ۱۹۸۳؛ کائو و همکاران[6]، ۲۰۲۰؛ آیاد و همکاران[7]، ۲۰۲۳؛ مولایی و همکاران، ۲۰۱۴؛ علیزاده و گل‌خندان، ۲۰۱۷)؛ به این معنی که تأثیر افزایش قیمت نفت، ممکن است با کاهش آن در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، متفاوت باشد.

---

1. Pata & Ertugrul (2023)
2. Ibrahim & Ajide (2021)
3. Environmental Kuznets Curve (EKC)

طبق این فرضیه، رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست (انتشار CO_2) به‌شکل U معکوس می‌باشد و رشد و توسعه اقتصادی در مراحل ابتدایی به افزایش انتشار CO_2 منجر می‌گردد.

4. Eedogan (2024)
5. Hamilton (1983)
6. Cao et al. (2020)
7. Ayad et al. (2023)

از زمان مطالعه همیلتون (۱۹۸۳)، اجماع غالبی وجود داشته است که نوسانات قیمت نفت، رفتار نامتقارنی را نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی و بالاخص رشد اقتصادی نشان می‌دهد. در نتیجه، منطقی است که تأثیر استفاده از انرژی‌های تجدیدناپذیر در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت بر کیفیت محیط‌زیست، به‌دلیل ارتباط نامتقارن این انرژی‌ها با رشد اقتصادی و سایر متغیرهای اثرپذیر در این زمینه مانند سرمایه‌گذاری در انرژی تجدیدپذیر، به‌صورت نامتقارن باشد (دجدایت و همکاران، ۲۰۲۴؛ تمباری و همکاران[1]، ۲۰۲۴).

۲-۱-۲. شاخص تخریب محیط‌زیست: انتشار CO_2، EF یا LCF؟

موضوع مهمی که در ادبیات گذشته در زمینه شناسایی عوامل مؤثر بر پایداری محیط‌زیست مطرح می‌شود، آن است که از کدام شاخص می‌باید برای مدل‌سازی متغیر وابسته استفاده شود. رویکرد متداول و سنتی در این زمینه، استفاده از انتشار کربن (CO_2) به‌عنوان نماینده‌ای برای کیفیت محیط‌زیست به‌دلیل داشتن بالاترین سهم در سطوح انتشار کل گازهای گلخانه‌ای است. با این حال، گروهی از محققان استدلال می‌کنند که تخریب محیطی، یک موضوع پیچیده می‌باشد و CO_2 تنها بر یک بعد آن متمرکز است. سایر شاخص‌های تخریب محیطی مانند آلودگی آب و زباله‌های شهری، جنگل‌زدایی و تنوع زیستی و انتشار مستقیم و غیرمستقیم سایر گازهای گلخانه‌ای مانند دی‌اکسید گوگرد و دی‌اکسید نیتروژن نیز زمانی‌که به‌صورت مجزا مورد استفاده قرار می‌گیرند، تنها بخش کوچکی از مسائل زیست‌محیطی را پوشش می‌دهند (سان و همکاران[2]، ۲۰۲۳).

بر این اساس، استفاده از شاخص ردپای اکولوژیکی (EF) به‌جای CO_2 و سایر ابعاد تخریب محیط‌زیست به‌دلیل در نظر گرفتن شش بعد فرعی تخریب محیطی، پیشنهاد شده است (اردوغان، ۲۰۲۳). با این حال، EF به‌دلیل آنکه در مدل‌سازی، تنها جنبه تقاضای اکولوژی را در نظر می‌گیرد، توسط محققان مورد انتقاد قرار گرفته است و یک شاخص محدود برای کیفیت محیطی در نظر گرفته می‌شود. از این رو، بسیاری از مطالعات تجربی جدیدتر که شمار آن رو به افزایش است، از مفهوم ضریب ظرفیت بار (LCF) که توسط سیچه و همکاران[3] (۲۰۱۰) توسعه داده و پیشنهاد شده است، به‌عنوان شاخص جدیدی برای پایداری محیط‌زیست استفاده کرده و آن را به‌دلیل مدل‌سازی ابعاد تقاضا و عرضه محیط، شاخص برتر عملکرد زیست‌محیطی دانسته‌اند.

البته محققان توجه زیادی به این شاخص جامع کیفیت محیطی نداشته‌اند؛ تا آن‌که پاتا (۲۰۲۱) برای اولین‌بار با به‌کارگیری یک مدل رگرسیون خطی، عوامل تعیین‌کننده LCF را به‌صورت تجربی تجزیه و تحلیل کرد (پاتا و ارطوغرول، ۲۰۲۳).

LCF با تقسیم ظرفیت زیستی بر ردپای اکولوژیکی به‌دست می‌آید. اگر LCF بزرگ‌تر از عدد ۱ باشد، مازاد اکولوژیکی وجود دارد و شرایط محیطی و منابع طبیعی موجود برای رفع نیازهای انسان

1. Tambari et al. (2024)
2. Sun et al. (2023)
3. Siche et al.(2010)

کافی است؛ اما اگر LCF کوچک‌تر از عدد ۱ باشد، نشانگر کسری اکولوژیکی است و عادات مصرفی جامعه به محیط‌زیست آسیب می‌رساند. بدیهی است که اگر ظرفیت زیست‌محیطی با ردپای اکولوژیکی برابر باشد، عرضه و تقاضای اکوسیستم، مساوی بوده، و تعادل اکولوژیکی وجود دارد. این حالت، نشان‌دهنده حد پایداری است و در آن مقدار LCF مساوی با عدد ۱ است (پاتا، ۲۰۲۱؛ پاتا و ارطوغرول، ۲۰۲۳؛ اوچه و نگپاه[1]، ۲۰۲۴).

فرضیه منحنی ظرفیت بار[2] (LCC)

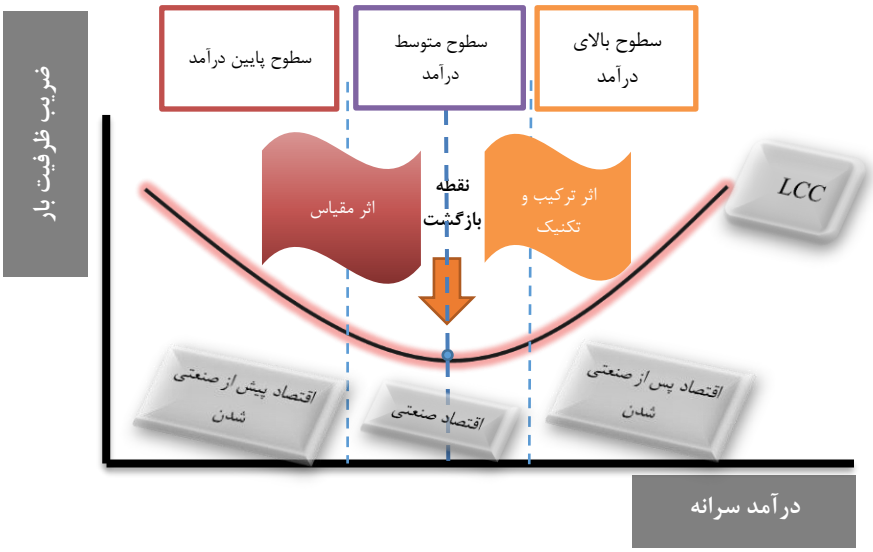
کیفیت محیط‌زیست و عوامل تعیین‌کننده آن، یکی از مهم‌ترین مباحث مطرح‌شده در حوزه اقتصاد محیط‌زیست می‌باشد. در این راستا، شناسایی چگونگی اثرگذاری رشد اقتصادی بر کیفیت محیط‌زیست، همواره یکی از مهم‌ترین مجادلات در حوزه اقتصاد و محیط‌زیست بوده است. سؤال اساسی در این مطالعات، آن است که افزایش رشد اقتصادی، چه اثراتی بر تخریب محیط‌زیست خواهد داشت؟ به‌طورکلی، محققان با استفاده از EKC که توسط گروسمن و کروگر[3] (۱۹۹۱) مطرح شده است، ارتباط بین رشد اقتصادی و شاخص‌های تخریب محیطی مانند EF و انتشار CO_2 را مطالعه می‌کنند. در واقع، EKC از لحاظ نظری، به این ارتباط پاسخ می‌دهد و معتقد است که در سطوح پایین رشد اقتصادی، ارتباط مثبت و در سطوح بالای رشد اقتصادی، ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست وجود دارد (دلیری، ۲۰۲۰: ۸۲). به‌عبارت‌دیگر، EKC کلاسیک معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست به‌شکل U معکوس می‌باشد.[4] فرم EKC کلاسیک بیانگر آمیزه‌ای از سه ارتباط عمده بین رشد اقتصادی (درآمد سرانه) و تخریب محیط‌زیست می‌باشد که عبارتند از: اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر تکنولوژی (تکنیک) (کازرونی و همکاران، ۲۰۱۹: ۱۰).

طبق فرضیه EKC، رشد اقتصادی در ابتدا به‌دلیل اثر مقیاس، آلودگی را افزایش و سپس با اثرات ترکیب و تکنیک، آلودگی را کاهش می‌دهد. با گذار از بخش کشاورزی به بخش صنعت، تولید به‌دلیل افزایش صرفه‌جویی در مقیاس، افزایش می‌یابد که با مصرف بیشتر منابع طبیعی همراه است. این افزایش در تولید، افزایش مصرف منابع طبیعی را به‌دنبال دارد و افزایش مصرف به‌دلیل صرفه‌جویی در مقیاس، منجر به آلودگی بیشتر محیط‌زیست می‌شود. در مراحل بعدی فرایند رشد اقتصادی، ساختار اقتصاد با گذار از بخش صنعتی به بخش خدمات، تغییر می‌کند. بنابراین، اقتصاد دست‌خوش یک تغییر ساختاری خواهد شد؛ از بخش صنعتی که در آن انرژی با شدت بیشتری استفاده می‌شود، به بخش خدمات که در آن فناوری و سرمایه انسانی با شدت بیشتری استفاده می‌شود.

1. Uche & Ngepah (2024)
2. Load Capacity Curve (LCC)
3. Grossman & Krueger (1991)
۴. با این حال، استثنائاتی برای این رابطه و تحقق آن وجود دارد و به‌دلیل ناهمگونی رابطه بین محیط‌زیست و درآمد، ایده‌ها و فرضیه‌های گوناگونی در این زمینه شکل گرفته، به‌طور مثال، منحنی EKC به شکل N انحراف از فرم معمولی U شکل معکوس است.

این اثر ساختاری ممکن است به این معنی باشد که رشد اقتصادی بر اساس بخش خدمات، فشار زیست‌محیطی را کاهش می‌دهد (پاتا و آیسیک، ۲۰۲۱؛ وانگ و همکاران[1]، ۲۰۲۳؛ پاتا و تانریور[2]، ۲۰۲۳).

با این حال، فرضیه EKC، اغلب به‌دلیل تمرکز آن بر انتشار CO_2 به‌عنوان آلودگی محیطی و متغیر EF به‌عنوان عامل تعیین‌کننده تخریب محیط‌زیست، مورد انتقاد قرار گرفته است. بر این اساس، مطالعات جدیدتر برای آزمون فرضیه EKC از متغیرهایی مانند LCF و معکوس آن (ILCF) -که پایداری محیط‌زیست را به‌عنوان شاخص کیفیت محیطی در نظر می‌گیرند- استفاده کرده‌اند. دوغان و پاتا[3] (۲۰۲۲)، با الهام از فرضیه EKC، یک رابطه U شکل بین درآمد سرانه و LCF (شاخص مستقیم کیفیت و پایداری محیطی) را گزارش کردند و این رابطه را به عنوان فرضیه "منحنی ظرفیت بار" (LCC) توضیح دادند (شکل ۲).



شکل ۲: منحنی ظرفیت بار (LCC) U شکل

Figure 2: U-shaped load capacity curve (LCC)

منبع: دجایت و همکاران (۲۰۲۴)

بر اساس شکل (۲)، تولید و رشد اقتصادی جوامعی که در مراحل نخست، هیچ توجهی نسبت به کیفیت محیط‌زیست ندارند، می‌تواند منجر به کاهش کیفیت اکولوژیکی و در نتیجه کاهش LCF شود. در واقع، استفاده از سوخت‌های فسیلی و فعالیت‌های انسانی بدون توجه به محیط‌زیست، کیفیت محیطی را در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی، به شدت کاهش می‌دهد؛ اما وقتی کشورها از سطح

1. Wang et al. (2023)
2. Pata & Tanriover (2023)
3. Dogan & Pata (2022)

درآمد معینی فراتر می‌روند، رشد اقتصادی می‌تواند کیفیت زیست‌محیطی و LCF را به لطف سرمایه‌گذاری در فناوری‌های تولید پاک‌تر و سبز، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و محصولات دوستدار محیط‌زیست و آگاهی بیشتر از محیط‌زیست افزایش دهد (سان و همکاران، ۲۰۲۳؛ پاتا و ارطوغرول، ۲۰۲۳).

۲-۲. پیشینه تحقیق

در این بخش، مطالعات خارجی و داخلی در زمینه موضوع تحقیق، به‌ترتیب مورد بررسی قرار می‌گیرند:

الله و همکاران (۲۰۲۰)، تأثیر نامتقارن تغییرات قیمت نفت را بر آلودگی زیست‌محیطی در ۱۰ کشور پیشرو انتشار کربن طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۸۱ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه با به‌کارگیری مدل ARDL غیرخطی (NARDL)، نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت قیمت گازوئیل در ایالات‌متحده، هند، ژاپن، آلمان، کره‌جنوبی، ایران و کانادا و تکانه‌های منفی آن در چین و هند، باعث کاهش انتشار کربن در بلندمدت می‌شود. با این حال، افزایش قیمت بنزین در روسیه و ایران و کاهش قیمت آن در ایالات‌متحده، روسیه، ژاپن و کانادا، باعث کاهش انتشار کربن در بلندمدت می‌شود. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تغییرات مثبت و منفی در قیمت‌های نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به‌طور متفاوتی بر انتشار کربن در چین، ایالات‌متحده، هند، روسیه، ژاپن، آلمان، کره‌جنوبی، ایران، عربستان و کانادا تأثیر می‌گذارد.

آچوو[1] (۲۰۲۲)، رابطه بین تکانه‌های قیمت نفت خام و کیفیت محیط‌زیست را در کشورهای جنوب صحرای آفریقا[2] (SSA) بررسی کرده است. نتایج این مطالعه با کمک روش برآورد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی/ میانگین گروهی ادغام‌شده (تلفیقی)[3] (PMG/ARDL)، نشان‌دهنده یک رابطه بلندمدت مثبت و معنادار بین قیمت نفت خام و انتشار دی‌اکسید کربن (CO_2) است؛ که نشان می‌دهد افزایش قیمت نفت خام، کیفیت زیست‌محیطی را در SSA بدتر می‌کند. علاوه بر این، نتایج شواهدی از تأثیر مثبت معنادار تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP) بر انتشار CO_2 را در SSA نشان می‌دهد که نشان می‌دهد با دستیابی کشورهای SSA به سطوح بالاتر رشد اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست بدتر می‌شود.

کسوری و همکاران (۲۰۲۲)، هم‌حرکتی بین تکانه‌های نفتی و شدت انتشار CO_2 در ایالات‌متحده را از فوریه ۱۹۷۵ تا ژوئیه ۲۰۱۸ با استفاده از تکنیک‌های موجک[4] بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که رابطه بین قیمت نفت و انتشار کربن، به منبع تکانه بستگی دارد. بر این اساس، قدرت توضیحی تکانه‌های تقاضای نفت نسبتاً قوی‌تر از تکانه‌های عرضه (موجودی) نفت است و تکانه‌های مثبت قیمت نفت ناشی از تکانه‌های عرضه نفت، احتمالاً انتشار کربن را کاهش نمی‌دهند.

1. Achuo (2022)
2. Sub-Saharan Africa (SSA)
3. Pooled Mean Group Autoregressive Distributed Lag (PMG/ARDL)
4. Wavelet Techniques

علاوه بر این، افزایش شدت انتشار CO_2، منجر به عدم اطمینان بیشتر در بازار جهانی نفت می‌شود و موجودی نفت را کاهش می‌دهد.

ژانگ و همکاران (۲۰۲۲)، اثرات متقارن و نامتقارن قیمت نفت را بر انتشار کربن در ایالات‌متحده و چین بررسی کرده‌اند. به این منظور، از داده‌های ماهانه دورهٔ زمانی ۱۹۹۵:۱ تا ۱۲:۲۰۱۹ و دو مدل ARDL و NARDL استفاده شده است. نتایج مدل متقارن با روش ARDL، نشان می‌دهد که تغییر در قیمت نفت، تأثیر باوقفه بر انتشار کربن در کوتاه‌مدت دارد. نتایج برآوردگر NARDL نیز حاکی از آن است که تکانه مثبت قیمت نفت در بلندمدت بر انتشار گاز کربن تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد و یک واحد افزایش در این عامل، انتشار کربن در آمریکا و چین را به‌ترتیب حدود ۱۵/۷۳ و ۰/۴۴ درصد افزایش می‌دهد. علاوه بر این، در کوتاه‌مدت، تکانه منفی قیمت نفت، اثر باوقفه بر انتشار کربن را نشان می‌دهد.

عبید و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای، به بررسی تأثیر نامتقارن تکانه‌های قیمت نفت بر شاخص تخریب محیط‌زیست در شش کشور شورای همکاری خلیج فارس[1] (GCC) طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۶ پرداخته‌اند. به این منظور، از رویکرد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط پویا[2] (DSUR) استفاده شده است که مسئله وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرد. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت قیمت نفت از نظر آماری، اثر منفی معناداری بر انتشار CO_2 دارند، در حالی‌که تکانه‌های منفی قیمت نفت بر انتشار CO_2، تأثیری نداشته است. به‌طور جزئی‌تر، تکانه‌های مثبت قیمت نفت بر انتشار CO_2 در عمان، بحرین، عربستان سعودی، قطر و امارات متحده عربی، تأثیر منفی گذاشته است و بیشترین تأثیر منفی در قطر و عربستان سعودی دیده می‌شود. در همین حال، تکانه‌های منفی قیمت نفت از نظر آماری، تأثیرات معنی‌داری بر انتشار CO_2 در عمان و عربستان سعودی دارد؛ در حالی‌که برای سایر کشورها، تأثیر معنی‌داری ندارد. همچنین، نتایج از منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در کویت، عمان، قطر، عربستان سعودی و امارات متحده عربی پشتیبانی می‌کند.

اوکوانیا و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای، به‌دنبال پاسخ به این پرسش هستند که آیا انتشار کربن به تکانه‌های قیمت نفت، واکنش نشان می‌دهد؟ به این منظور، این مطالعه به بررسی اثر نامتقارن تغییرات قیمت نفت بر انتشار CO_2 در ۳۰ کشور آفریقایی طی سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۸۷ با استفاده از روش پانل NARDL پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه نامتقارن بین قیمت نفت و انتشار CO_2 وجود دارد و تغییرات مثبت (منفی) در قیمت نفت، با کاهش (افزایش) انتشار CO_2 همراه است. علاوه بر این، در بلندمدت، میزان واکنش انتشار CO_2 به تغییرات مثبت (منفی) قیمت نفت در کشورهای واردکننده (صادرکننده) نفت، بیشتر از کشورهای صادرکننده (واردکننده) نفت است.

1. Gulf Cooperation Council (GCC)
2. Dynamic Seemingly Unrelated Regressions (DSUR)

جوف و همکاران (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای، با استفاده دو از مدل NARDL و ARDL بوت‌استراپ، به ارزیابی تأثیر نامتقارن و متقارن قیمت نفت و طلا بر کیفیت محیط‌زیست در چین طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۸۸ پرداخته‌اند. یافته‌های مدل ARDL بوت‌استراپ، نشان می‌دهد که قیمت نفت و طلا به‌طور متقارن بر ردپای اکولوژیکی در چین تأثیر می‌گذارد. در زمینه تحلیل عدم تقارن، یافته‌های NARDL نشان داد که تکانه مثبت در قیمت نفت، کیفیت اکولوژیکی را افزایش می‌دهد؛ در حالی که تکانه منفی، کیفیت اکولوژیکی را بدتر می‌کند. در مقابل، تکانه مثبت در قیمت طلا، کیفیت اکولوژیکی را کاهش و تکانه منفی، کیفیت اکولوژیکی را ارتقاء می‌دهد. علاوه بر این، انرژی‌های تجدیدپذیر، تأثیر مثبتی بر کیفیت محیط‌زیست داشته و فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) در هر دو مدل صادق است.

حسن و مهلانگا (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای، تأثیر نامتقارن قیمت نفت را بر ردپای اکولوژیکی در کشورهای عمده تولیدکننده نفت در قاره آفریقا طی دورهٔ ۲۰۱۸-۱۹۸۸ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه، با به‌کارگیری دو رویکرد DSUR در سطح کل و FMOLS در سطح کشوری، تأثیر نامتقارن قیمت نفت را بر ردپای اکولوژیکی نشان می‌دهد. در سطح کل، تکانه‌های مثبت قیمت نفت، ردپای اکولوژیکی را افزایش و تکانه‌های منفی، آن را کاهش می‌دهد.

دجایت و همکاران (۲۰۲۴)، در مطالعه‌ای، به بررسی تجربی اثرات متقارن و نامتقارن قیمت نفت بر شاخص زیست‌محیطی ضریب ظرفیت بار در هفت کشور آفریقایی تولیدکننده نفت اوپک بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ پرداخته‌اند. این مطالعه از مدل PMG-ARDL برای برآورد اثرات متقارن و از مدل PMG-NARDL برای برآورد اثرات نامتقارن قیمت نفت استفاده کرده است. نتایج مدل PMG-ARDL هیچ شواهدی از اثرات متقارن معنادار قیمت نفت بر ضریب ظرفیت بار را در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان نمی‌دهد. در مقابل، مدل PMG-NARDL نشان می‌دهد که ضریب ظرفیت بار به‌طور منفی، تحت تأثیر تکانه‌های مثبت (افزایشی) قیمت نفت قرار می‌گیرد و اثرات کوتاه‌مدت، از اثرات بلندمدت آن بزرگ‌تر است. این نتایج در هنگام استفاده از مدل‌های CS-ARDL و CS-NARDL همچنان پابرجا هستند. علاوه بر این، نتایج حاکی از اعتبار فرضیه منحنی ظرفیت بار (LCC) با نقطه بازگشتی بین درآمد سرانه ۶۶۷۴ تا ۷۶۲۳ دلار است. در نهایت، نتایج تحلیل علیت پانلی دومیترسکو-هورلین[1]، حاکی از وجود رابطه علیت یک‌طرفه از افزایش قیمت نفت به ضریب ظرفیت بار است.

طیبی و همکاران (۲۰۱۸)، اثر آزادسازی تجارت و تکانه‌های نفتی را بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند. نتایج با استفاده از روش داده‌های ترکیبی، نشان می‌دهد که تکانه‌های نفتی و آزادسازی تجارت، هر دو اثر معنی‌داری بر آلودگی محیط زیست دارند و میزان CO_2 موجود در هوا را کاهش خواهند داد.

1. Dumitrescu-Hurlin

سنجری کنارصندل و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای، تأثیر نامتقارن نااطمینانی سیاست اقتصادی و تأثیر متقارن قیمت نفت را بر انتشار CO_2 در ایران طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۱ بررسی کرده‌اند. به این منظور، از روش NARDL استفاده شده، و نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش، نشان‌دهنده تأثیر نامتقارن نااطمینانی سیاست اقتصادی بر انتشار کربن است؛ به‌طوری‌که تأثیر تغییرات مثبت متغیر نااطمینانی سیاست اقتصادی، در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر انتشار کربن، مثبت و معنی‌دار بوده، درحالی‌که بین تغییرات منفی متغیر نااطمینانی سیاست اقتصادی با انتشار کربن، در کوتاه‌مدت و بلندمدت، رابطه معنی‌داری وجود ندارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تأثیر قیمت نفت بر انتشار کربن، متقارن است، به‌طوری‌که بین قیمت نفت با انتشار کربن در کوتاه‌مدت، رابطه معنی‌داری وجود ندارد، اما بین تغییرات این متغیر با انتشار کربن در بلندمدت، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

بررسی پیشینه پژوهش، نشان می‌دهد که طی سال‌های گذشته، مطالعات متعددی، به بررسی آثار متقارن و نامتقارن تکانه‌های قیمت نفت بر شاخص‌های مختلف کیفیت محیط‌زیست پرداخته‌اند که بر اساس نتایج این مطالعات، به‌نظر می‌رسد که پذیرش رفتار نامتقارن و تأثیر متفاوت تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت نسبت به اثرگذاری متقارن آن، مستدل‌تر و قابل اتکاتر است. در این راستا، پژوهش حاضر، صرف‌نظر از تفاوت‌های مهمی که با معدود مطالعات داخلی انجام‌شده در زمینه تحقیق دارد (و در بخش مقدمه به آن‌ها اشاره شد)، سعی دارد با به‌کارگیری رویکرد نوین MATNARDL، تأثیر نامتقارن قیمت نفت بر شاخص کیفیت محیط‌زیست را به‌صورت گسترش‌یافته و با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی آن، به تکانه‌های اساسی (بزرگ)، متوسط و کوچک تعیین کند. بنابراین، این مطالعه در زمینه موضوع تحقیق، ارائه‌دهنده نتایج جدید و دقیق‌تر برای نخستین‌بار است.

۳. مدل و روش تحقیق

۳-۱. مدل تحقیق

فرم تبعی مدل این پژوهش، با توجه به اهداف آن، مرور مبانی نظری، ساختار اقتصاد ایران و با الهام از مطالعات تجربی عبید و همکاران (۲۰۲۲)، حسن و مهلانگا (۲۰۲۳) و دجایت و همکاران (۲۰۲۴)، به‌صورت زیر تعیین شده است:

$$\mathrm{LnLCF} = \mathrm{f}(\mathrm{LnGDP}, \mathrm{LnGDP}^2, \mathrm{LnEC}, \mathrm{LnOP}, \varepsilon) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، Ln: لگاریتم طبیعی؛ LCF: ضریب ظرفیت بار (شاخص اندازه‌گیری پایداری محیط‌زیست)؛ GDP: تولید ناخالص داخلی سرانه (شاخص رشد اقتصادی)؛ GDP^2: مربع تولید ناخالص داخلی؛ EC: مصرف انرژی؛ OP: قیمت نفت خام و ε: جزء اخلال (خطای) مدل است.

در جدول (۱)، تعریف دقیق متغیرها به‌همراه منبع جمع‌آوری داده‌های آن‌ها ارائه شده است. شایان ذکر است که دورهٔ زمانی این تحقیق، سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۲۲ را در بر می‌گیرد (۶۲ سال).

جدول ۱: متغیرها و منابع داده‌ها

Tabel 1: Variables and data sources

متغیر	نماد	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	منبع
ضریب ظرفیت بار	LCF	نسبت ظرفیت زیستی (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی (بر حسب سرانه هکتار جهانی)	وب‌سایت شبکه ردپای جهانی (GFN) (۲۰۲۴)
رشد اقتصادی	GDP	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	وب‌سایت شاخص‌های توسعه جهانی[1] (WDI) متعلق به بانک جهانی (۲۰۲۴)
مصرف انرژی	EC	سرانه مصرف انرژی (بر حسب کیلوگرم معادل نفتی)	وب‌سایت WDI (۲۰۲۴)
قیمت نفت	OP	متوسط سالیانه قیمت نفت خام اوپک (بر حسب دلار آمریکا در هر بشکه)	وب‌سایت Statista (۲۰۲۴)

نشانی وب‌سایت GFN: https://www.footprintnetwork.org

نشانی وب‌سایت WDI: https://data.worldbank.org

نشانی وب‌سایت Statista: https://www.statista.com

۲-۳. روش تحقیق

به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن متغیر مستقل بر متغیر وابسته، شین و همکاران[2] (۲۰۱۴)، رویکرد ARDL غیرخطی (NARDL) را پیشنهاد کرده‌اند که در آن، رگرسورها به دو مجموع جزئی، یعنی مثبت (تکانه‌های مثبت) و منفی (تکانه‌های منفی) تجزیه می‌شوند. بر این اساس، در مطالعه حاضر، قیمت نفت خام به‌صورت رابطه زیر بیان می‌شود:

$$\mathrm{LnOP_t} = \mathrm{LnOP_0} + \mathrm{LnOP_t}^{+} + \mathrm{LnOP_t}^{-} \qquad (۲)$$

در رابطه فوق، تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت با توجه به تعریف گرنجر و یون[3] (۲۰۲۲)، به‌صورت مجموع تجمعی مثبت و منفی لگاریتم طبیعی قیمت نفت محاسبه می‌شوند:

$$\mathrm{LnOP_t^{+}} = \sum_{i=1}^{t} \Delta \mathrm{LnOP_i^{+}} = \sum_{i=1}^{t} \max(\Delta \mathrm{LnOP_i}, 0) \qquad (۳)$$

$$\mathrm{LnOP_t^{-}} = \sum_{i=1}^{t} \Delta \mathrm{LnOP_i^{-}} = \sum_{i=1}^{t} \min(\Delta \mathrm{LnOP_i}, 0) \qquad (۴)$$

با وارد کردن تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت در یک مدل ARDL، به مدل NARDL دست خواهیم یافت.

پال و میترا[4] (۲۰۱۵؛ ۲۰۱۶)، مدل ARDL غیرخطی چند آستانه‌ای (MTNARDL) را با الهام از مدل NARDL و در ادامه بسط مطالعه تجربی ورهین[5] (۲۰۱۳) در زمینه مدل NARDL دو آستانه‌ای، معرفی کردند. نقطه قوت این مدل نسبت به مدل NARDL در آن است که تأثیر تغییرات

1. World Development Indicators (WDI)
2. Shin et al. (2014)
3. Granger & Yoon (2002)
4. Pal & Mitra (2015, 2016)
5. Verheyen (2013)

اساسی، متوسط و حداقلی در متغیر برونزا را بر روی متغیر وابسته در نظر می‌گیرد (اوچه و افیوم[1]، ۲۰۲۱). در مدل MTNARDL، ابتدا قیمت نفت خام را به پنجک[2] در پنج سری مجموع جزئی تجزیه می‌کنیم:

$$LnOP_t = LnOP_0 + LnOP_t(\omega_1) + LnOP_t(\omega_2) + LnOP_t(\omega_3) + LnOP_t(\omega_4) + LnOP_t(\omega_5 \quad (۵)$$

در رابطه فوق، $LnOP_t(\omega_1)$، $LnOP_t(\omega_2)$، $LnOP_t(\omega_3)$، $LnOP_t(\omega_4)$ و $LnOP_t(\omega_5)$ پنج مجموع جزئی را نشان می‌دهد که در پنجک‌های ۲۰، ۴۰، ۶۰ و ۸۰ تغییرات قیمت نفت با ۴ آستانه که به‌ترتیب با τ_{20}، τ_{40}، τ_{60} و τ_{80} نشان داده شده است، تنظیم و به‌صورت روابط زیر استخراج می‌شوند:

$$LnOP_t(\omega_1) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i(\omega_1) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i \, I(\Delta LnOP_i \le \tau_{20}) \quad (۶)$$

$$LnOP_t(\omega_2) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i(\omega_2) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i \, I(\tau_{20} < \Delta LnOP_i \le \tau_{40}) \quad (۷)$$

$$LnOP_t(\omega_3) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i(\omega_3) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i \, I(\tau_{40} < \Delta LnOP_i \le \tau_{60}) \quad (۸)$$

$$LnOP_t(\omega_4) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i(\omega_4) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i \, I(\tau_{60} < \Delta LnOP_i \le \tau_{80}) \quad (۹)$$

$$LnOP_t(\omega_5) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i(\omega_5) = \sum_{i=1}^{t} \Delta LnOP_i \, I(\Delta LnOP_i > \tau_{80}) \quad (۱۰)$$

که در رابطه فوق، I(.) یک تابع شاخص (نماینده، معرف) است که وقتی شرایط بیان‌شده در (.) برآورده و تأمین شود، برابر با مقدار عددی «یک» و در غیراین‌صورت، برابر «صفر» است (پال و میترا، ۲۰۱۵: ۳۱۸).

مدل MTNARDL نیز از مزیت‌های مدل ARDL و NARDL برخوردار است. از جمله اینکه با متغیرهای مانا از درجه «صفر» و «یک» قابل استفاده می‌باشد و امکان برآورد همزمان پارامترهای بلندمدت و کوتاه‌مدت را فراهم می‌کند. علاوه بر این، مدل MTNARDL همانند مدل NARDL

1. Uche & Effiom (2021)

۲. Quintile Series؛ این مدل را می‌توان در صورت وجود داده‌های گسترده و به اندازه کافی بزرگ با سری‌های دهک (Decile Series) نیز همانند مطالعات تجربی پال و میترا (۲۰۱۵؛ ۲۰۱۶) و اوچه و افیوم (۲۰۲۱) به‌کار برد.

به‌منظور تحلیل غیرخطی و عدم تقارن بین متغیرهای مدل دارای قابلیت مهمی است؛ اما برتری مدل MTNARDL نسبت به مدل NARDL در آن است که میزان تأثیرپذیری متغیر وابسته را از مقادیر شدید، متوسط و اندک متغیر مستقل شناسایی می‌کند (بیهاتو و چانگ[1]، ۲۰۱۹). همچنین، این روش می‌تواند با فرکانس بالا و غیرنرمال بودن داده‌ها و ویژگی تغییر پارامترهای برآوردی در طول زمان در داده‌های سری زمانی مقابله کند (اکره و همکاران[2]، ۲۰۲۳). با این حال، این مدل، یک محدودیت مهم دارد که در آن، اندازه نمونه مورد استفاده برای برآورد، با افزایش تعداد آستانه، کاهش می‌یابد. به‌عنوان مثال، یک آستانه واحد، نمونه برآوردی را به دو نیمه تقسیم می‌کند؛ چهار آستانه باعث می‌شود که حجم نمونه برآوردی به یک - پنجم نمونه اولیه، کاهش یابد که این موضوع، دقت برآوردها را کاهش می‌دهد.

محدودیت دیگر این مدل، آن است که همانند مدل‌های ARDL و NARDL قابلیت استفاده برای مدل‌های برخوردار از متغیرهای دارای درجه مانایی بیش از یک ((I(1)) نیست؛ بنابراین، قبل از تجزیه و تحلیل و برآورد بایستی آزمون ریشه واحد انجام شود (لی و گو[3]، ۲۰۲۲: ۱۳۸۲).

مدل MTNARDL که توسط پال و میترا (۲۰۱۵؛ ۲۰۱۶) پیشنهاد شده است، تأثیر تغییرات اساسی، متوسط و حداقلی در متغیر برونزا را بر متغیر وابسته در نظر می‌گیرد؛ اما قادر به تعیین نوع این تغییرات (مثبت و یا منفی) و بررسی اثر متقارن نیست. در این راستا، اوچه و همکاران (Uche et al., 2022) مدل MTNARDL را با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی، به آستانه‌های چندگانه و نام‌گذاری این مدل توسعه‌یافته به مدل ARDL غیرخطی چند آستانه‌ای نامتقارن (MATNARDL)، گسترش دادند. این مدل، کمک می‌کند تا تأثیر تکانه‌های منفی جزئی تا عمده و تکانه‌های مثبت جزئی تا عمده در متغیر توضیحی را بر متغیر وابسته بررسی کنیم (چانگ و همکاران[4]، ۲۰۲۲: ۴). بر این اساس، متغیر LnOP به سه سری تکانه مثبت و سه سری تکانه منفی، به‌صورت زیر تجزیه می‌شود:

$$\mathrm{LnOP}_t^+ = \mathrm{LnOP}_0^+ + \mathrm{LnOP}_t^+(\omega_1) + \mathrm{LnOP}_t^+(\omega_2) + \mathrm{LnOP}_t^+(\omega_3) \qquad (۱۱)$$

$$\mathrm{LnOP}_t^- = \mathrm{LnOP}_0^- + \mathrm{LnOP}_t^-(\omega_1) + \mathrm{LnOP}_t^-(\omega_2) + \mathrm{LnOP}_t^-(\omega_3) \qquad (۱۲)$$

در رابطه فوق، $\mathrm{LnOP}_t^+(\omega_1)$، $\mathrm{LnOP}_t^+(\omega_2)$ و $\mathrm{LnOP}_t^+(\omega_3)$ سه سری مجموع جزئی تکانه‌های مثبت قیمت نفت در آستانه‌های τ_{30} و τ_{70} و $\mathrm{LnOP}_t^-(\omega_1)$، $\mathrm{LnOP}_t^-(\omega_2)$ و $\mathrm{LnOP}_t^-(\omega_3)$ سه سری مجموع جزئی تکانه‌های منفی قیمت نفت در آستانه‌های τ_{30} و τ_{70} می‌باشند که به‌صورت روابط زیر محاسبه می‌شوند:

$$\mathrm{LnOP}_t^+(\omega_1) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^+(\omega_1) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^+ \, I(\Delta\mathrm{LnOP}_i^+ \le \tau_{30}) \qquad (۱۳)$$

1. Bhutto & Chang (2019)
2. Okere et al. (2023)
3. Li & Gou (2022)
4. Chang et al. (2022)

$$\mathrm{LnOP}_t^+(\omega_2) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^+(\omega_2) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^+ \, I(\tau_{30} < \Delta\mathrm{LnOP}_i^+ \leq \tau_{70}) \quad (۱۴)$$

$$\mathrm{LnOP}_t^+(\omega_3) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^+(\omega_3) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^+ \, I(\Delta\mathrm{LnOP}_i^+ > \tau_{70}) \quad (۱۵)$$

و

$$\mathrm{LnOP}_t^-(\omega_1) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^-(\omega_1) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^- \, I(\Delta\mathrm{LnOP}_i^- \leq \tau_{30}) \quad (۱۶)$$

$$\mathrm{LnOP}_t^-(\omega_2) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^-(\omega_2) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^- \, I(\tau_{30} < \Delta\mathrm{LnOP}_i^- \leq \tau_{70}) \quad (۱۷)$$

$$\mathrm{LnOP}_t^-(\omega_3) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^-(\omega_3) = \sum_{i=1}^{t} \Delta\mathrm{LnOP}_i^- \, I(\Delta\mathrm{LnOP}_i^- > \tau_{70}) \quad (۱۸)$$

مدل NARDL دو آستانه‌ای نامتقارن را می‌توان با واردکردن تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت خام در مقیاس‌های گوناگون در یک مدل ARDL اولیه، به‌صورت زیر مشخص کرد:

$$\begin{aligned}\Delta\mathrm{LnLCF}_t = {} & \psi_0 + \psi_1 \mathrm{LnLCF}_{t-1} + \psi_2 \mathrm{LnGDP}_{t-1} \\ & + \psi_3 (\mathrm{LnGDP}_{t-1})^2 + \psi_4 \mathrm{LnEC}_{t-1} \\ & + \sum_{j=1}^{3} \psi_k^+ \, \mathrm{LnOP}_{t-1}^+(\omega_j) + \sum_{j=1}^{3} \psi_k^- \, \mathrm{LnOP}_{t-1}^-(\omega_j) \\ & + \sum_{i=}^{p} \eta_{1i} \, \Delta\mathrm{LnLCF}_{t-i} + \sum_{i=0}^{r} \eta_{2i} \, \Delta\mathrm{LnGDP}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{s} \eta_{3i} \, \Delta(\mathrm{LnGDP}_{t-i})^2 + \sum_{i=0}^{t} \eta_{4i} \, \Delta\mathrm{LnEC}_{t-i} \\ & + \sum_{j=1}^{3} \sum_{i=0}^{q} (\eta_{ki}^+ \, \mathrm{LnOP}_{t-i}^+(\omega_j) + \eta_{ki}^- \mathrm{LnOP}_{t-i}^-(\omega_j)) \\ & + \epsilon_t \quad k = j + 4\end{aligned} \quad (۱۹)$$

در رابطه فوق ψ و η به‌ترتیب ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای مدل، ψ_0 عرض از مبدأ، ϵ جمله اخلال و p، q، r، s، t و u تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) و یا R^2 تعدیل‌شده، تعیین می‌شود. مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. به‌طورکلی، برآورد مدل به روش MATNARDL مستلزم انجام چند گام است که در شکل (۳) نشان داده شده است.

گام نخست: انجام تحلیل‌های اولیه و مقدماتی از قبیل بررسی آمار توصیفی متغیرهای مدل و روند حرکتی تک تک متغیرها طی دورهٔ مورد بررسی.

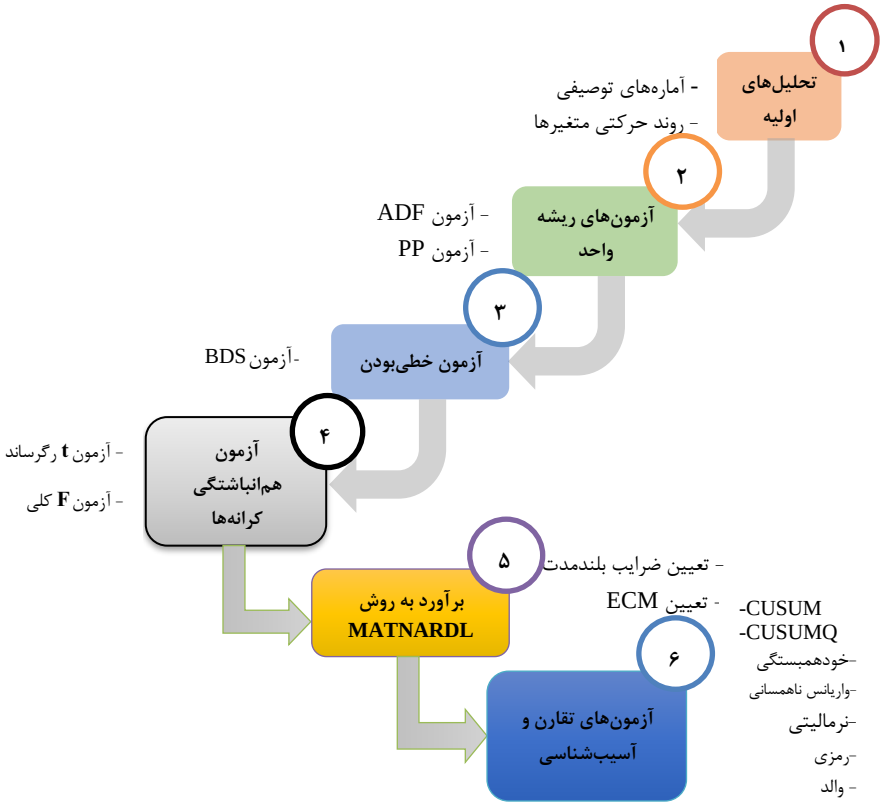
گام دوم: انجام آزمون ریشه واحد (مانایی). در صورت وجود متغیرهای مانا از درجه دو یعنی I(2) یا بیشتر، مقدار آماره‌های t و F محاسبه‌شده به هنگام بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی، قابل‌اعتماد نمی‌باشند. همچنین، در صورتی که متغیر وابسته دارای درجه مانایی صفر باشد، انجام آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها با محدودیت مواجه خواهد شد (سام و همکاران[1]، ۲۰۱۹). در این راستا، با استفاده از دو آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF) و فیلیپس-پرون[3] (PP)، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر این دو آزمون، نشانگر وجود ریشه واحد است.

گام سوم: انجام آزمون BDS (که وجه تسمیه آن بر اساس نام ارائه‌دهندگان این آزمون است)[4]. به این منظور، نخست یک مدل خودرگرسیون برداری[5] (VAR) بین دو متغیر با توجه به وقفه بهینه، برآورد و سپس آزمون BDS بر روی پسماندهای مدل VAR به‌منظور بررسی استقلال آن‌ها انجام می‌شود و ساختار غیرخطی بین آن‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

گام چهارم: انجام آزمون کرانه‌ها برای بررسی هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل. تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران[6] (۲۰۰۱)، با استفاده از دو آزمون کلی کرانه‌های F انجام می‌شود. در این تحلیل، دو کرانه بحرانی ارائه شده است؛ کرانه بالایی برای t و آزمون کرانه‌های t و F. چنان‌چه مقدار آماره‌های I(0) و کرانه پایینی برای سری‌های I(1) سری‌های زمانی محاسبه‌شده از مقدار کرانه بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود؛ و چنان‌چه درون محدوده‌ها F کمتر از کرانه پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی‌که آماره F مقدار قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت؛ مگر اینکه، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (پسران و همکاران، ۲۰۰۱t: ۲۹۰). فرضیه صفر آزمون کلی بر روی سطح F بر روی سطح باوقفه متغیر وابسته و آزمون باوقفه متغیرها، به‌ترتیب، به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\begin{aligned} &H_0: \psi_1 = 0 \\ &H_0: \psi_1 = \psi_2 = \psi_3 = \psi_4 = \psi_5^+ = \psi_6^+ = \psi_7^+ = \psi_5^- = \psi_6^- = \psi_7^- = 0 \end{aligned} \qquad (۲۰)$$

1. Sam et al. (2019)
2. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
3. Phillips-Perron (PP)
4. Brock, Dechert & Scheinkman (BDS)
5. Vector Autoregression (VAR)
6. Pesaran et al. (2001)



شکل ۳: مراحل روش تحقیق

Figure 3: Steps of the research method

مأخذ: یافته‌های پژوهش

گام پنجم: برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت به روش MATNARDL و همچنین برآورد عبارت تصحیح خطا[1] (ECT).

گام ششم: بررسی استحکام ضرایب برآوردی، انجام آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل و بررسی وجود رابطه نامتقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت. وجود رابطه نامتقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت، به‌وسیله آزمون والد مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر، وجود رابطه نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت در مدل MATNARDL، به‌صورت زیر است:

$$H_0: \psi_5^+ = \psi_6^+ = \psi_7^+ = \psi_5^- = \psi_6^- = \psi_7^- = 0$$
$$H_0: \sum_{i=0}^{q} \eta_{5i}^+ = \sum_{i=0}^{q} \eta_{6i}^+ = \sum_{i=0}^{q} \eta_{7i}^+ = \sum_{i=0}^{q} \eta_{5i}^- = \sum_{i=0}^{q} \eta_{6i}^- = \sum_{i=0}^{q} \eta_{7i}^- \qquad (۲۱)$$

1. Error Correction Term (ECT)

شایان ذکر است که در این پژوهش، به‌منظور انجام تجزیه‌وتحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی، از نرم‌افزارهای Excel و Eviews استفاده شده است.

۴. نتایج تجربی

۴-۱. تحلیل‌های اولیه

در جدول (۲)، خلاصهٔ آماری داده‌های خام متغیرهای پژوهش نشان داده شده است. بر این اساس، طی دوره مورد بررسی پژوهش، میانگین ضریب ظرفیت بار (LCF) حدود ۰/۶۸، میانگین قیمت نفت خام (OP) حدود ۳۱/۶۶ دلار آمریکا در هر بشکه، میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) حدود ۴۵۱۲ دلار آمریکا و میانگین سرانه مصرف انرژی (EC) حدود ۱۶۱۹/۷۴۴ کیلوگرم معادل نفتی بوده است. بر اساس مشخصهٔ آماری انحراف استاندارد، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و مصرف انرژی است (که البته چون داده‌ها به‌صورت لگاریتم طبیعی مورد استفاده قرار می‌گیرند، این پراکندگی تا حد قابل‌توجهی کاهش می‌یابد) و کمترین مقدار آن، به ضریب ظرفیت بار اختصاص دارد. همچنین، بر اساس آمارهٔ جارک-برا و سطح احتمال آن، می‌توان گفت که متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و سرانه مصرف انرژی، از توزیع نرمال و متغیرهای ضریب ظرفیت بار (متغیر وابسته مدل) و قیمت نفت، از توزیع غیرنرمال برخوردارند.

جدول ۲: خلاصهٔ آماری متغیرهای پژوهش

Tabel 2: Statistical summary of research variables

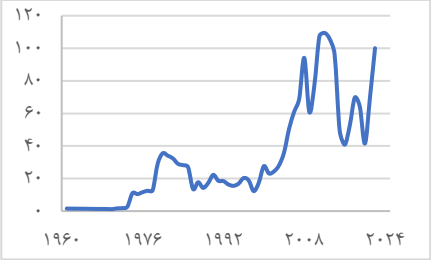
آماره	متغیر			
	LCF	OP	GDP	EC
میانگین	۰/۶۸۴	۳۱/۶۵۷	۴۵۱۲/۴۲۶	۱۶۱۹/۷۴۴
میانه	۰/۵۷۸	۲۰/۲۹۱	۴۴۱۸/۷۲۷	۱۴۱۰/۱۷۶
ماکسیمم	۱/۴۵۸	۱۰۹/۴۵۰	۷۶۲۲/۳۴۵	۲۹۶۴/۸۶۰
مینیمم	۰/۲۳۱	۱/۲۱۰	۲۳۴۸/۴۳۰	۵۴۰/۸۱۴۷
انحراف استاندار	۰/۴۲۸	۳۰/۷۱۸	۱۱۸۷/۹۹۲	۷۳۱/۱۱۱۹
چولگی	۰/۵۵۶	۱/۱۴۷	۰/۴۴۵	۰/۴۳۲
کشیدگی	۱/۸۱۱	۳/۳۳۵	۲/۷۵۹	۱/۸۶۳
جارک-برا	۶/۸۵۴	۱۴/۱۰۸	۲/۲۳۱	۳/۷۳۶
احتمال	۰/۰۳۲	۰/۰۰۱	۰/۳۲۸	۰/۱۵۴
تعداد مشاهدات	۶۲	۶۲	۶۲	۶۲

* آمارهٔ جارک-برا وضعیت نرمال بودن را بررسی می‌کند و سطح احتمال آن، نشان‌دهندهٔ فرضیهٔ صفر نرمال بودن است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

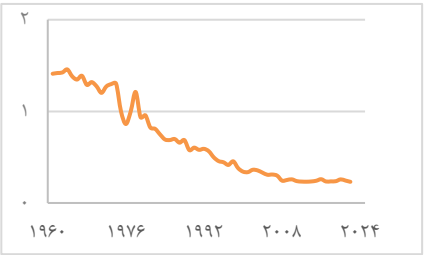
شکل (۳)، روند حرکتی متغیر قیمت نفت اوپک را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، می‌توان مشاهده کرد که قیمت نفت اوپک، قبل از سال ۲۰۰۱ در سطح پائین و دارای نوسانات اندکی بوده، اما بعد از این سال، از یک روند صعودی برخوردار شده و در سال ۲۰۱۲، به اوج خود رسیده و بعد از

آن، نزولی شده است. شکل (۴) نیز روند حرکتی شاخص پایداری زیست‌محیطی ضریب ظرفیت بار (LCF) را در ایران طی سال‌های ۲۰۲۲-۱۹۶۱ نشان می‌دهد. بر این اساس، LCF به‌طورکلی طی دوره مورد بررسی، یک روند نزولی داشته، و مقدار عددی آن از سال ۱۹۷۹ همواره کوچک‌تر از سطح آستانه پایداری (عدد یک) بوده، که این موضوع حکایت از آن دارد که تخریب محیط‌زیست در ایران به سطوح ناپایدار خود رسیده و این ناپایداری در حال افزایش است. مقدار LCF که در سال ۱۹۶۱، حدود ۱/۴۱۰ بوده، در سال ۲۰۲۲ به مقدار ۰/۲۳۱ کاهش یافته است که نشان می‌دهد عرضه موجود منابع طبیعی در ایران برای حفظ الگوهای تولید و مصرف فعلی، کافی نیست.



شکل ۳: روند حرکتی قیمت نفت اوپک (۲۰۲۲-۱۹۶۱)

Figure 3: The trend of the OPEC oil price (1961-2022)



شکل ۴: روند حرکتی ضریب ظرفیت بار (LCF) در ایران (۲۰۲۲-۱۹۶۱)

Figure 4: The trend of the load capacity factor (LCF) in Iran (1961-2022)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۳) با توجه به توضیحات ارائه‌شده در بخش روش تحقیق، حدود تغییرات تکانه‌های مثبت و منفی لگاریتم طبیعی قیمت نفت در هر کوانتایل (کوانتایل نخست: مقیاس کوچک، کوانتایل دوم: مقیاس متوسط و کوانتایل سوم: مقیاس بزرگ)، با توجه به مقدار حد آستانه تغییرات لگاریتم طبیعی قیمت نفت، ارائه شده است. به‌طور مثال، در کوانتایل نخست که در آن، مقیاس تکانه، کوچک است، حد آستانه تغییرات لگاریتم طبیعی قیمت نفت برای تکانه مثبت حدود ۰/۱۲۳ و برای تکانه منفی حدود ۰/۰۳۸- برآورد شده است؛ به این معنا که چنان‌چه تغییرات لگاریتم طبیعی قیمت نفت، مثبت (منفی) و کمتر (بیشتر) از مقدار ۰/۱۲۳ (۰/۰۳۸-) باشد، در مقیاس تکانه‌های کوچک دسته‌بندی می‌شود. بر این اساس، در شکل (۵) روند حرکتی تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت (به‌صورت مجموع تجمعی) در کوانتایل‌های مختلف طی دوره مورد بررسی ترسیم شده است. در جدول (۴) نیز تعداد سال‌های وقوع تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت در مقیاس‌های مختلف ارائه شده است. بر این اساس طی ۶۲ سال مورد بررسی تحقیق، ۳۱ تکانه مثبت (۳۱ تکانه منفی) قیمت نفت رخ داده است که از این تعداد تکانه، ۸ تکانه (۹ تکانه) آن در مقیاس کوچک، ۱۳ تکانه (۱۳ تکانه) در مقیاس متوسط و ۱۰ تکانه (۹ تکانه) در مقیاس بزرگ بوده است.

جدول ۳: حدود تغییرات تکانه‌های مثبت و منفی لگاریتم طبیعی قیمت نفت در هر کوانتایل

Tabel 3: The range of changes in positive and negative impulses of the natural logarithm of oil prices in each quantile

کوانتایل	مقیاس تکانه	حد آستانه تغییرات لگاریتم طبیعی قیمت نفت			حدود تغییرات تکانه‌ها در هر کوانتایل	
		نماد	تکانه مثبت	تکانه منفی	تکانه مثبت	تکانه منفی
ω_1	کوچک	τ_{30}	۰/۱۲۳	-۰/۰۳۸	$\Delta LnOP_i^+ \leq 0.123$	$\Delta LnOP_i^- \geq -0.038$
ω_2	متوسط	τ_{70}	۰/۳۲۸	-۰/۱۷۷	$0.123 < \Delta LnOP_i^+ \leq 0.328$	$-0.177 \leq \Delta LnOP_i^- < -0.038$
ω_3	بزرگ				$\Delta LnOP_i^+ > 0.328$	$\Delta LnOP_i^- < -0.177$

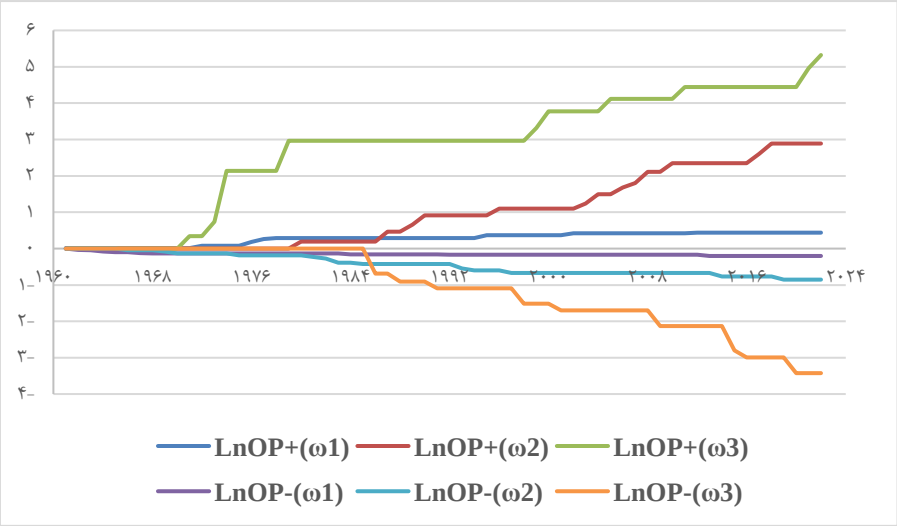
منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴: تعداد سال‌های وقوع تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت در مقیاس‌های مختلف

Tabel 4: Number of years of positive and negative oil price impulses on different scales

مقیاس تکانه	تعداد سال (تکانه مثبت)	تعداد سال (تکانه مثبت)
کوچک	۸	۹
متوسط	۱۳	۱۳
بزرگ	۱۰	۹
کل	۳۱	۳۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۵: روند حرکتی مجموع تجمعی تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت اوپک در کوانتایل‌های مختلف (۱۹۶۱-۲۰۲۲)

Figure 5: The trend of the cumulative sum of positive and negative OPEC oil price shocks in different quantiles (1961-2022)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۲-۴. آزمون ریشه واحد

در جدول (۵)، خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP با وجود متغیرهای عرض از مبدأ و روند زمانی، ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در سطح ۵ درصد، کلیه متغیرهای مدل (بجز متغیر تکانه‌های منفی قیمت نفت در مقیاس کوچک) بر اساس هر دو آزمون، در سطح نامانا می‌باشند و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری، به‌صورت مانا درآمده‌اند. بنابراین، به‌دلیل عدم مانایی متغیرهای مورد استفاده از یک درجه (یعنی I(0) و I(1) بودن متغیرها) و با توجه به اینکه هیچ‌کدام از متغیرهای مدل مانا از درجهٔ دو یعنی I(2) نیستند و همچنین متغیر وابسته مدل I(0) نیست، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها برای بررسی وجود و یا فقدان رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده کرد.

جدول ۵: نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP

Tabel 5: Results of the ADF and PP unit root tests

متغیر	آزمون ADF		آزمون PP		درجه مانایی
	آماره	Prob.	آماره	Prob.	
LnLCF	-۲/۹۸۴	۰/۱۴۵	-۲/۹۵۳	۰/۱۵۴	I(1)
Δ(LnLCF)	-۷/۱۱۴***	۰/۰۰۰	-۱۱/۶۷۹***	۰/۰۰۰	
LnGDP	-۲/۴۵۵	۰/۳۴۹	-۲/۲۴۲	۰/۴۵۹	I(1)
Δ(LnGDP)	-۴/۴۴۲***	۰/۰۰۴	-۴/۴۴۹***	۰/۰۰۴	
$LnGDP^2$	-۲/۴۴۷	۰/۳۵۳	-۲/۲۱۳	۰/۴۷۴	I(1)
$\Delta(LnGDP^2)$	-۴/۴۳۸***	۰/۰۰۴	-۴/۴۸۵***	۰/۰۰۴	
LnEC	-۳/۳۳۴*	۰/۰۷۵	-۳/۲۲۹*	۰/۰۹۳	I(1)
Δ(LnEC)	-۸/۸۳۲***	۰/۰۰۰	-۸/۶۲۹***	۰/۰۰۰	
$LnOP_t^+(\omega_1)$	-۱/۱۰۸	۰/۹۱۹	-۱/۳۲۲	۰/۸۷۳	I(1)
$\Delta(LnOP_t^+(\omega_1))$	-۶/۱۰۲***	۰/۰۰۰	-۵/۹۹۵***	۰/۰۰۰	
$LnOP_t^+(\omega_2)$	-۱/۶۳۳	۰/۷۶۸	-۱/۶۸۶	۰/۰۸۳	I(1)
$\Delta(LnOP_t^+(\omega_2))$	-۶/۵۷۳***	۰/۰۰۰	-۶/۴۷۵***	۰/۰۰۰	
$LnOP_t^+(\omega_3)$	-۱/۶۱۱	۰/۷۷۷	-۱/۷۱۸	۰/۷۳۱	I(1)
$\Delta(LnOP_t^+(\omega_3))$	-۶/۶۴۹***	۰/۰۰۰	-۶/۶۴۹***	۰/۰۰۰	
$LnOP_t^-(\omega_1)$	-۶/۶۶۲***	۰/۰۰۰	-۶/۴۷۲***	۰/۰۰۰	I(0)
$\Delta(LnOP_t^-(\omega_1))$	-	-	-	-	
$LnOP_t^-(\omega_2)$	-۱/۸۵۲	۰/۶۶۷	-۱/۸۵۲	۰/۶۶۷	I(1)
$\Delta(LnOP_t^-(\omega_2))$	-۷/۱۱۷***	۰/۰۰۰	-۷/۰۹۱***	۰/۰۰۰	
$LnOP_t^-(\omega_3)$	-۱/۹۶۴	۰/۶۰۹	-۱/۷۸۶	۰/۶۹۹	I(1)
$\Delta(LnOP_t^-(\omega_3))$	-۸/۳۸۸***	۰/۰۰۰	-۸/۹۰۹***	۰/۰۰۰	

* وقفه انتخابی برای آماره آزمون ADF توسط معیار شوارتز با حداکثر طول ۱۰ وقفه، انتخاب و روش برآورد طیفی در آزمون PP، بارتلت کرنل و پهنای باند آن نوی-وست انتخاب شده است. علامت Δ، به تفاضل و علائم ***، ** و * نیز به‌ترتیب، به معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ اشاره دارد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۳. آزمون *BDS*

در ادامه با استفاده از آزمون *BDS* فرض مستقل‌بودن متغیرها و ساختار غیرخطی بین آنها مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۶)، آماره *Z* در این آزمون در درجه‌های ۲ تا ۶، سطح احتمال ۰/۰۰۰۰ را اختیار کرده و بنابراین در این ۵ درجه، فرض مستقل بودن متغیرها رد می‌شود که نشان‌دهنده احتمال وجود عدم تقارن و رابطه غیرخطی بین متغیرها است.

جدول ۶: نتایج آزمون *BDS*

Tabel 6: Results of the BDS test

درجه[1]	آماره BDS	انحراف معیار	آماره Z	Prob.
۲	۰/۱۰۳۱***	۰/۰۱۶۷	۶/۱۸۰۴	۰/۰۰۰۰
۳	۰/۱۸۷۸***	۰/۰۲۶۹	۶/۹۸۲۴	۰/۰۰۰۰
۴	۰/۲۲۵۷***	۰/۰۳۲۵	۶/۹۴۰۷	۰/۰۰۰۰
۵	۰/۲۳۰۶***	۰/۰۳۴۴	۶/۶۹۴۹	۰/۰۰۰۰
۶	۰/۲۱۲۸***	۰/۰۳۳۸	۶/۳۰۴۵	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش (علامت *** معناداری در سطح ۱درصد است).

۴-۴. آزمون کرانه‌ها

پیش از برآورد مدل، بایستی وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها در مدل MATNARDL تأیید شود. براساس نتایج جدول (۷)، مقدار آماره محاسبه‌شده در هر دو آزمون t و F از مقادیر بحرانی کرانه بالایی این آزمون‌ها در هر سه سطح احتمال یک، پنج و ده درصد بزرگ‌تر است؛ که این موضوع نشانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین متغیرهای مدل است.

جدول ۷: نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

Tabel 7: Results of the bounds cointegration test

نام آزمون	مقدار آماره آزمون	کرانه پایین I(0)			کرانه بالا I(1)		
		مقادیر بحرانی پسران و همکاران (۲۰۰۱)					
		٪۱۰	٪۵	٪۱	٪۱۰	٪۵	٪۱
آزمون کرانه‌های t رگرساند	۶/۲۶۸-***	-۲/۵۷	-۲/۸۶	-۳/۴۲	-۴/۵۶	-۴/۸۸	-۵/۵۴
آزمون کلی کرانه‌های F	۷/۷۰۷***	۱/۸۸	۲/۱۴	۲/۶۵	۲/۹۹	۳/۳۰	۳/۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش (علامت *** معناداری در سطح ۱درصد است).

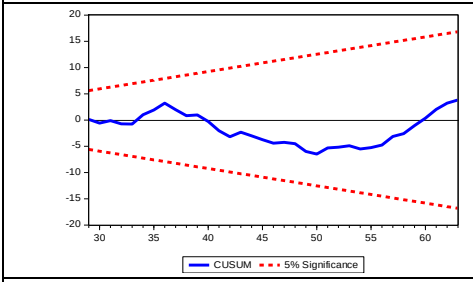
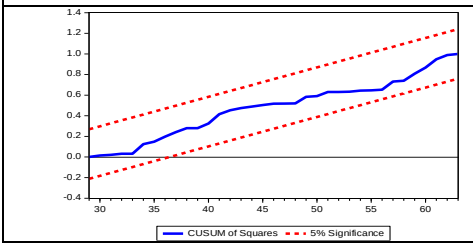
۴-۵. برآورد مدل به روش MATNARDL

در جدول (۸) نتایج برآورد مدل نامتقارن با استفاده از رویکرد MTANARDL نشان داده شده است.

1. Dimension

جدول ۸: نتایج برآورد مدل به روش MATNARDL

Tabel 8: Results of the model estimation using the MATNARDL method

متغیر	ضریب	prob.	آزمون‌های تقارن و آسیب‌شناسی		
			نام آزمون	مقدار آماره	prob.
ضرایب بلندمدت					
LnGDP	۲/۷۳۵-***	۰/۰۰۰	Adjusted R^2	۰/۹۹۶	–
$LnGDP^2$	۰/۱۵۹**	۰/۰۱۱	نرمالیتی	۰/۰۶۷	۰/۹۶۷
LnEC	۰/۵۵۲-***	۰/۰۰۰	خودهمبستگی	۰/۷۵۶	۰/۴۷۷
$LnOP^+(\omega_1)$	۰/۸۴۷*	۰/۰۸۵	واریانس ناهمسانی	۰/۵۱۲	۰/۳۴۲
$LnPS^+(\omega_2)$	۰/۲۷۴-****	۰/۰۰۰	فرم تبعی مناسب	۱/۶۲۴	۰/۲۱۱
$LnOP^+(\omega_3)$	۰/۲۰۶-****	۰/۰۰۰	W_{LR}	۱۲/۶۶۹***	۰/۰۰۰
$LnOP^-(\omega_1)$	۳/۱۸۴-**	۰/۰۲۱	W_{SR}	۹/۹۰۸***	۰/۰۰۰
$LnOP^-(\omega_2)$	۱/۶۹۲***	۰/۰۰۰	CUSUM		
$LnPS^-(\omega_3)$	۰/۰۲۵-	۰/۵۹۸			
Constant	۱۱/۷۷۶	۰/۴۰۷			
ضرایب کوتاه‌مدت					
ECT	۱/۶۶۲-***	۰/۰۰۰			
$\Delta LnGDP$	۴/۶۶۸-***	۰/۰۰۰			
$\Delta LnGDP^2$	۰/۳۰۹**	۰/۰۴۵			
$\Delta LnEC$	۱/۰۷۹-***	۰/۰۰۰			
$\Delta LnOP^+(\omega_1)$	۰/۲۹۳	۰/۳۸۸	CUSUMSQ		
$\Delta LnPS^+(\omega_2)$	۰/۲۱۴-*	۰/۰۹۲			
$\Delta LnPS^+(\omega_3)$	۰/۱۳۸-**	۰/۰۲۸			
$\Delta LnOP^-(\omega_1)$	۱/۵۸۶-	۰/۱۱۶			
$\Delta LnPS^-(\omega_2)$	۱/۲۶۹**	۰/۰۲۳			
$\Delta LnPS^-(\omega_3)$	۰/۰۷۹*	۰/۰۸۲			
Constant	۱۹/۵۷۲	۰/۴۱۴			

مأخذ: یافته‌های پژوهش (علائم ***، ** و * به‌ترتیب نشانگر معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است).

اثر تکانه‌های مثبت قیمت نفت در مقیاس کوچک ($LnOP^+(\omega_1)$) بر ضریب ظرفیت بار در بلندمدت، مثبت (با ضریب ۰/۸۴۷) و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار، اما این اثرگذاری در کوتاه‌مدت بی‌معنا است. این نتیجه به آن معنی است که افزایش قیمت نفت در مقیاس‌های کوچک یعنی زمانی‌که تغییرات مثبت در لگاریتم طبیعی قیمت نفت کوچک‌تر یا مساوی ۰/۱۲۳ است، به افزایش پایداری زیست‌محیطی در ایران می‌انجامد. در مقابل، اثر تکانه‌های منفی قیمت نفت در مقیاس کوچک ($LnOP^-(\omega_1)$) بر ضریب ظرفیت بار در بلندمدت، منفی (با ضریب ۳/۱۸۴-) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار، اما این اثرگذاری همانند شوک مثبت، در کوتاه‌مدت بی‌معنا است. این نتیجه به آن معنا است که کاهش قیمت نفت در مقیاس‌های کوچک یعنی زمانی‌که قدرمطلق

تغییرات منفی در لگاریتم طبیعی قیمت نفت کوچک‌تر یا مساوی ۰/۰۳۸ است، به کاهش پایداری زیست‌محیطی منجر می‌شود.

بر اساس این نتایج، به‌نظر می‌رسد که افزایش (کاهش) قیمت نفت در مقیاس‌های کوچک با افزایش (کاهش) سرمایه‌گذاری در منابع انرژی سازگار با محیط‌زیست و بهبود تکنولوژی‌های زیست‌محیطی به افزایش (کاهش) پایداری و کیفیت محیط‌زیست در کشور کمک کند. در واقع، افزایش قیمت نفت خام در مقیاس‌های کوچک، می‌تواند منبع مفیدی برای ارتقاء سطح پایداری محیط‌زیست در ایران باشد.

اثر تکانه‌های مثبت قیمت نفت در مقیاس متوسط ($LnOP^{+}(\omega_2)$) بر ضریب ظرفیت بار در بلندمدت و کوتاه‌مدت، منفی (به‌ترتیب، با ضریب ۰/۲۷۴- و ۰/۲۱۴-) و به‌ترتیب، در سطوح اطمینان ۹۹ و ۹۰ درصد معنادار است. این نتیجه به آن معنا است که افزایش قیمت نفت در مقیاس‌های متوسط یعنی زمانی‌که تغییرات مثبت در لگاریتم طبیعی قیمت نفت بین دو عدد ۰/۱۲۳ و ۰/۳۲۸ است، به افزایش ناپایداری زیست‌محیطی در ایران می‌انجامد. در مقابل، اثر تکانه‌های منفی قیمت نفت در مقیاس متوسط ($LnOP^{-}(\omega_2)$) بر ضریب ظرفیت بار در بلندمدت و کوتاه‌مدت، مثبت (به‌ترتیب، با ضریب ۱/۶۹۲ و ۱/۲۹۶) و به‌ترتیب، در سطوح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد معنادار است. این نتیجه به آن معنا است که کاهش قیمت نفت در مقیاس‌های متوسط یعنی زمانی‌که قدرمطلق تغییرات منفی در لگاریتم طبیعی قیمت نفت بین ۰/۰۳۸ و ۰/۱۷۷ است، به افزایش پایداری زیست‌محیطی منجر می‌شود.

اثر تکانه‌های مثبت قیمت نفت در مقیاس بزرگ ($LnOP^{+}(\omega_3)$) بر ضریب ظرفیت بار در بلندمدت و کوتاه‌مدت، منفی (به‌ترتیب، با ضریب ۰/۲۰۶- و ۰/۱۳۸-) و به‌ترتیب، در سطوح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد معنادار است. این نتیجه به آن معنا است که افزایش قیمت نفت در مقیاس‌های بزرگ یعنی زمانی‌که تغییرات مثبت در لگاریتم طبیعی قیمت نفت بزرگ‌تر از ۰/۳۲۸ است، به افزایش ناپایداری زیست‌محیطی در ایران می‌انجامد.

در مقابل، اثر تکانه‌های منفی قیمت نفت در مقیاس بزرگ ($LnOP^{-}(\omega_3)$)، بر ضریب ظرفیت بار در بلندمدت، بی‌معنا و در کوتاه‌مدت، مثبت (با ضریب ۰/۰۷۹) و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. این نتیجه به آن معنا است که کاهش قیمت نفت در مقیاس بزرگ یعنی زمانی‌که قدرمطلق تغییرات منفی در لگاریتم طبیعی قیمت نفت بزرگ‌تر از ۰/۱۷۷ است، به افزایش پایداری زیست‌محیطی در کوتاه‌مدت منجر می‌شود. بر اساس این نتایج، به‌نظر می‌رسد که افزایش قیمت نفت در مقیاس‌های متوسط و بزرگ، با افزایش فعالیت‌های اقتصادی و اولویت بخشیدن به دستاوردهای اقتصادی، بر نگرانی‌های زیست‌محیطی به افزایش تخریب و ناپایداری محیط‌زیست منجر می‌گردد.

به‌طورکلی، نتایج به‌دست‌آمده در زمینه تأثیر نامتقارن قیمت نفت بر ضریب ظرفیت بار در ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت به‌گونه‌ای تأییدکننده نتایج مطالعات تجربی گذشته و رفع تناقض‌های موجود بین آنها است. به‌طور مثال عبید و همکاران (۲۰۲۲)، نشان داده‌اند که تکانه‌های

مثبت قیمت نفت از نظر آماری، اثر منفی معنی‌داری بر انتشار CO_2 دارند؛ در حالی‌که تکانه‌های منفی قیمت نفت بر انتشار CO_2 تأثیری نداشته است.

در مقابل، دجایت و همکاران (۲۰۲۴)، نشان می‌دهند که ضریب ظرفیت بار به‌طور منفی تحت تأثیر تکانه‌های مثبت (افزایشی) قیمت نفت قرار می‌گیرد. نتایج پژوهش حاضر همانند نتایج عبید و همکاران (۲۰۲۲)، نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت قیمت نفت از نظر آماری، اثر مثبت و معناداری بر کیفیت محیط زیست دارند؛ اما تکانه‌های در مقیاس کوچک و همانند نتایج مطالعه دجایت و همکاران (۲۰۲۴)، نشان می‌دهد که ضریب ظرفیت بار به‌طور منفی تحت تأثیر تکانه‌های مثبت (افزایشی) قیمت نفت قرار می‌گیرد؛ اما تکانه‌های در مقیاس متوسط و بزرگ. بر این اساس، می‌توان گفت که استفاده از رویکرد MATNARDL نتایج دقیق‌تر و جزئی‌تری در زمینه موضوع تحقیق در پی دارد.

ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (LnGDP) در بلندمدت و کوتاه‌مدت، منفی و در سطح اطمینان بالایی معنادار است. علامت منفی این ضریب، نشانگر قسمت نزولی منحنی LCC در کوتاه‌مدت و بلندمدت است و بیان می‌کند که افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی در کشور، در مراحل ابتدایی توسعه، با افزایش ضریب ظرفیت بار (نسبت ظرفیت زیستی به ردپای اکولوژیکی) و ناپایداری محیط‌زیست همراه است. علامت مثبت برآوردی ضریب مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه ($LnGDP^2$) در بلندمدت و کوتاه‌مدت نیز، نشانگر قسمت صعودی منحنی LCC در کوتاه‌مدت و بلندمدت است و بیان می‌کند که بعد از عبور از نقطه آستانه (مینیمم) این منحنی، رابطه رشد اقتصادی و LCF در مسیر صعودی قرار می‌گیرد. با در نظر گرفتن توأم ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و مجذور آن، فرضیه منحنی ظرفیت بار (به‌معنای رابطه U شکل بین رشد اقتصادی و LCF) در ایران تأیید می‌شود.

بر این اساس، می‌توان نقطه بازگشت این منحنی را در بلندمدت، یعنی سطح درآمد سرانه‌ای که در آن LCF به حداقل خود رسیده (حداکثر ناپایداری و فشار بر محیط‌زیست) و از آن سطح به بعد با افزایش درآمد، LCF افزایش می‌یابد، به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$\mathrm{GDP}^* = \exp\left(-\frac{\psi_2}{2\psi_3}\right) = \exp\left(-\frac{-2.735}{2(0.159)}\right) = 5431\$$$

با توجه به اینکه متوسط درآمد سرانه در ایران طی دوره مورد بررسی حدود ۴۵۱۲ دلار بوده، می‌توان گفت که کشور ایران به‌طورکلی، روی قسمت نزولی منحنی LCC قرار داشته است؛ اما با عنایت به این موضوع که میزان درآمد سرانه ایران بر اساس اطلاعات آماری آخرین سال این پژوهش، در سال ۲۰۲۲ حدود ۵۵۰۸ دلار بوده، بنابراین، موقعیت ایران در منحنی LCF نزدیک به نقطه بازگشت (مینیمم) و در ابتدای قسمت صعودی قرار دارد و در سال‌های آتی، ممکن است با افزایش درآمد سرانه، به‌دلیل حرکت در قسمت صعودی این منحنی، پایداری زیست‌محیطی افزایش یابد.

نتیجه به‌دست‌آمده مبنی‌بر تأیید فرضیه زیست‌محیطی LCC در ایران همسو با نتایج مطالعات سان و همکاران (۲۰۲۳) برای چین، پاتا و کارتال[1] (۲۰۲۳) برای کره‌جنوبی، دام و سارکودی[2] (۲۰۲۳) و کاگلار و همکاران[3] (۲۰۲۴) برای ترکیه، پاتا و ارطوغرول (۲۰۲۳) برای هند و فانگ و همکاران (۲۰۲۴) برای تایلند است.

تأثیرگذاری بلندمدت و کوتاه‌مدت سرانه مصرف انرژی (LnEC)، منفی و در سطح اطمینان بالایی معنادار می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در سرانه مصرف انرژی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، ضریب ظرفیت بار در کشور، به‌ترتیب حدود ۰/۵۵ و ۱/۰۸ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه، نشان می‌دهد که اثر کوتاه‌مدت مصرف انرژی در تخریب و ناپایداری محیط‌زیست در ایران، از اثر بلندمدت آن بزرگ‌تر می‌باشد (حدود دو برابر). مصرف انرژی با شاخص‌های تخریب محیط‌زیست، رابطه مستقیم دارد و هر چه مصرف انرژی افزایش یابد، به تبع آن، آلودگی‌های ناشی از آن بیشتر شده و اثرات زیست‌محیطی منفی به‌دنبال دارد.

با توجه به مقدار ضریب تصحیح خطا (ECT)، اگر مقدار به‌دست‌آمده آن، بین دو عدد صفر و ۱- باشد، همگرایی نمایی و اگر مقدار آن بین دو عدد ۱- و ۲- باشد، همگرایی سینوسی وجود خواهد داشت. همچنین، اگر مقدار ضریب تصحیح خطا کوچک‌تر از ۲- باشد، واگرایی سینوسی و اگر مقدار به‌دست آمده بزرگ‌تر از صفر باشد، واگرایی نمایی وجود دارد. بر این اساس، مقدار ECT حدود ۱/۶۶- محاسبه شده است که حاکی از وجود همگرایی سینوسی در مدل می‌باشد.

۶-۴. آزمون‌های تقارن و آسیب‌شناسی

نتایج آزمون‌های والد در قسمت چپ جدول (۸) که برای بررسی عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت تکانه‌های قیمت نفت استفاده شده است (W_{LR} و W_{SR})، حاکی از آن است که فرضیهٔ صفر برابری تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت در مدل MATNARDL، رد و رابطهٔ نامتقارن، هم در بلندمدت و هم، در کوتاه‌مدت نتیجه‌گیری می‌شود.

بر اساس آزمون‌های تشخیصی نیز، مدل از لحاظ فروض کلاسیک با مشکلی روبه‌رو نیست و فرضیه‌های صفر مبنی بر واریانس همسانی، عدم وجود خودهمبستگی سریالی، توزیع نرمال و وجود فرم تبعی مناسب، رد نمی‌شود و بر این اساس، اعتبار نتایج به‌دست‌آمده تأیید می‌شود.

نتایج آزمون ثبات ساختاری CUSUM و CUSUMQ نیز نشان‌دهندهٔ پایداری و استحکام مدل برآوردی در بلندمدت می‌باشد؛ چراکه نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور آن، بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته است.

1. Pata & Katral (2023)
2. Dam & Sarkodie (2023)
3. Caglar et al. (2024)

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی از پژوهش حاضر، بررسی تأثیر نامتقارن و غیرخطی تکانه‌های مقیاس‌بندی شده قیمت نفت بر شاخص کیفیت محیط‌زیست در ایران طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۶۱ بوده است. به این منظور، از مفهوم جدید ضریب ظرفیت بار که به‌صورت نسبت ظرفیت زیستی به ردپای اکولوژیکی تعریف می‌شود، به‌عنوان شاخص پایداری زیست‌محیطی و متغیر وابسته مدل استفاده شده است. قیمت نفت خام نیز با تقسیم‌بندی آن به تکانه‌های مثبت و منفی در سه مقیاس کوچک (کوانتایل کمتر از آستانه τ_{30})، متوسط (کوانتایل بین آستانه‌های τ_{30} و τ_{70}) و بزرگ (کوانتایل بیشتر از آستانه τ_{70}) وارد مدل شده است.

درآمد سرانه و مجذور آن به‌منظور بررسی منحنی زیست‌محیطی ظرفیت بار (LLC) و سرانه مصرف انرژی، متغیرهای کنترل مدل تجربی را تشکیل می‌دهند. برآورد مدل نیز با به‌کارگیری رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی چند آستانه‌ای نامتقارن (MTANARDL) انجام شده است.

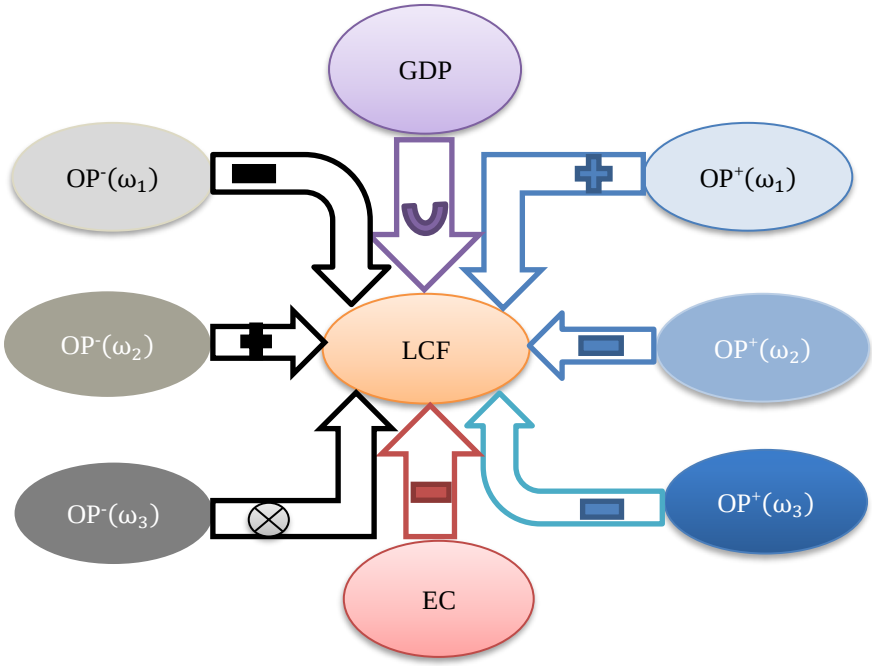
نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت، تکانه‌های مثبت (منفی) قیمت نفت در مقیاس کوچک، اثر مثبت (منفی) و معناداری بر ضریب ظرفیت بار داشته است؛ در حالی‌که این تکانه‌ها در دو مقیاس متوسط و بزرگ، اثر منفی (مثبت) بر ضریب ظرفیت بار داشته‌اند. بر این اساس، می‌توان گفت که اثر قیمت نفت بر ضریب ظرفیت بار در ایران، نامتقارن است و در بین تکانه‌های مثبت، تنها با افزایش کوچکی در قیمت نفت، می‌توانیم شاهد افزایش ضریب ظرفیت بار و پایداری محیط‌زیست در کشور باشیم. افزایش متوسط و بزرگ در قیمت نفت نیز با اولویت بخشیدن به دستاوردها و فعالیت‌های اقتصادی بر مسائل زیست‌محیطی، به افزایش ناپایداری زیست‌محیطی می‌انجامد. بر اساس سایر نتایج، در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مصرف انرژی، اثر منفی و معنادار بر ضریب ظرفیت بار داشته است.

همچنین، فرضیه زیست‌محیطی منحنی ظرفیت بار (LLC) در ایران تأیید می‌شود. به این معنا که رابطه رشد اقتصادی و ضریب ظرفیت بار در ایران به شکل U می‌باشد و موقعیت ایران در منحنی LCF نزدیک به نقطه بازگشت (مینیمم) و در ابتدای قسمت صعودی قرار دارد و در سال‌های آتی ممکن است با افزایش درآمد سرانه، به‌دلیل حرکت در قسمت صعودی این منحنی، پایداری زیست‌محیطی افزایش یابد. در شکل (۶)، خلاصه نتایج مدل MTANARDL نشان داده شده است.

نتایج این پژوهش، توصیه‌های سیاستی مهم و خاصی را در زمینه تأثیر تکانه‌های نفتی با توجه به مقیاس و شدت تغییرات آن از بعد زیست‌محیطی به‌دنبال دارد. اگرچه افزایش قیمت نفت در مقیاس‌های کوچک می‌تواند منبع مفیدی برای کمک به پایداری محیط‌زیست در کشور باشد؛ اما کاهش قیمت نفت در مقیاس‌های کوچک، با کاهش سرمایه‌گذاری در منابع انرژی سازگار با محیط‌زیست و تکنولوژی‌های زیست‌محیطی و افزایش قیمت نفت در مقیاس‌های متوسط و بزرگ با افزایش فعالیت‌های اقتصادی و اولویت بخشیدن به دستاوردهای اقتصادی، بر نگرانی‌های زیست‌محیطی به افزایش ناپایداری زیست‌محیطی می‌انجامد.

بر این اساس، بخشی از درآمدهای حاصل از افزایش قیمت نفت، می‌باید با ایجاد صندوق‌های سبز، ذخیره گردد تا به هنگام مواجهه با کاهش‌های اندک قیمت نفت، صرف سرمایه‌گذاری در منابع انرژی سازگار با محیط‌زیست و تکنولوژی‌های زیست‌محیطی گردد. همچنین، بخش عمده‌ای از درآمدهای حاصل از افزایش قیمت نفت در مقیاس‌های متوسط و بزرگ، می‌باید بلافاصله به سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های مناسب و سازگار با محیط‌زیست اختصاص یابد.

علاوه بر این، مالیات بیشتر از سوخت‌های فسیلی و یارانه‌های انرژی پاک به‌منظور کاهش تخریب محیط‌زیست در اثر افزایش فعالیت‌های اقتصادی، به‌هنگام افزایش‌های متوسط و بزرگ در قیمت نفت توصیه می‌شود.



شکل (۶): خلاصه نتایج مدل MTANARDL

Figure 6: Summary of MTANARDL model results

مأخذ: یافته‌های پژوهش

سپا سگزاری: نویسندگان مقاله از داوران محترم که با نظرات ارز شمند شان باعث ارتقای سطح کیفی مقاله شدند کمال تشکر و قدردانی را دارند.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۱۰۰ درصد).

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

Achuo, E. D. (2022). The nexus between crude oil price shocks and environmental quality: empirical evidence from Sub-saharan Africa. *SN Business & Economics*, 2(7). doi: 10.1007/s43546-022-00264-9

Alizadeh, M., & Golkhandan, A. (2017). Investigating and comparing the asymmetric impact of oil price shocks on food prices in oil-exporting and oil-importing countries. *Economy and Regional Development*, 14: 121-147. [In Persian]

Ayad, H., Ben-Salha, O., & Ouafi, M. (2023). Do oil prices predict the exchange rate in Algeria? Time, frequency, and time-varying Granger causality analysis. *Econ. Change Restrict*. 1-22. https://doi.org/10.1007/s10644-023-09545-1

Bhutto, N.A., & Chang, B.H. (2019). The effect of the global financial crisis on the asymmetric relationship between exchange rate and stock prices. *High Frequency*, *2*(3-4): 175-183. doi:10.1002/hf2.10033

Cao, H., Sun, P., & Guo, L. (2020). The asymmetric effect of oil price uncertainty on corporate investment in China: Evidence from listed renewable energy companies. *Front. Energy Research*. 8: 47. https://doi.org/10.3389/fenrg.2020.00047

Cashin, P., Mohaddes, K., Raissi, M., & Raissi, M. (2014). The differential effects of oil demand and supply shocks on the global economy. *Energy Economics*, 44: 113-134.

Chang, B.H., Derindag O.F., Hacievliyagil, N., & Mehmet Canakci, M. (2022). Exchange rate response to economic policy uncertainty: Evidence beyond asymmetry. *Humanities and Social Sciences Communications*, *9*(1): 358. doi: 10.1057/s41599-022-01372-5

Daliri, H. (2020). Relationship between ecological footprint and economic growth in D8 countries: Testing the Kuznets environmental hypothesis using PSTR model. *The Journal of Economic Modeling Research*, *11*(39): 81-112. [In Persian]

Djedaiet, A., Ayad, H. & Ben-Salha., O. (2024). Oil prices and the load capacity factor in African oil-producing OPEC members: Modeling the symmetric and asymmetric effects. *Resources Policy*, 89. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104598

Dogan, A., & Pata, U. K. (2022). The role of ICT, R&D spending and renewable energy consumption on environmental quality: Testing the LCC hypothesis for G7 countries. *Journal of Cleaner Production*, 380: 135038

Du, J., Yang, X., Long, D., & Xin, Y. (2024). Modelling the influence of natural resources and social globalization on load capacity factor: New insights from the ASEAN countries. *Resources Policy*, 91. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104816

Ebaid, A., Lean, H. H., & Al-mulali, U. (2022). Do oil price shocks matter for environmental degradation? Evidence of the Environmental Kuznets curve in GCC countries. *Frontiers in Environmental Science*, 10. doi: 10.3389/fenvs.2022.860942

Erdogan, S. (2023). Linking natural resources and environmental sustainability: A panel data approach based on the load capacity curve hypothesis. *Sustainable Development*, 1-13. https://doi.org/10.1002/sd.2836

Erdogan, S. (2024). On the impact of natural resources on environmental sustainability in African countries: A comparative approach based on the EKC and LCC hypotheses. *Resources Policy*, 88. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104492

Fang, Z., Wang, T. & Yang, C. (2024). Nexus among natural resources, environmental sustainability, and political risk: Testing the load capacity factor curve hypothesis, *Resources Policy*, 90. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104791

Granger, C.W. & Yoon, G. (2002). Hidden co-integration. University of California, *Working Paper*.

Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. NBER.

Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since world war II. J. *Polit. Econ.*, *91*(2): 228-248. https://doi.org/10.1086/261140

Hassan, F., & Mhlanga, D. (2023). The asymmetric effect of oil price on ecological footprint: Evidence from oil-producing African countries. *Sustainable Energy Research*, *10*(1). doi: 10.1186/s40807-023-00087-8

Ibrahim, R. L., & Ajide, K. B. (2021). The dynamic heterogeneous impacts of nonrenewable energy, trade openness, total natural resource rents, financial development and regulatory quality on environmental quality: Evidence from BRICS economies. *Resources Policy*. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102251

Joof, F., Samour, A., Ali, M., Tursoy, T., Haseeb, M., Hossain, M. E., & Kamal, M. (2023). Symmetric and asymmetric effects of gold, and oil price on the environment: The role of clean energy in China, *Resources Policy*, 81. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103443

Kassouri, Y., Bilgili, F., & Kuşkaya, S. (2022). A wavelet-based model of world oil shocks interaction with CO_2 emissions in the US. *Environ. Sci. Policy*, 127: 280-292. doi:10.1016/j.envsci.2021.10.020

Kazerouni, A., Asgharpour, H., Aghamohamadi, A., & Zokaei alamdari, E. (2019). Corruption and the environmental Kuznets curve in developed and developing countries. *The Journal of Economic Modeling Research*, *10*(37), 7-38. [In Persian]

Li, Y., & Guo, J. (2022). The asymmetric impacts of oil price and shocks on inflation in BRICS: A multiple threshold nonlinear ARDL model. *Applied Economics*, *54*(12): 1377-1395. doi: 10.1080/00036846.2021.1976386

Molaei, H., Golkhandan, A., & Golkhandan, D. (2014). An analysis of asymmetry effects of oil shocks on economic growth of the oil-exporting countries: A non-liner hidden panel cointegration. *Iranian Energy Economics*, *3*(10): 201-229. [In Persian]

Okere, K.I., Mouneke, O.B., Ogbolu, G., & Egbo, O.P. (2023). The mediating role of oil price in the export-exchange rate nexus for selected African economies: Evidence from MATNARDL model. *Heliyon*, 9.

Okwanya, I., Abah, P. O., Amaka, E-O. G., Ozturk, I., Alhassan, A., & Bekun, F. V. (2022). Does carbon emission react to oil price shocks? Implications for sustainable growth in Africa. *Resources Policy*, 82. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103610

Pal, D., & Mitra, S.K. (2015). Asymmetric impact of crude price on oil product pricing in the United States: An application of Multiple Threshold Nonlinear Autoregressive Distributed lag model. *Economic Modelling*, 51: 436-443. doi:10.1016/j. econmod.2015.08.026

Pal, D., & Mitra, S. K. (2016). Asymmetric oil product pricing in India: Evidence from a Multiple Threshold Nonlinear ARDL model. *Economic Modelling*, 59: 314-328. doi:10.1016/j.econmod.2016.08.003

Pata, U. K. (2021). Do renewable energy and health expenditures improve load capacity factor in the USA and Japan? A new approach to environmental issues. *The European Journal of Health Economics*, *22*(9): 1427-1439. https://doi.org/10.1007/s10198-021-01321-0

Pata, U.K., & Ertugrul, H.M. (2023). Do the Kyoto Protocol, geopolitical risks, human capital and natural resources affect the sustainability limit? A new environmental approach based on the LCC hypothesis. *Resources Policy*, 80. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103352

Pata, U. K., & Isik, C. (2021). Determinants of the load capacity factor in China: A novel dynamic ARDL approach for ecological footprint accounting. *Resources Policy*, *74*(C). https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102313

Pata, U. K., & Kartal, M. T. (2023). Impact of nuclear and renewable energy sources on environment quality: Testing the EKC and LCC hypotheses for South Korea. *Nuclear Engineering and Technology*, 55: 587-594. https://doi.org/10.1016/j.net.2022.10.027

Pata, U. K., & Tanriover, B. (2023). Is the load capacity curve hypothesis valid for the top ten tourism destinations?. *Sustainability*, *15*(2): 960. https://doi.org/10.3390/su15020960

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(20): 289-326. doi:10.1002/jae.616

Sanjari Konarsandal, N., Elyaspour, B., & Babaki, R. (2022). The asymmetric effects of economic policy uncertainty and oil price on carbon dioxide emissions in Iran. *The Economic Research*, *22*(4): 233-260. [In Persian]

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). *Modeling Asymmetric Co-integration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework*. In W. Horrace, & R. Sickles (Eds.), The Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications (pp. 281-314). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3__9

Sam, C., McNown, R., & Goh, S. (2019). An augmented Autoregressive Distributed Lag Bounds test for Co-integration. *Economic Modelling*, 80: 130-141. doi:10.1016/j.econmod.2018.11.001

Siche, R., Pereira, L., Agostinho, F., & Ortega, E. (2010). Convergence of ecological footprint and emergy analysis as a sustainability indicator of countries: Peru as a case study. *Communications in Nonlinear Science and Numerical Simulation*, *15*(10): 3182-3192. https://doi.org/10.1016/j.cnsns.2009.10.027

Sun, A., Bao, K., Aslam, M., Gu, X., Khan, Z., & Uktamofv, K. F. (2023). Testing load capacity and environmental Kuznets curve hypothesis for China: Evidence from novel dynamic autoregressive distributed lags model. *Gondwana Research*. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.07.018

Tambari, I., Failler, P., & Jaffry, S. (2024). Understanding the interplay: Oil price and renewable energy investment in Africa's net oil importing and net oil exporting countries. *Resources Policy*, 91. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104875

Tayebi, S. K., Aghili, F. S., & Allahdadian, L. (2018). Trade liberalization, oil shocks and environmental quality: The case study of oil exporting and importing countries. *Environmental Sciences*, *16*(1): 159-172. [In Persian]

Uche, E., Chang, B.H., & Effiom, L. (2022). Household consumption and exchange rate extreme dynamics: Multiple asymmetric threshold non-linear autoregressive distributed lag model perspective. *International Journal of Finance & Economics*. https://doi.org/10.1002/ijfe.2601

Uche, E., & Effiom, L. (2021). Financial development and environmental sustainability in Nigeria: Fresh insights from multiple threshold nonlinear ARDL model. *Environmental Science and Pollution Research*, *28*(29): 39524-39539. doi: 10.1007/s11356-021-12843-8

Uche, E., & Ngepah, N. (2024). How green-technology, energy-transition and resource rents influence load capacity factor in South Africa. *International* Journal *of Sustainable Energy*, 43. https://doi.org/10.1080/14786451.2023.2281038

Ullah, S., Chishti, M.Z., & Majeed, M.T. (2020). The asymmetric effects of oil price changes on environmental pollution: Evidence from the top ten carbon emitters. https:// doi.org/10.1007/s11356-020-09264-4/

Verheyen, F. (2013). Exchange rate nonlinearities in EMU to the US. *Econ. Model*. 32: 66-76.

Wang, S., Zafar, M. W., Vasbieva, D. G., & Yurtkuran, D. G. (2023). Economic growth, nuclear energy, renewable energy, and environmental quality: Investigating the environmental Kuznets curve and load capacity curve hypothesis. *Gondwana Research*. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.06.009

Zhang, W., Huang, Y., & Wu, H. (2022). The symmetric and asymmetric effects of economic policy uncertainty and oil prices on carbon emissions in the USA and China: Evidence from the ARDL and non-linear ARDL approaches. *Environmental Science and Pollution Research*, 29: 26465-26482. doi: 10.3389/fenvs.2022.860942

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 103-140

https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13658

Customs Tariff Exemption and Performance of Free Zones A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

Fatemeh Etemadmoghaddam[1], Majid Sameti[2], Sara Ghobadi[3], Mansoor Mahinizadeh[4]

1. Ph. D. Student of Economics, Department of Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran. E-mail: f.etemadmoghadam@gmail.com
2. Professor of Economics at University of Isfahan, Iran (Corresponding Author) E-mail: majidsameti@ase.ui.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran. E-mail: sghobadi@khuisf.ac.ir
4. Assistant Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran. E-mail: mahinizadeh@yazd.ac.ir

Abstract

In an effort to achieve economic growth and development, free trade zones in Iran began operating in 1993 with the approval of the relevant law, aiming to eliminate or minimize traditional barriers to trade. These zones have been considered a tool for realizing outward-looking development strategies, with an emphasis on export promotion. They were established to bring benefits such as increased investment, improved production, technological advancement, higher employment, and export growth.

The purpose of this research is to analyze the impact of customs tariff exemptions in free zones on the macroeconomic variables of the Iranian economy using the Stochastic Dynamic General Equilibrium (DSGE) method. This method is appropriate for analyzing the dynamics resulting from model shocks within the general equilibrium framework of the Iranian economy.

The simulation of customs tariff exemption shocks in free zones in this study shows that increasing such exemptions leads to higher foreign direct investment, greater capital accumulation, and increased employment. Additionally, while exports from the free zones increase, exports from the mainland decrease.

Article information

Review History:
Received: Feb. 07, 2024
Revised: Mar. 04, 2024
Accepted: Apr. 18, 2024

Keywords:
Free Zones,
Customs Tariff
Stochastic Dynamic General Equilibrium Model
Legal Exemption
Export

JEL Classification:
C60, D50, E37, F19, O19

Corresponding Author:
majidsameti@ase.ui.ac.ir

Aim and Introduction

There are many models and tools to communicate with the international economy and use its capacity to exploit for the benefit of the domestic economy. One of these famous models is the establishment of free zones and attracting international capital through these areas. According to the definition in the Kyoto Convention, a free economic zone is a part of the mainland where the exchange of goods is considered beyond the existing restrictions in the mainland and is not bound by the customs and tax laws of the mainland. Free zones have different economic regulations from other parts of the mainland. The differences can provide the basis for attracting capital, commercial prosperity, and economic growth. To grow and develop these areas, countries use various incentives such as legal, tax, customs, and financial incentives.

Methodology

The term general equilibrium in this method means that all the markets included in this structure must be in balance. In other words, the market settlement condition must be established. This means that in the general equilibrium model, all variables are assumed to be endogenous and non-constant, and this is contrary to the partial equilibrium structure, where the variables of other markets are assumed to be constant. This research analyzes the impact of customs exemption on imported goods in free zones in the form of the DSGE method with a neoclassical pproach. All the relationships necessary to explain the effectiveness of this incentive according to the theoretical foundations, the selected goals of the establishment of regions in Iran and their performance have been stated, and other relationships in other economic sectors have been considered to complete the model. The parameters of the model are also estimated according to the calibration method and using calculation software and econometric estimation. The performance of the model is evaluated by comparing the widths obtained from the simulation of the model and the torques of the real data. Finally, the simulation of the model can be seen by applying impulses.

Findings

In this study, the simulation of customs duty exemption impulses in free zones shows that applying impulses to increase import exemptions to free zones, leads to an increase in foreign direct investment, an increase in capital accumulation, an increase in exports of free zones, and finally, an increase in employment. As the export in free zones increases, the export of products from the mainland decreases.

Discussion and Conclusion

The results of applying the impulse effect of reducing import tariffs in free zones indicate that the intensity of the increase in the exemption of import tariffs for goods to free zones leads to an increase in foreign direct investment, an increase in the amount of investment, an increase in capital accumulation, an increase in the export of free zones and finally, the increased employment rate. In terms of export and domestic production, with the application of tariff reduction, imports in free zones will increase and exports from the mainland will decrease, and due to the weight of exports from the mainland compared to free zones, the total exports of the country will decrease.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۱۰۳ تا ۱۴۰
https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13658

نقش معافیت تعرفه گمرکی واردات در عملکرد مناطق آزاد با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)

فاطمه اعتمادمقدم[۱]، مجید صامتی[۲] سارا قبادی[۳]، منصور مهینی‌زاده[۴]

۱. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران.
f.etemadmoghadam@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
majidsameti@ase.ui.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران. sghobadi@khuisf.ac.ir
۴. استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران. mahinizadeh@yazd.ac.ir

چکیده

در تلاش برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی، مناطق آزاد تجاری در ایران برای از بین بردن یا به حداقل رساندن موانع سنتی تجارت از سال ۱۳۷۲ و با تصویب قانون مربوطه شروع به فعالیت کردند. مناطق آزاد به‌عنوان ابزاری برای تحقق استراتژی‌های توسعه برون‌نگر با تأکید بر توسعهٔ صادرات، مورد توجه واقع شده‌اند و این مناطق تأسیس می‌شوند تا منافعی از جنس افزایش سرمایه‌گذاری، بهبود تولید، ارتقاء فناوری، افزایش اشتغال و توسعه صادرات را داشته باشند. هدف از انجام این پژوهش، تحلیل تأثیر اعمال معافیت تعرفه گمرکی در مناطق آزاد بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران در قالب روش تعادل عمومی پویای تصادفی است که روشی مناسب برای تحلیل پویایی حاصل از اعمال تکانه‌های مدل در چهارچوب تعادل عمومی اقتصاد ایران به حساب می‌آید. شبیه‌سازی اعمال تکانه‌های معافیت تعرفه گمرکی در مناطق آزاد در این پژوهش، نشان می‌دهد که اعمال تکانه افزایش این معافیت به مناطق آزاد، منجر به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، افزایش انباشت سرمایه و افزایش اشتغال می‌گردد و از سوی دیگر، صادرات مناطق آزاد، افزایش و صادرات سرزمین اصلی، کاهش می‌یابد.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۱۸
بازنگری: ۱۴۰۲/۱۲/۱۴
پذیرش: ۱۴۰۳/۱/۳۰

کلمات کلیدی:
مناطق آزاد
تعرفه گمرکی
مدل تعادل عمومی پویای تصادفی
معافیت قانونی
صادرات

طبقه‌بندی JEL:
C60, D50, E37, F19, O19

نویسنده مسئول:
majidsameti@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

افزایش حجم مبادلات تجاری باعث شده‌است تا کشورها با قوانین و نظام‌های سیاسی مختلف و برنامه‌های متنوعِ توسعه‌ای، گسترش فعالیت‌های تجاری خود را یک ضرورت بدانند و برنامه‌های مختلفی را برای دستیابی به اهداف توسعه‌ای خود طراحی و اجرا کنند تا براساس منابع موجود، کارآیی و اثربخشی آن‌ها را در زنجیره تأمین تجارت بین‌المللی و فعالیت‌های مالی افزایش دهند. از آنجایی که مهم‌ترین هدف دولت‌ها را می‌توان دستیابی به رشد اقتصادی و افزایش رفاه جامعه دانست، توجه به ظرفیت‌های هر کشور با توجه به اینکه جریان تجارت به سرعت در حال رشد بوده، ضروری است که در این میان، مناطق آزاد از گزینه‌های مناسب رشد و توسعه کشورها باشند. از اهداف اصلی تأسیس مناطق آزاد در قالب تعاریف مختلف آن، مخصوصاً در کشورهای درحال‌توسعه، جذب سرمایه-گذاری، تولید و صادرات است که بدون تحقق آن‌ها، نمی‌توان منطقه آزادی را موفق دانست و با تحقق آن‌ها، سایر اهداف مدنظر مانند اشتغال و رشد منطقه‌ای نیز شکل خواهد گرفت.

در دنیا، مدل‌ها و ابزارهای متعددی برای برقراری ارتباط با اقتصاد بین‌الملل و استفاده از ظرفیت آن برای بهره‌برداری به نفع اقتصاد داخلی وجود دارد که یکی از این مدل های مشهور، تأسیس مناطق آزاد و جذب سرمایه‌های بین‌المللی از طریق این مناطق است. به لحاظ تعریف در کنوانسیون کیوتو[1]، منطقه آزاد اقتصادی، قسمتی از سرزمین اصلی است که مبادلات کالاها در آن فراتر از محدودیت‌های موجود در سرزمین اصلی در نظر گرفته شده و مقید به قوانین گمرکی و مالیاتی سرزمین اصلی نیستند. مناطق آزاد، دارای مقررات اقتصادی متفاوتی با دیگر نقاط سرزمین اصلی هستند، تا این تفاوت‌ها بتواند زمینه جذب سرمایه، رونق تجاری و رشد اقتصادی را فراهم آورد. به منظور رشد و توسعه این مناطق، کشورها از مشوق‌های متنوعی همچون مشوق‌های مالیاتی و گمرکی بهره می‌گیرند (معاونت اتاق بازرگانی، ۱۳۹۵).

در حقیقت، این مناطق به‌عنوان یک پنجره یا جزیره‌ای متصل به سرزمین اصلی، وسیله‌ای برای انتقال تکنولوژی، سرمایه‌ها و تجارب مدیریتی به اقتصاد داخلی ارزیابی می‌شوند، همچنین می‌توان آن‌ها را به‌عنوان قسمتی از سیاست‌های درهای باز نیز ارزیابی کرد. نقش مناطق آزاد تجاری در توسعه اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه بر کسی پوشیده نیست و به واقع، این نهادهای حقوقی و اقتصادی، با ایجاد تسهیلاتی که از طریق حکومت قوانین و مقررات انعطاف‌پذیرتر از قواعد حاکم بر سرزمین اصلی، محقق می‌شوند و در صدد ایجاد انگیزه برای سرمایه‌گذاران داخلی یا خارجی جهت سرمایه‌گذاری در منطقه و حوزه‌ای که دولت مرکزی خواهان آن است، می‌باشند (رضایی و همکاران، ۱۳۹۴).

با کامل‌تر شدن مدل‌های رشد مبتنی بر تجارت بین‌الملل و توجه به امکانات و مزیت‌های موجود در کشورهای درحال‌توسعه، با اعطای مشوق‌های ضروری به سرمایه‌گذاران خارجی و همچنین ایجاد زمینه‌های لازم سیاسی و امنیتی جهت ورود سرمایه خارجی به این کشورها، اثرات مثبت مناطق آزاد نیز بیشتر مورد توجه قرار گرفت.

---

1. Kyoto Convention

در ایران نیز مناطق آزاد با الگوبرداری از این مدل تجارت بین‌المللی با اهداف تعیین شده در ماده ۱ قانون چگونگی اداره مناطق آزاد تجاری-صنعتی جمهوری اسلامی ایران مصوب ۱۳۷۲ با سه منطقه آزاد جزیره کیش، قشم و چابهار، تأسیس شد. با توجه به اهداف و عوامل ایجاد مناطق آزاد، که بدون برقراری معافیت‌ها و مشوق‌ها لازم معنی ندارد، انتظار بر این است تا با اعمال معافیت‌های گمرکی و مالیاتی مناسب، سیاست تشویق سرمایه‌گذاری در مناطق آزاد، افزایش حجم تجارت، افزایش روند نقل و انتقالات تکنولوژی، افزایش فعالیت‌های اقتصادی بین‌المللی و افزایش وصول درآمد را در پی داشته باشد که به‌دنبال آن، عواید این پیشرفت‌ها به سرزمین اصلی نیز برسد (نوروزی و همکاران، ۱۳۹۵).

این مقاله می‌تواند با توجه به اهمیت مناطق آزاد در ایران و نقش مشوق‌های قانونی اعمال شده در آن‌ها در راستای دستیابی به اهداف از پیش تعریف شده‌شان، از دو منظر مبحث چگونگی تأثیر اعمال معافیت‌های گمرکی را مورد بحث و بررسی قرار دهد؛ یکی، نقش آن بر عملکرد مناطق آزاد و دیگری، تأثیر آن در اقتصاد ایران. بنابراین، هدف اصلی در این پژوهش، بررسی چگونگی اثر اعمال تکانه معافیت گمرکی در مناطق آزاد بر متغیرهای کلان اقتصادی مناطق آزاد و سرزمین اصلی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی می‌باشد.

مطالعه حاضر، هم به لحاظ موضوع و هم به لحاظ روش و بهره‌گیری از الگوی اقتصادی و همچنین از نظر شیوهٔ الگوسازی و ورود توابع برای تبیین روابط بین متغیرها در بخش‌های مختلف، از سایر مطالعات متمایز و دارای نوآوری است.

ساختار اصلی این مقاله، از چهار بخش اصلی تشکیل شده است. در ادامه، ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و شواهد تجربی، در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق، در بخش چهارم، نتایج شوک‌های وارد شده بر مدل ارائه می‌شود و در نهایت، بخش پنجم، دربرگیرنده نتایج و پیشنهادات می‌باشد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

طبق تئوری، تعاریف گوناگونی از مناطق آزاد ارائه شده است، اما درعین‌حال، می‌توان وجه اشتراک واحدی میان این تعاریف مشاهده کرد؛ این وجه اشتراک دلالت بر آن دارد که در این مناطق، محدودیت‌های گمرکی و مالیاتی و موانع قانونی به‌منظور تسهیل سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، نسبت به سایر مناطق کشور کمتر است و یا اساساً وجود ندارد. لذا، بنابه تعاریف بین‌المللی، منطقه آزاد، محدوده حراست شده بندری و غیربندری است که از شمول برخی از مقررات جاری کشور متبوع خارج بوده و با بهره‌گیری از مزایایی نظیر معافیت‌های مالیاتی و تعرفه گمرکی، همچنین سهولت و

تسریع در فرایندهای صادرات و واردات، با جذب سرمایه‌گذاری خارجی و انتقال فناوری، به توسعه سرزمین اصلی کمک می‌نماید (رضایی و همکاران، ۱۳۹۴).

به‌عبارتی، مناطق آزاد قسمتی از سرزمین اصلی هستند که اغلب با توجه به معافیت‌ها و مشوق‌های در نظر گرفته شده توسط هر کشور، به‌منظور تقویت فعالیت اقتصادی منطقه‌ای و یا ایجاد فعالیت‌های جدید و سرمایه‌گذاری در مناطق هدف، تأسیس می‌گردد که فارغ از قوانین گمرکی و مالیاتی سرزمین اصلی می‌باشند (کاکانسلی و مدا[1]، ۲۰۱۸).

بنابراین، باتوجه‌به اینکه ورود سرمایه‌گذاری، خدمات تجاری بین‌المللی، بهره‌برداری از تکنولوژی-های نوین و تدارکات بهینه حمل‌ونقل در سایه سیاست‌های حمایتی مالیاتی، مالی و اداری در مناطق آزاد و تحت نظارت گمرک، معنی می‌یابد، اقتصاد کشور می‌تواند، شاهد طیف وسیعی از نقل‌وانتقالات مالی، سرمایه، نیروی انسانی و حمل‌ونقل بین‌المللی باشد (چن، و همکاران[2]، ۲۰۱۸). از لحاظ اقتصادی نیز اهداف کلان مناطق آزاد را می‌توان تبدیل استراتژی جایگزینی واردات به توسعه و تشویق صادرات، وسیله‌ای برای رسیدن به اقتصاد باز و دستیابی به بازارهای جهانی و استفاده از علم و تکنولوژی مدرن در فرایند توسعه دانست (موریسون و گلیبرت[3]، ۲۰۱۵).

وابستگی شدید اقتصاد ایران به تک محصول نفت و دلارهای نفتی، همواره کشور را با مشکلات عدیده مواجه ساخته، و نوسانات شدید درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت، بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی و به‌تبع‌آن، فعالیت‌های سیاسی و فرهنگی را متأثر کرده است. ازاین‌رو، براساس خط‌مشی شماره ۴ قانون برنامه اول توسعه مبنی بر «ایجاد رشد اقتصادی در جهت افزایش تولید سرانه، اشتغال مولد و کاهش وابستگی اقتصادی با تأکید بر تولید محصولات استراتژیک و مهار تورم» از طریق «برداشتن کلیه موانع و ایجاد همه‌گونه تسهیلات برای توسعه صادرات کالاهای صنعتی آزاد جهت استقرار صنایع تولیدکننده محصولات صادراتی و جذب سرمایه در این صنایع» (بند ۳۹ خط مشی شماره ۴)، ایجاد مناطق آزاد در دستور کار قرار گرفت (معاونت اقتصادی اتاق بازرگانی، ۱۳۹۵).

بعد از تکلیف قانون برنامه اول توسعه در سال ۱۳۶۹، مناطق آزاد تجاری صنعتی در ایران، به منظور تسریع در انجام امور زیربنایی، عمرانی و آبادانی، رشد و توسعه اقتصادی، سرمایه‌گذاری و افزایش درآمد عمومی، ایجاد اشتغال سالم و مولد، تنظیم بازار کار و کالا، حضور فعال در بازارهای جهانی و منطقه‌ای، تولید و صادرات کالاهای صنعتی و تبدیلی، تأسیس شد (ماده ۱ قانون چگونگی اداره مناطق آزاد تجاری-صنعتی جمهوری اسلامی ایران مصوب ۱۳۷۲) که در سال ۱۳۷۲ شامل سه منطقه آزاد جزیره کیش، قشم و چابهار بوده و درحال‌حاضر، تعداد آن‌ها به ۸ منطقه فعال، شامل:

1. Cocconcelli & Medda (2018)
2. Chen, et al. (2018)
3. Morisson & Gilbert (2015)

کیش، قشم، چابهار، ارس، انزلی، اروند و ماکو و شهر فرودگاهی امام خمینی (ره)، بالغ گردیده است که طبق مواد ۱۳ و ۱۴ همین قانون، فعالیت‌های اقتصادی در این مناطق، از معافیت‌های مالیاتی و گمرکی، به عنوان یک مشوق مهم، برخوردار است.

دراین‌خصوص، باید در نظر داشت که فعالیت بخش‌های مختلف اقتصادی در مناطق آزاد، بیانگر موفقیت آن‌ها در دستیابی به اهداف ایجاد مناطق نیست، زیرا ممکن است این فعالیت‌ها صرفاً حجم عظیمی از منابع دولت را به‌خود اختصاص داده و مشوق‌های در نظر گرفته شده، بازخورد مناسبی را نداشته باشند و حتی این اقدام دولت، مانع شکل‌گیری یک الگوی مناسب برای رشد اقتصادی و افزایش رفاه گردد (چادوری و یابوچی[1]، ۲۰۱۰).

اعمال مشوق‌های قانونی، از پیش‌نیازهای تأسیس یک منطقه آزاد می‌باشد و دولت‌ها از این مشوق‌ها، به‌عنوان ابزاری برای توسعه منطقه‌ای استفاده می‌کند، به‌طوری‌که مشوق‌ها، برنامه‌هایی هستند که درآن‌ها دولت، حمایت‌هایی را برای ورود و یا توسعه کسب‌وکارها در مناطق هدف، تدارک می‌بیند. هدف اولیه این تمهیدات، تشویق برای تجمیع سرمایه در یک فعالیت یا منطقه خاص و افزایش فرصت‌های شغلی برای افراد ساکن این مناطق می‌باشد (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۵). به اعتقاد اونر[2] (۲۰۱۱)، زمانی‌که یک سری مقررات ترجیحی، خارج از سیستم استاندارد، برای تحقق چندین هدف اقتصادی، اجتماعی و مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد، مخارج یا حذف درآمد را به‌بار می‌آورد که از آن، به‌عنوان امتیازاتی یاد می‌شود که دولت‌ها جهت کسب منافع آتی در نظر می‌گیرند.

برای تنظیم الگوی استاندارد جهت اطمینان از برقراری قوانین تشویقی مناسب، می‌توان از مدل-های تعادلی بهره برد. مدل‌های تعادل عمومی، وابستگی بین بازارهای محصولات مختلف، بخش خصوصی و بخش عمومی در اقتصاد را پوشش می‌دهند و ابزار تحلیلی مهمی هستند؛ زیرا سیاست‌ها اغلب می‌توانند اثرات غیرمستقیمی داشته باشند که کمّی نمودن آن‌ها مشکل است. مدل‌های تعادل عمومی، ارتباطات بین‌بخشی، بین‌سازمانی و پویایی‌های بین‌دوره‌ای را شامل می‌شوند (هوشمندی و همکاران، ۱۳۹۴).

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، از تئوری مدل تعادل عمومی کاربردی اقتباس شده بر پایه‌های اقتصاد خرد شکل گرفته، و به‌دنبال آن است تا پدیده‌های کلان اقتصادی را با شوک‌های اعمال شده بر مدل تبیین نماید. مزیت اصلی مدل‌های تعادل عمومی، فراهم نمودن شرایط تحلیل، شبیه‌سازی و پیش‌بینی در شرایط اعمال تکانه‌های مهم اقتصادی در ساختار مدل است، هرچند که مشکل اساسی این مدل‌ها، گستردگی و پیچیدگی حل آن‌ها می‌باشد.

---

1. Chaudhuri & Yabuuchi (2010)

2. Oner (2011)

۲-۲. پیشینیه تحقیق

مقالات محققان خارجی و داخلی درخصوص نقش معافیت‌های اعمال شده در مناطق آزاد، از جمله معافیت از پرداخت تعرفه گمرکی، برای دستیابی به اهداف مدنظر تأسیس این مناطق، شامل چند نکته کلیدی است: معافیت‌های اعمال شده در مناطق آزاد، باید هدفمند تعریف شوند و قوانین ثابت و شفاف بر فعالیت‌های این مناطق حاکم باشد؛ در غیراین‌صورت، اعمال معافیت نمی‌تواند وصول نتایج مطلوب را به ارمغان بیاورد.

مناطق آزاد تجاری، محققان را برانگیخته است تا بررسی کنند که آیا سیاست سمت عرضه در این مناطق، کارآیی، نوآوری و مکانیسم انتقال مرتبط را تقویت می‌کند یا خیر (ژو و همکاران[1]، ۲۰۲۴). با استفاده از داده‌های پانل استانی از سال ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۹، چگونگی تأثیر مناطق آزاد چین را بر کارآیی نوآوری منطقه‌ای[2] (RIE) و جذب تکنولوژی نوین و به‌تبع آن، افزایش صادرات ارزیابی کردند. نتایج نشان می‌دهد که مناطق آزاد پتانسیل افزایش RIE را دارند و برای تقویت منطقه مؤثر هستند و قابلیت جذب سرمایه‌گذاری خارجی و واردات کالاهای سرمایه‌ای را دارا می‌باشند.

مناطق آزاد اقتصادی، ابزاری مؤثر برای توسعه و رقابت‌پذیری بیشتر اقتصاد ملی، با امکان افزایش جذابیت سرمایه‌گذاری، رونق تولید رقابتی، بهبود اوضاع اشتغال و افزایش صادرات است و برای استفاده بهینه از منابع سرمایه‌گذاری، استفاده از تجارب کشورهای توسعه یافته، جذب نیروی انسانی واجد شرایط و تولید کالاهای رقابت پذیر در سطح تجارت بین‌الملل لازم می‌باشد (جورایا[3]، ۲۰۲۳).

از سوی دیگر، توسعه زیرساخت‌های مناطق آزاد و استفاده از مشوق‌های قانونی مناسب، می‌تواند تأثیر مثبت بر روند توسعه تجارت این مناطق و به‌تبع آن، سرزمین اصلی داشته، اشتغال، تولید و صادرات را افزایش دهد (اعتمادمقدم و همکاران[4]، ۲۰۲۲).

چگونگی تأثیر معافیت‌های مالیاتی بر سرمایه‌گذاری با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا (DSGE)، نشان می‌دهد که معافیت‌های اعمال شده، نقش بسیار مهمی را در افزایش سرمایه‌گذاری داشته و می‌تواند تأثیر چشمگیر و مداوم بر تولید داشته باشد و به دلیل افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی است که تولید محصولات حاشیه‌ای را رونق بخشیده و تقاضای کار، اشتغال و تولید افزایش می‌یابد (برمپروگلو و همکاران[5]، ۲۰۲۲).

در این راستا، باید در نظر داشت در کشورهای موفق در امر مناطق آزاد ازجمله چین، این مناطق به‌عنوان یک سکوی مهم برای چشم‌انداز اقتصادی این کشور عمل می‌کنند. مناطقی که تحت نظارت

1. Xu et al. (2024)
2. Regional Innovation Efficiency
3. Djurayeva (2023)
4. Etemadmoghaddam et al. (2022)
5. Bermperoglou et al. (2022)

کامل گمرک و ترکیبی از منطقه بندری و منطقه خشکی هستند، دارای مزیت بوده و استراتژی خود را با آزاد کردن تجارت در مناطق بندری و ارتقاء نوآوری و تکنولوژی در آن‌ها، بهبود می‌بخشند (چن و همکاران، ۲۰۱۸).

در اقتصاد چین همراه با تأکید بر جهانی شدن اقتصاد و آزادسازی تجارت، نقش منطقه آزاد تجاری شانگهای بر رشد اقتصادی چین در دو دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳ و ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۷ به روش رویکرد تقابلی واقعی توسط هونگ و همکاران[1] (۲۰۱۷)، بررسی شد که آن‌ها منطقه آزاد شانگهای را جایگاه مناسب برای جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی دانستند و اثرات قوی مثبت این منطقه را بر افزایش انواع سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی تأیید کردند.

سیاست‌های پیش‌روی انگلستان پس از خروج از اتحادیه اروپا نیز نشان می‌دهد که مناطق آزاد، فرصتی برای انگلستان جهت جذب سرمایه‌گذاری خارجی با تمرکز بر بازارهای گسترده اروپا و ایجاد اشتغال پایدار است و با توجه به شرایط این کشور در اتحادیه اروپا، برای جذب سرمایه‌گذاری مشوق‌های تعرفه‌ای به‌تنهایی برای تشویق سرمایه‌گذاری در این کشور کافی نیست و باید انگیزه‌هایی را ارائه کند که بتواند موانع تجاری اعمال شده توسط اتحادیه اروپا را جبران نماید (وایت‌هیل[2]، ۲۰۱۷).

در آفریقا، تحلیل مناطق آزاد در قسمت‌های جنوب، شرق و شمال آفریقا، در سال‌ها ۲۰۱۳-۲۰۰۵، با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، نشان می‌دهد که افزایش قابل توجه صادرات در داخل مناطق به‌دلیل حذف تعرفه گمرکی است و بیشترین معافیت باید بر روی محصولاتی باشد که بهره‌وری بالاتری دارند (مولد و موکویا[3]، ۲۰۱۶).

تأیید این نتیجه در تحقیق انجام شده در کشور غنا با یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برای سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۵، که نشان‌دهنده رابطه مثبت سرمایه‌گذاری در مناطق آزاد و صادرات از آن‌ها است، نیز دیده می‌شود (کوآیسو و همکاران[4]، ۲۰۱۷).

با تأکید بر آنکه مناطق آزاد در دنیا به‌عنوان پنجره‌ای برای همگامی و هم‌پیوندی اقتصادی کشورها با اقتصاد جهانی، ایجاد رشد و تحول در صادرات و بهره‌مندی از سرمایه‌های داخلی و خارجی، به‌منظور دستیابی به اهداف توسعه اقتصادی، افزایش اشتغال و انتقال فناوری ایجاد شده‌اند، هادیانی و رحمانی (۱۳۹۹) بیان می‌کنند که منطقه آزاد تجاری- صنعتی چابهار در سال ۱۳۷۱ با هدف جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، توسعه ترانزیت، ایجاد اشتغال، محرومیت‌زدایی و درنهایت، رشد و توسعه استان ایجاد گردید که در واقع، پیشانی رونق جنوب شرق لقب گرفت و بیان کردند، اعمال

1. Huang et al. (2017)
2. Whitehill (2017)
3. Mold &Mukwaya (2016)
4. Quaicoe et al. (2017)

معافیت‌مالی مانند معافیت تعرفه گمرکی و همچنین توسعه زیرساخت نقش بسزایی در رونق منطقه خواهد داشت.

این در صورتی است که نتایج مطالعه احمدزاده و لطفی (۱۳۹۸) درخصوص تأثیر مناطق آزاد تجاری کیش بر تجارت بین‌المللی در ایران، طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴، نشان می‌دهد که در مجموع، منطقه آزاد کیش به‌رغم داشتن زمینه‌ها و توان بالقوه برای توسعه و پیشرفت به‌دلیل ضعف امکانات و تأسیسات زیربنایی، عدم تأمین درآمدها، عدم ثبات سیاسی، عدم جذب سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، عدم جایگاه تعریف شده در برنامه‌های کلان و راهبردهای توسعه اقتصادی کشور، نتوانسته است، تأثیر مثبتی بر تجارت بین‌المللی داشته باشد.

عسکری و جعفری (۱۳۹۵)، ضمن بررسی اعطای معافیت‌های مالیاتی در مناطق آزاد طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۳، نشان می‌دهند که میزان سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی انجام شده در مناطق آزاد، تأثیری مثبت بر تولیدات این مناطق داشته اما این تأثیرگذاری از لحاظ آماری، معنادار نبوده است. لذا مناطق آزاد تجاری در ایران نتوانسته‌اند به اهداف تعیین شده و گسترش صادرات کمک قابل‌توجهی بنمایند.

این در شرایطی است که محمدی و عارفی (۱۳۹۵)، با بررسی نقش مناطق آزاد در بسترسازی برای اجرای محورهای درونزایی و برون‌گرایی اقتصاد مقاومتی، با توجه به اینکه این سیاست با هدف تأمین رشد پویا و بهبود شاخص‌های مقاومت اقتصادی و دستیابی به اهداف سند چشم‌انداز ۲۰ ساله ابلاغ شده، اظهار می‌دارند که مناطق آزاد شرایط مناسبی برای ارتباط با مناطق برون مرزی دارند.

پژوهش‌های نظری درخصوص اهداف و مبانی مناطق آزاد، چالش‌ها و الزامات اجرایی آن‌ها و ارائه راهکارهای بهبود آن از حیث اقتصادی، توسعه‌ای و حقوقی است و درصد اندکی از تحقیقات به ارزیابی اثرات ایجاد و توسعه مناطق آزاد و اعمال معافیت‌های گمرکی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بخش‌ها پرداخته‌اند. از آنجایی که ایجاد و توسعه مناطق آزاد در کشورمان، مطرح است و مناطق آزاد جدید نیز به تصویب مجلس شورای اسلامی رسیده، لازم است چهارچوبی برای تحلیل تأثیر این مناطق برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی تأسیس آن‌ها پرداخته شود. از سوی دیگر، با توجه به در نظر گرفتن پویایی متغیرهای کلان اقتصادی و وابستگی رفتار کارگزاران اقتصادی به دوره‌های گذشته و آتی، تحلیل‌های با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، می‌تواند مفید واقع شود.

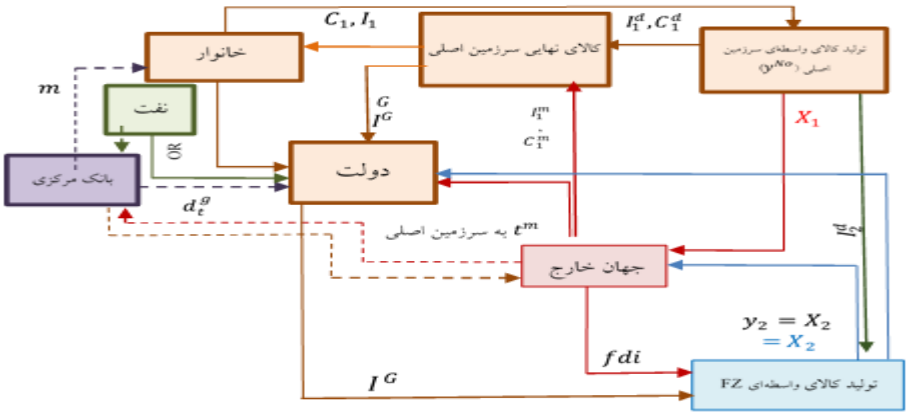
بنابراین در این تحقیق، با تدوین الگوی جامع DSGE و با در نظر گرفتن اهداف مناطق آزاد تجاری و نقش معافیت‌های تعرفه‌های گمرکی اعمال شده طبق قانون در مناطق آزاد تجاری، به بررسی تأثیرات این معافیت‌ها بر اقتصاد و توسعه مناطق هدف و متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته می‌شود؛ به‌طوری‌که در این مطالعه، اثر تکانه اعمال معافیت تعرفه گمرکی در مدل لحاظ شده و مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است.

۳. روش تحقیق

هدف اصلی این پژوهش، بررسی نقش تکانه تعرفه گمرکی در مناطق آزاد بر متغیرهای کلان اقتصادی و عملکرد این مناطق در کشور می‌باشد. بر این اساس، سؤال اصلی این پژوهش، در برگیرنده این است که اثر اعمال تکانه معافیت از پرداخت تعرفه‌های گمرکی، چه تأثیری بر عملکرد این مناطق دارد؟

لفظ تعادل عمومی در این روش، بیانگر آن است که کلیه بازارهای شامل شده در این ساختار باید در تعادل باشند و به‌عبارتی، شرط تسویهٔ بازار برقرار باشد. با این شرط، یک الگوی تعادل عمومی وارد مرحلهٔ الگوسازی می‌شود؛ به این صورت که تعادل بازار، بیانگر برابری عرضه و تقاضا است که طرف عرضه، از تحلیل بخش بنگاه (بخش تولیدی اقتصاد) و طرف تقاضا، از تحلیل رفتار مصرف‌کننده (بخش مصرفی اقتصاد) مشخص می‌شود.

بنابراین، فرم اقتصادسنجی یک الگو تعادل عمومی، لزوماً به‌صورت یک الگوی معادلات همزمان است، درحالی‌که تحلیل تعادل جزئی، به‌صورت تک معادله‌ای نیز امکان‌پذیر است. این ویژگی بدان معنا است که در الگوی تعادل عمومی، همهٔ متغیرها به صورت درونزا و غیرثابت فرض می‌شود و این برخلاف ساختار تعادل جزئی است که متغیرهای سایر بازارها، ثابت فرض می‌شود. کارگزاران و بخش‌های کلیدی، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، عبارتند از: بخش خانوار، بنگاه‌های تولیدی (تولیدی نهایی و تولیدی واسطه‌ای)، بخش خارجی (واردات و صادرات)، حاکمیت و سیاستگذار اقتصادی (دولت و بانک مرکزی)، سایر نهادها (مانند صندوق‌های پس‌انداز ثروت عمومی، و سازمان مناطق آزاد) و تسویه بازارها (توکلیان و صارم، ۱۳۹۶).



شکل ۱: ساز و کار تسویه الگوی پژوهش

Figure 1: Research pattern settlement mechanism

متناسب با اهداف این مطالعه و با استفاده از پژوهش‌های پایه‌ای، سه حیطه جغرافیایی درنظر گرفته شده است: سرزمین اصلی، مناطق آزاد (FZ) و جهان خارج، تا بتوان علاوه بر طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در یک فضای نئوکلاسیکی، به شبیه‌سازی و تحلیل وضعیت مناطق آزاد ایران پرداخت. دو بخش سرزمین اصلی و مناطق آزاد در تعامل با یکدیگر و در ارتباط با جهان خارج می‌باشند. از آنجا که مناطق آزاد در ایران در قسمت‌های محروم با جمعیت ساکن کم واقع شده‌اند و خانوار در مناطق آزاد، نقطه تمرکز این تحقیق نمی‌باشد، با لحاظ درصدی از ساده‌سازی، در این مدل، تنها یک خانوار در سرزمین اصلی در نظر گرفته شده است و نظر به اینکه تولید در مناطق آزاد، یکی از نقاط کانونی تحقیق است، دو نوع تولیدکننده (سرزمین اصلی و مناطق آزاد) مدنظر می‌باشد. ساز و کار تسویه الگوی پژوهش در شکل ۱ ارائه شد. روابط بانک مرکزی به صورت خط‌چین آورده شده است.

۱-۳. تصریح الگو

چهارچوب اصلی مدل ارائه شده برای این تحقیق، براساس مطالعات نخلی و همکاران[1] (۲۰۲۰ و ۲۰۲۱)، برمپرگلو و همکاران (۲۰۲۲)، توکلیان و قیایی[2] (۲۰۱۹)، نایینی و نادریان[3] (۲۰۱۹)، مولد و موکایا (۲۰۱۷)، چادری و یابوچی (۲۰۱۰)، یاوری و همکاران (۲۰۱۷) و توکلیان و جلالی نایینی (۱۳۹۶) ارائه شده است. برای طراحی الگوی پژوهش، از ۶ کارگزار اقتصادی بهره‌گیری، و مکانیزم تسویه بازار نیز در الگو وارد شده است که در ادامه، هر یک از کارگزاران و اجزای تکمیلی آن‌ها، به تفصیل، تبیین و معادلات مربوط به هر یک، ارائه می‌شود.

فرض اصلی الگوی پژوهش درخصوص سازوکار تسویه بازارها بر فرض عدم چسبندگی قیمت‌ها و تعدیل سریع قیمت‌ها استوار است. در واقع، در بازار محصولات تولیدی عرضه شده به داخل ایران، بازار محصولات عرضه شده به خارج از ایران و بازار کالاهای وارداتی، فرض عدم چسبندگی در قیمت‌ها حاکم است. فرض اصلی الگوی پژوهش درخصوص انتظارات و اطلاعات بر انتظارات عقلایی و اطلاعات کامل درنظر گرفته شده است. فرض پایه درخصوص تکنولوژی به‌کار گرفته شده در الگوی پژوهش نیز بر تکنولوژی کاب - داگلاس[4] در کالای واسطه‌ای و تکنولوژی کشش جانشینی ثابت[5] (CES) در توابع مصرف و سرمایه‌گذاری خانوار سرزمین اصلی و مناطق آزاد که به شکل رقابت کامل در الگوی

1. Nakhli et al. (2020; 2021)
2. Tavakolian and Ghiaie (2019)
3. Naini & Naderian (2019)
4. Cobb-Dauglas (2017)
5. Constant Elasticity of Substitution

پژوهش مفروض‌اند، استوار است. در الگوی پژوهش درخصوص فرایند انباشت سرمایه که توسط خانوار صورت می‌گیرد، عدم وجود هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری مفروض است.

۱-۱-۳. خانوار

فرض می‌شود که در اقتصاد، تعداد زیادی خانوار وجود دارد که همهٔ آن‌ها همگن و با توجه به قید بودجه‌ای که با آن مواجه هستند، در صدد حداکثر نمودن تابع مطلوبیت خود می‌باشند و هر یک از آن‌ها توسط $j \in [0.1]$ نشان داده می‌شود. در الگوی پژوهش یک خانوار، به‌عنوان نماینده بی‌نهایت خانوار همگن در نظر گرفته می‌شود که مطابق پژوهش توکلیان و قیایی (۲۰۱۹)، از مصرف (C_t)، نگهداری مانده‌های واقعی پول ($\frac{M_t}{P_t}$) به‌دلیل خاصیت تسهیل‌کنندگی مبادلات و فراغت (عکس نیروی کار (l_t))، مطلوبیت کسب می‌کند که با فرض اهمیت مطلوبیت زمانی ناشی از مصرف، مانده‌های واقعی پول و نیز میزان فراغت، به‌دنبال حداکثرکردن مقادیر تنزیل شده آتی مطلوبیت در طول عمر نامحدود خود با در نظر گرفتن قیود مترتب بر خود یعنی قید بودجه و قید انباشت سرمایه است (نخلی و همکاران، ۲۰۲۱).

در خصوص ورود پول در تابع مطلوبیت خانوار، باید توجه نمود که الگوهای رشد نئوکلاسیکی مانند رمزی[1] (۱۹۲۸) و سولو[2] (۱۹۵۶) که پایه الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی را تشکیل می‌دهند، الگوهای غیرپولی تلقی می‌شدند که به پول به‌عنوان واسط مبادله و تسهیل‌گر مبادلات بی‌توجه بوده و صرفاً مبادلات اقتصادی را از طریق کالاها انجام شدنی می‌پنداشتند؛ اما ورود پول در الگوهای تعادل عمومی به‌خصوص الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی، منجر به تبیین و الگوسازی اقتصاد پولی شد.

در این پژوهش، خانواری که در سرزمین اصلی ساکن می‌باشد، با تابع مطلوبیت زیر مواجه است:

$$Max\ \ E_0 \sum_{t=o}^{\infty} \beta^t\, U_i\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, l_t\right) \qquad (۱)$$

$$U_i = \frac{c_{t,i}^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{\chi_m}{1-\sigma_m}\left(\frac{M_{t,i}}{P_t}\right)^{1-\sigma_m} - \frac{\chi_l\, l_{t,i}^{1+\sigma_l}}{1+\sigma_l} \qquad (۲)$$

در رابطه (۱)، β نرخ تنزیل بین زمانی و در رابطه (۲)، پارامترهای σ_l، σ_m و σ_c، به‌ترتیب، عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، کشش تراز واقعی پول و کشش عرضه نیروی کار است که فرض می‌شود، درجه ریسک‌گریزی خانوار در مصرف، نگهداری مانده‌های واقعی پول و همچنین عرضه نیروی کار، ثابت است.

خانوار با قید بودجه مواجه است که از یک سو، با درآمد حاصل از عرضه نیروی کار (l_t) با دستمزد اسمی W_t، اجاره سرمایه (K_t) به بخش‌های تولیدی با نرخ اسمی R_t، سرمایه‌گذاری در اوراق دولتی

1. Ramsey
2. Solow

(B_t) با نرخ بهره اسمی (i_t)، پرداخت‌های انتقالی (TP_t) و سود کسب شده از فعالیت بنگاه‌های تولیدکننده تولیدات واسطه‌ای که تحت مالکیت خانوار قرار دارند (D_t)، هزینه خرید کالای مصرفی (C_t) با قیمت P_t، خرید کالای سرمایه‌ای (I_t) برای اجاره به بخش‌های تولیدی با قیمت P_t^I، خرید اوراق دولتی، و نگهداری پول به‌عنوان تقاضای احتیاطی (M_t) را انجام می‌دهد.

در کل معادلات الگو، مقادیر متغیرهای ریالی با شاخص کالاهای مصرفی داخلی (P_t) واقعی شده است. بنابراین، قید بودجه خانوار به‌صورت واقعی شده برابر است با:

$$c_t + \mathcal{P}_t^I\, I_t + m_t + b_t = w_t l_t + tp_t + d_t + (1 + i_{t-1})\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + r_t^k K_{t-1} \quad (۳)$$

به‌نحوی که $\mathcal{P}_t^I = \frac{P_t^I}{P_t}$ تعریف می‌شود.

π_t نرخ رشد ناخالص شاخص قیمت کالاهای مصرفی داخلی تورم می‌باشد که برابر است با:

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (۴)$$

رابطه انباشت سرمایه با نرخ استهلاک سرمایه δ نیز به عنوان قید دوم بهینه‌یابی خانوار می‌باشد:

$$K_t^1 = K_{t-1}^1(1-\delta) + I_t^1 \quad (۵)$$

هدف خانوار، حداکثرسازی مطلوبیت بین‌زمانی خود با توجه به قید بودجه (۳) و رابطه انباشت سرمایه (۶) می‌باشد.

در این تحقیق، ترکیب شرایط مرتبه اول، به‌ترتیب، باعث شکل‌گیری معادلات نهایی اویلر مصرف (مسیر بهینه بین زمانی مصرف (۱۴))، تقاضای پول (۱۵)، عرضه نیروی کار (۱۶)، اویلر سرمایه‌گذاری (مسیر بهینه سرمایه‌گذاری) (۱۷) و معادله پویایی قیمت سرمایه[۱] (۱۸) به‌صورت زیر خواهد شد:

$$E_t \frac{c_t^{-\sigma_c}}{c_{t+1}^{-\sigma_c}} = \beta E_t \left(\frac{1+i_t}{\pi_{t+1}}\right) \quad (۶)$$

$$m_t^{-\sigma_m} = \frac{c_t^{-\sigma_c}}{\chi_m}\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right) \quad (۷)$$

$$l_t^{\sigma_l} = \frac{c_t^{-\sigma_c}}{\chi_l} w_t \quad (۸)$$

$$q_t = \frac{P_t^{I1}}{P_t} = \mathcal{P}_t^{I1} \quad (۹)$$

$$q_t = E_t\left(\frac{\pi_{t+1}}{1+i_t}\right)\left[r_{t+1}^k + (1-\partial)q_{t+1}\right] \quad (۱۰)$$

در روابط فوق، q_t برابر با نسبت ضریب لاگرانژ قیود بهینه‌سازی مطلوبیت خانوار ($q_t = \frac{\mu_t}{\lambda_t}$) می‌باشد که به عکس q_t توبین[۲] معروف است.

---

۱. این معادله، ارزش تنزیل شده جریان بازدهی مورد انتظار آتی سرمایه که با نرخ استهلاک تعدیل شده است را نشان می‌دهد.

2. Tobin's q

با توجه به اثری که معافیت تعرفه گمرکی به صورت مستقیم بر جریان تجارت در ایران دارند، لازم است کالاهای وارداتی در الگو، از کالاهای تولید داخل در بخش خانوار ساکن در سرزمین اصلی، متمایز در نظر گرفته شوند. بنابراین، سبد مصرفی خانوار، از ترکیب کالاهای وارداتی و کالاهای تولید داخلی شکل گرفته که این فرایند طبق چارت تحقیق در بنگاه نهایی، نقش می‌گیرد. برای ترکیب فوق مطابق مطالعهٔ توکلیان و جلالی نایینی (۱۳۹۶)، فرض می‌شود، کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی در قالب یک تابع با کشش جانشینی ثابت (θ_c) با کشش جانشینی CES ترکیب می‌شوند؛ به‌نحوی که سهم مصارف داخلی از سبد مصرفی این نوع خانوار، برابر α_c می‌باشد. سبد مصرفی این سبد برابر است با:

$$c_t = \left[\alpha_c^{\frac{1}{\theta_c}} c_t^{d\,\frac{\theta_c-1}{\theta_c}} + (1-\alpha_c)^{\frac{1}{\theta_c}} c_t^{m\,\frac{\theta_c-1}{\theta_c}}\right]^{\frac{\theta_c}{\theta_c-1}} \tag{۱۱}$$

$$P_t c_t = P_t^d\, c_t^d + P_t^m\, c_t^m \tag{۱۲}$$

هدف خانوار بهینه‌یابی مخارج مصرفی خود، مبتنی بر رویکرد حداقل‌سازی است:

$$Min \qquad P_t c_t - P_t^d\, c_t^d - P_t^m\, c_t^m \tag{۱۳}$$

$$s.t. \qquad c_t = \left[\alpha_c^{\frac{1}{\theta_c}} c_t^{d\,\frac{\theta_c-1}{\theta_c}} + (1-\alpha_c)^{\frac{1}{\theta_c}} c_t^{m\,\frac{\theta_c-1}{\theta_c}}\right]^{\frac{\theta_c}{\theta_c-1}}$$

که مبتنی بر فرایند فوق، میزان تقاضای مصارف خود از کالاهای مصرفی تولید داخل (c_t^d) و کالاهای مصرفی وارداتی (c_t^m) را متناسب با قیمت کالاهای مصرفی تولید داخل (P_t^d) و قیمت کالاهای مصرفی وارداتی که به‌صورت ارزی برابر با شاخص قیمت کالاهای خارجی می‌باشد (P_t^f) تعیین می‌نماید[۱]. در واقع، از آنجایی که یکی از فروض اصلی پژوهش، مدل DSGE با رویکرد نئوکلاسیک می‌باشد و طبق این فرض، فرایند تعدیل قیمت بدون وقفه و سریع اتفاق می‌افتد و هیچ‌گونه چسبندگی در تعیین قیمت هیچ‌یک از بازارهای مدل وجود ندارد، لذا برای کالاهای وارداتی، قانون نرخ واحد برقرار است. طبق این قانون، قیمت کالای وارداتی، برابر با معادل ریالی هزینه نهایی واردکننده در تأمین آن کالا می‌باشد. به همین دلیل، قیمت ریالی انواع مختلف کالاهای وارداتی برابر با ضرب نرخ اسمی ارز (s_t) در شاخص قیمت خارجی آن کالا (P_t^f) می‌باشد. لذا داریم:

$$c_t^d = \alpha_c\ \left(\frac{P_t^d}{P_t}\right)^{-\theta_c} c_t = \alpha_c\ (\mathcal{P}_t^d)^{-\theta_c}\, c_t \tag{۱۴}$$

$$c_t^m = (1-\alpha_c)\ \left(\frac{s_t P_t^f}{P_t}\right)^{-\theta_c} c_t = (1-\alpha_c)\ (re_t)^{-\theta_c}\, c_t \tag{۱۵}$$

---

۱. از آنجایی که کلیه متغیرهای اسمی داخلی و خارجی، باید با شاخص کل قیمت‌های داخلی و خارجی، واقعی شوند، از P_t برای واقعی‌کردن شاخص قیمت‌های داخلی و از P_t^f برای واقعی‌کردن شاخص قیمت‌های خارجی استفاده می‌شود.

با جایگذاری معادلات (۱۴) و (۱۵) در معادله (۱۲)، شاخص قیمت کالاهای مصرفی خانوار به صورت ترکیبی از قیمت کالاهای مصرفی تولید داخل و کالاهای مصرفی وارداتی به‌دست خواهد آمد که تبیین رابطه براساس نرخ تورم، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\pi_t^{1-\theta_c} = \alpha_c\ (\mathcal{P}_t^d \pi_t)^{1-\theta_c} +\ (1-\alpha_c)\ \ (re_t\ \pi_t)^{1-\theta_c} \qquad (۱۶)$$

بنا به استدلال مطرح شده در فوق، درخصوص مصارف خانوار، مطابق مطالعهٔ توکلیان و جلالی نایینی (۱۳۹۶)، سرمایه‌گذاری خانوار نیز از حیث سرمایه‌گذاری تولیدی داخلی و سرمایه‌گذاری وارداتی تفکیک می‌گردد. بنابراین، فرض می‌شود که خانوار مطابق رابطه (۱۷)، میزان خرید خود از کالاهای سرمایه‌ای (سرمایه‌گذاری) را از ترکیب کالاهای سرمایه‌ای تولید داخل ($I_t^{1\,d}$) و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی (I_t^m) در قالب یک تابع با کشش جانشینی ثابت با کشش جانشینی $\theta_{1\,I}$ انجام می‌دهد؛ به‌نحوی که $\alpha_{1\,I}$ برابر با سهم سرمایه‌گذاری داخلی از کل سرمایه‌گذاری خانوار می‌باشد. مخارج سرمایه‌ای خانوار برابر است با:

$$I_t^1 = \left[\alpha_{1\,I}^{\frac{1}{\theta_{1\,I}}}\, I_t^{1\,d\,\frac{\theta_{1\,I}-1}{\theta_{1\,I}}} +\ (1-\alpha_{1\,I})^{\frac{1}{\theta_{1\,I}}}\, I_t^{m\,\frac{\theta_{1\,I}-1}{\theta_{1\,I}}}\right]^{\frac{\theta_{1\,I}}{\theta_{1\,I}-1}} \qquad (۱۷)$$

$$P_t^{1\,I} I_t^1 = P_t^d\ I_t^{1\,d} + s_t P_t^f\ I_t^m \qquad (۱۸)$$

هدف خانوار، بهینه‌یابی مخارج کل سرمایه‌گذاری مبتنی بر رویکرد حداقل‌سازی مخارج است. بنابراین، خانوار به‌نحوی میزان تقاضای خود از کالای سرمایه‌گذاری تولید داخل و کالای سرمایه‌گذاری وارداتی را تعیین می‌نماید که کل مخارج سرمایه‌گذاری وی حداقل شود.

$$Min \qquad P_t^{1\,I} I_t^1 - P_t^d\ I_t^{1\,d} - s_t P_t^f\ I_t^m \qquad (۱۹)$$

$$s.t. \qquad I_t^1 = \left[\alpha_{1\,I}^{\frac{1}{\theta_{1\,I}}}\, I_t^{1\,d\,\frac{\theta_{1\,I}-1}{\theta_{1\,I}}} +\ (1-\alpha_{1\,I})^{\frac{1}{\theta_{1\,I}}}\, I_t^{m\,\frac{\theta_{1\,I}-1}{\theta_{1\,I}}}\right]^{\frac{\theta_{1\,I}}{\theta_{1\,I}-1}}$$

مبتنی بر فرایند فوق، میزان تقاضای سرمایه‌گذاری خانوار از کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی، تابعی از قیمت کالاهای سرمایه‌ای (P_t^I)، قیمت کالاهای سرمایه‌ای داخلی (P_t^d) و قیمت کالاهای سرمایه‌ای وارداتی (P_t^f) است.

$$I_t^{1\,d} = \alpha_{1I}\ \ (\frac{\mathcal{P}_t^d}{\mathcal{P}_t^{I1}})^{-\theta 1\,I}\ I_t^1 \qquad (۲۰)$$

$$I_t^m =\ (1-\alpha_{1\,I})\ \left(\frac{re_t}{\mathcal{P}_t^{1\,I}}\right)^{-\theta 1\,I}\ \ I_t^1 \qquad (۲۱)$$

با جایگذاری معادلات (۲۰) و (۲۱) در معادله (۱۸)، شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌ای خانوار به صورت ترکیبی از قیمت کالاهای سرمایه‌ای تولید داخل و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی، به‌دست خواهد آمد:

$$P_t^{1\,I\;1-\theta_{1\,I}} = \alpha_{1\,I}\, P_t^{d\,1-\theta 1\,I} + (1-\alpha_{1\,I})\;(s_t P_t^f)^{1-\theta_{1\,I}} \qquad (۲۲)$$

که با لحاظ نسبت قیمت‌ها، معادله ۲۳ حاصل می‌گردد:

$$\mathcal{P}_t^{1\,I\,1-\theta_1} = \alpha_{1\,I}\, \mathcal{P}_t^{d\,1-\theta_{1I}} + (1-\alpha_{1\,I})\, re_t^{1-\theta_{1\,I}} \qquad (۲۳)$$

۲-۱-۳. بنگاه تولید کالای واسطه‌ای

یکی از کارگزاران مهم اقتصادی که مسئولیت تولید کالا و ایجاد ارزش افزوده در اقتصاد ملی را برعهده دارد، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای است. نکته مهم، این است که فرایند تولید با بهره‌گیری از نهاده‌های تولیدی در این بنگاه اتفاق می‌افتد و از آنجایی که فرایند تولید به لحاظ جغرافیایی در سرزمین اصلی، متمایز از مناطق آزاد می‌باشد، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای نیز باید در این مناطق جغرافیایی، متمایز در نظر گرفته شود.

۱-۲-۱-۳. بنگاه تولید کالای واسطه‌ای سرزمین اصلی

یکی از بنگاه‌های تولیدکننده در اقتصاد، بنگاه تولید کالای واسطه‌ای است که با الهام از پژوهش نخلی و همکاران (۲۰۲۰)، با استفاده از نیروی کار شاغل در سرزمین اصلی (l_t^1) و موجودی سرمایه (k_t^1) در سرزمین اصلی با بهره‌گیری از فناوری کاب - داگلاس به تولید کالا ($y_t^{1\,\mathrm{no}}$) مبادرت می‌کند:

$$y_t^{1\;no}(j) = A_t^1\;K_t^1(j)^{\alpha}\;\;l_t^1(i)^{1-\alpha} \qquad (۲۴)$$

و در اینجا، تکنولوژی به‌کار رفته در تولید کالای واسطه‌ای سرزمین اصلی، طبق فرایند AR1 زیر می‌باشد:

$$\widehat{A_t^1} = \rho_a \widehat{A_{t-1}^1} + \varepsilon_t^{a1} \qquad (۲۵)$$

هدف بنگاه واسطه‌ای سرزمین اصلی، رفتار بهینه یابی با رویکرد حداکثرسازی سود مطابق رابطه (۲۶) است:

$$\begin{aligned} &\mathrm{Max}\;\left[P_t^d\; y_t^{1\;no}(i) - W_t l_t^1\,(i) - R_t^k K_t^1\,(i)\right] \qquad (۲۶)\\ &s.t. \qquad y_t^{1\;no}(j) = A_t^1\;K_t^1(j)^{\alpha}\;\;l_t^1(i)^{1-\alpha} \end{aligned}$$

از سوی دیگر، بنگاه مذکور، کالای تولیدی خود را با قیمت P_t^1 می‌فروشد. شروط مرتبه اول بهینه‌سازی فوق در قالب توابع تقاضای بنگاه از نیروی کار و موجودی سرمایه، برابر است با:

$$l_t^1\,(i) = (1-\alpha)\frac{P_t^d}{P_t}\,\frac{y_t^{1\;no}\,(i)}{w_t} = (1-\alpha)\mathcal{P}_t^d\;\frac{y_t^{1\;no}\,(i)}{w_t} \qquad (۲۷)$$

$$k_t^1(i) = \alpha\;\frac{P_t^d}{P_t}\;\frac{y_t^{1\;no}\,(i)}{r_t^k} = \alpha\,\mathcal{P}_t^d\;\frac{y_t^{1\;no}\,(i)}{r_t^k} \qquad (۲۸)$$

با جایگذاری روابط (۲۷) و (۲۸) در تابع تولید فوق، شاخص قیمت واقعی فروش کالای تولیدی بنگاه واسطه‌ای سرزمین اصلی برابر است با:

$$\frac{P_t^d}{P_t} = \mathcal{P}_t^d = \frac{r_t^{\alpha}\quad w_t^{1-\alpha}}{A_t\;\;\alpha^{\alpha}\;\;(1-\alpha)^{1-\alpha}} \qquad (۲۹)$$

شرط تسویه در بنگاه واسطه‌ای سرزمین اصلی، عبارت است از:

$$y_t^{1\ no} = C_t^{\ d} + I_t^{1\ d} + I_t^{2\ d} + X_t^{\ 1} + G_t + \ I_t^G \qquad (۳۰)$$

۲-۲-۱-۳. بنگاه تولید کالای واسطه‌ای مناطق آزاد

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای در مناطق آزاد نیز به مانند بنگاه‌های هم‌نوع خود در سرزمین اصلی با استفاده از تکنولوژی (A_t^2)، نیروی کار شاغل در مناطق آزاد (l_t^2) و موجودی سرمایه بخش خصوصی (k_t^2) و زیرساخت بخش دولتی ($k_t{}^G$) با بهره‌گیری از فناوری کاب - داگلاس به‌صورت رابطه (۳۹) به تولید کالا (X_t^2) مبادرت می‌کند. از آنجایی که هدف از توسعه مناطق آزاد، رشد اقتصادی از محل توسعه صادرات می‌باشد، فرض می‌شود که کل تولیدات صورت گرفته در مناطق آزاد، به‌صورت کالای صادراتی غیرنفتی صادر می‌شود.

$$X_t^2(j) = A_t^2\ K_t^2(j)^{\alpha}\ \ l_t^2(j)^{1-\alpha}\ K_t^G \qquad (۳۱)$$

هدف بنگاه واسطه‌ای مناطق آزاد نیز رفتار بهینه با رویکرد حداکثرسازی سود، عبارت است از:

$$\text{Max} \qquad \left[s_t P_t^x\ X_t^2(j) - w_t l_t^2\ (j) - r_t^k K_t^2\ (j)\right] \qquad (۳۲)$$

$$s.t. \qquad X_t^2(j) = A_t^2\ K_t^2(j)^{\alpha}\ \ l_t^2(j)^{1-\alpha}\ K_t^G$$

از سوی دیگر، بنگاه مذکور، چون تمام کالای تولیدی خود را صادر می‌کند، بنابراین، آن‌ها را با قیمت ارزی P_t^x می‌فروشد. فرض می‌شود که قیمت P_t^x شاخص قیمت کالای صادراتی و به‌صورت دلاری می‌باشد که برای تبدیل به ریال، باید در نرخ ارز (s_t) ضرب شود. شروط مرتبه اول بهینه‌سازی فوق در قالب توابع تقاضای بنگاه از نیروی کار و موجودی سرمایه، برابر است با:

$$l_t^2\ (i) = (1-\alpha)\frac{s_t P_t^x}{P_t}\ \frac{X_t^2\ (i)}{w_t} = \ (1-\alpha) re_t \mathcal{P}_t^x\ \frac{X_t^2\ (i)}{w_t} \qquad (۳۳)$$

$$k_t^2(i) = \alpha\ \frac{s_t P_t^x}{P_t}\ \frac{X_t^2\ (i)}{r_t^k} = \ \alpha\ re_t \mathcal{P}_t^x\ \frac{X_t^2\ (i)}{r_t^k} \qquad (۳۴)$$

با جایگذاری روابط (۳۳) و (۳۴) در تابع تولید (۳۱)، شاخص قیمت فروش کالای تولیدی بنگاه واسطه‌ای برابر است با:

$$\mathcal{P}_t^x = \frac{r_t^{\alpha}\quad w_t^{1-\alpha}}{re_t\ A_t\ \ \alpha^{\alpha}\ \ (1-\alpha)^{1-\alpha}\ K_t^{2G}} \qquad (۳۵)$$

k_t^G نیز انباشت سرمایه دولت در مناطق آزاد است که عبارت است از:

$$k_t^G = k_{t-1}^G(1-\delta) + \ I_t^G \qquad (۳۶)$$

که k_t^G تابعی از I_t^G است و I_t^G به‌صورت یک AR1 تعریف می‌گردد:

$$\widehat{I_t^G} = \rho_{IG}\widehat{I_{t-1}^G} + \ \varepsilon_t^{IG} \qquad (۳۷)$$

تکنولوژی تولید در مناطق آزاد نیز به‌صورت رابطه زیر، تابعی از سرمایه‌گذاری خارجی می‌باشد و به صورت یک AR1 تعریف می‌شود:

$$\widehat{A_t^2} = \rho_a\widehat{A_{t-1}^2} + \rho_f\widehat{fdi_t} + \varepsilon_t^{a2} \qquad (۳۸)$$

از طرفی، رابطه انباشت سرمایه غیردولتی در مناطق آزاد نیز دیده می‌شود که عبارت است از:

$$K_t^2 = K_{t-1}^2(1-\delta) + I_t^2 \quad (۳۹)$$

مطابق واقعیت اقتصادی مناطق آزاد در ایران و نحوه تأمین مالی طبق قانون، سرمایه‌گذاری غیردولتی در این مناطق، ترکیبی از سرمایه‌گذاری خصوصی داخلی (انجام شده توسط خانوار ساکن در سرزمین اصلی) (I_t^{2d}) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] (fdi) است که طبق یک فرایند کشش جانشینی ثابت به‌صورت فناوری با یکدیگر ترکیب می‌شوند؛ به‌نحوی که θ_3 کشش جانشینی سرمایه-گذاری خصوصی داخلی و خارجی می‌باشد.

$$I_t^2 = \left[\alpha_3^{\frac{1}{\theta_{3I}}} fdi_t^{\frac{\theta_3-1}{\theta_3}} + (1-\alpha_3)^{\frac{1}{\theta_3}} I_t^{2d\,\frac{\theta_3-1}{\theta_3}}\right]^{\frac{\theta_3}{\theta_3-1}} \quad (۴۰)$$

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را نیز می‌توان به شکل یک فرایند AR (1) در الگو لحاظ نمود:

$$\widehat{fdi_t} = \rho_{fdi}\widehat{fdi_{t-1}} + \varepsilon_t^{fdi} \quad (۴۱)$$

۳-۱-۳. بنگاه صادرکننده کالای غیرنفتی

فرض می‌شود که بنگاه‌های صادرکننده کالای غیرنفتی، میزان کالای مورد نیاز خود برای صادرات را از بنگاه‌های داخلی (چه در سرزمین اصلی، و چه در مناطق آزاد) خریداری و آن را در بازارهای جهانی می‌فروشند. مطابق پژوهش منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)، تابع تقاضا برای صادرات ایران عبارت است از:

$$X_t = \left(\frac{P_t^x}{P_t^f}\right)^{-\theta f} c_t^f \quad (۴۲)$$

جایی که θf کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی در بازارهای جهانی است، P_t^f شاخص قیمت کالاهای جهانی، P_t^x شاخص قیمت کالاهای صادراتی ایران در بازارهای جهانی (برحسب دلار) و c_t^f سطح کل مصرف جهان است. از آنجایی که اقتصاد ایران در مقایسه با جهان خیلی کوچک است، لذا اقتصاد جهان نسبت به اقتصاد ایران بسته محسوب می‌شود؛ زیرا صادرات ایران سهم نسبتاً ناچیزی از کل سطح مصرف دنیا را تشکیل می‌دهد. بنابراین در معادله (۴۲)، به جای c_t^f می‌توان تولید ناخالص داخلی دنیا y_t^f را جایگزین کرد.

$$X_t = (\mathcal{P}_t^x)^{-\theta f}\, y_t^f \quad (۴۳)$$

و تولید ناخالص داخلی دنیا (y_t^f) نیز به فرم AR1 تعریف می‌شود:

$$\widehat{y_t^f} = \rho_{yf}\widehat{y_{t-1}^f} + \varepsilon_t^{yf} \qquad \varepsilon_t^{yf} \sim i.i.d.N\,(0,\sigma_{yf}^2) \quad (۴۴)$$

1. Foreign direct investment

۴-۱-۳. بخش نفت

یکی از بخش‌های مهم اقتصاد ایران، بخش نفت می‌باشد که در این پژوهش نیز به‌دلیل تأکید بر لحاظ ملاحظات بومی اقتصاد ایران، به آن پرداخته می‌شود. به‌دلیل اینکه قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین می‌شود درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به‌صورت برونزا بوده و فرض می‌شود که از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت نموده (منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴)، در نظر گرفته می‌شود. لذا معادله حقیقی or_t که انحراف لگاریتم درآمد ارزی صادرات نفت برحسب دلار می‌باشد، عبارت است از:

$$\widehat{or_t} = \rho_{or}\widehat{or_{t-1}} + \varepsilon_t^{or} \qquad \varepsilon_t^{or} \sim i.i.d.N\,(0, \sigma_{or}^2) \qquad (۴۵)$$

سرزمین اصلی ۵-۱-۳. دولت

یکی از کارگزاران محوری موجود در الگوی پژوهش، دولت است که به دلیل تمرکز پژوهش بر تأثیر معافیت تعرفه گمرکی، ورود آن در قالب بخشی مجزا به الگو، ضروری است. در این مدل، منابع درآمدی دولت عبارتند از: درآمد حاصل از فروش نفت (or_t)، منابع حاصل از انتشار اوراق (b_t) و اخذ حقوق ورودی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (fdi_t) با نرخ t_t^m که با این منابع درآمدی به هزینه‌های جاری G_t و عمرانی I_t^G ، پرداخت‌های انتقالی (TP_t) و پرداخت اصل و سود اوراق منتشره در دوره قبل (b_{t-1}) می‌پردازد. طبق واقعیت اقتصادی ایران، رویکرد اصلی در رابطه بین دولت و بانک مرکزی، عدم استقلال بانک مرکزی است. در شرایطی که توازن بودجه دولت طبق منابع درآمدی و مصارف فوق برقرار باشد، خلق پول به شکل افزایش بدهی‌های دولت به بانک مرکزی (d_t^G) اتفاق نخواهد افتاد و درصورت عدم توزان بودجه و وجود کسری، دولت با استفاده از سلطه مالی بر بانک مرکزی به‌سمت استقراض از بانک مرکزی مبادرت خواهد نمود (نایینی و نادریان، ۲۰۱۹؛ نخلی و همکاران، ۲۰۲۱). بنابراین، بودجه واقعی شده دولت، عبارت است از:

$$I_t^G + g_t + b_{t-1}\frac{(1+i_{t-1})}{\pi_t} + tp_t = b_t + (d_t^G - d_{t-1}^G) + re_t or_t + re_t t_t^m\,(fdi_t) \qquad (۴۶)$$

همان‌گونه که در بخش‌های قبل ذکر شد، میزان تولید بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای، تابعی از انباشت سرمایه فیزیکی دولتی است که این انباشت سرمایه از یک سو متأثر از استهلاک سرمایه با نرخ استهلاک δ^G و از سوی دیگر، تابعی از میزان خرید دولت از کالای سرمایه‌ای عمومی است که در قالب بودجه‌های عمرانی اتفاق می‌افتد. بنابراین، معادله انباشت سرمایه عمومی دولت، برابر است با:

$$k_t^G = k_{t-1}^G(1-\delta^g) + I_t^G \qquad (۴۷)$$

$$\widehat{I_t^G} = \rho_{IG}\widehat{I_{t-1}^G} + \varepsilon_t^{IG} \qquad (۴۸)$$

برای تکمیل الگوی پژوهش، ضروری است معادله مربوط به مخارج دولت نیز تبیین شوند که برای تسهیل در فرایند الگوسازی، فرض می‌شود مخارج دولت از فرایندهای برونزا در قالب روابط

خودهمبسته درجه ۱ تبعیت می‌کنند (محمدی و برات‌زاده (۱۳۹۲) و امامی و احمدی (۱۳۹۰)). بنابراین، مخارج دولت، عبارت است از:

$$\widehat{g_t} = \rho_g \widehat{g_{t-1}} + \varepsilon_t^g \qquad \varepsilon_t^g \sim i.i.d.N\left(0, \sigma_g^2\right) \qquad (۴۹)$$

برای تکمیل روابط الگوی پژوهش، لازم است معادلات زیر به‌عنوان شروط تسویه مربوط به قسمت دولت سرزمین اصلی اضافه شود.

$$\widehat{b_t} = \rho_b \widehat{b_{t-1}} + \varepsilon_t^b \qquad \varepsilon_t^b \sim i.i.d.N(0, \sigma_b^2) \qquad (۵۰)$$

$$\widehat{tp_t} = \rho_{tp} \widehat{tp_{t-1}} + \varepsilon_t^{tp} \qquad \varepsilon_t^{tp} \sim i.i.d.N\left(0, \sigma_{tp}^2\right) \qquad (۵۱)$$

از آنجایی که نرخ‌های مالیاتی، ابزارهای سیاست مالی دولت و در اختیار این نهاد هستند و همچنین نرخ‌های مذکور، تکانه‌های این پژوهش به‌حساب می‌آیند، آن‌ها به صورت روابط زیر و به شکل روابط AR (1) آمده‌اند:

$$\widehat{t_t^m} = \rho_{tm} \widehat{t_{t-1}^m} + \varepsilon_t^{tm} \qquad \varepsilon_t^{tm} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{tm}^2) \qquad (۵۲)$$

$$t_t^{\widehat{1\,prof}} = \rho_{t\,prof} t_{t-1}^{\widehat{1\,prof}} + \varepsilon_t^{t\,prof} \qquad \varepsilon_t^b \sim i.i.d.N(0, \sigma_{b1}^2) \qquad (۵۳)$$

$$t_t^{\widehat{2\,prof}} = \rho_{t\,prof} t_{t-1}^{\widehat{2\,prof}} + \varepsilon_t^{t\,prof} \qquad \varepsilon_t^b \sim i.i.d.N(0, \sigma_{b1}^2) \qquad (۵۴)$$

۶-۱-۳. بانک مرکزی

بانک مرکزی به‌عنوان مرجع پولی و یکی از نهادهای سیاست‌گذاری در اقتصاد مطرح است که با هدف حفظ ثبات قیمت‌ها، افزایش رشد اقتصادی، ثبات نرخ ارز و حفظ قدرت رقابت‌پذیری تولیدات داخلی در برابر تولیدات خارجی به سیاست‌گذاری در بازار پول و ارز می‌پردازد. ترازنامه واقعی‌شده بانک مرکزی با شاخص قیمت کالاهای داخلی، مطابق رابطه (۵۶) می‌باشد:

$$m_t = re_t\, fr_t + d_t^G \qquad (۵۵)$$

مبتنی بر این ترازنامه، منابع پایه پولی (m_t)، برابر است با میزان خالص بدهی دولت به بانک مرکزی که درنتیجه، سلطه مالی دولت بر بانک مرکزی و تأمین کسری بودجه دولت با بهره‌گیری از استقراض از بانک مرکزی افزایش پیدا می‌کند و نیز دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (fr_t) که انباشت این ذخایر ارزی مطابق مفروضات و روابط موجود در الگوی پژوهش، تابعی از میزان صادرات نفت، صادرات غیرنفتی، میزان واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای است. تغییر در مقدار واقعی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (واقعی شده با شاخص قیمت کالاهای خارجی)، عبارت است از:

$$fr_t == \frac{fr_{t-1}}{\pi_t^f} + or_t + \mathcal{P}_t^x \mathrm{X}_t + \mathrm{fdi}_t - \left(c_t^m + I_t^m\right) \qquad (۵۶)$$

ابزارهای مختلفی در دسترس بانک مرکزی است که با توجه به شرایط اقتصادی و رویکرد اصلی خود، از آن‌ها برای مدیریت بازار پول و ارز استفاده می‌کند. رشد حجم پول اسمی در دوره مشخص

از نسبت حجم پول اسمی در آن دوره به حجم پول اسمی در دوره قبل، محاسبه می‌شود که فرم حقیقی آن براساس شاخص تورم به شکل رابطه ۵۷ می‌باشد.

$$\dot{m}_t = \frac{m_t}{m_{t-1}}\pi_t \qquad (۵۷)$$

از آنجایی که اقتضای الگوی پژوهش، ورود به فرایندهای پویایی حجم پول و تبیین این پویایی‌ها نیست، بنابراین، نرخ رشد حجم پول به‌عنوان ابزار سیاستی، در این الگو مورد توجه قرار می‌گیرد. پس در فرایند تبیین رشد حجم پول به‌عنوان ابزار سیاستی، بانک مرکزی جهت سیاست‌گذاری پولی، شکاف تورم (اختلاف نرخ ناخالص تورم داخلی از نرخ تورم هدف (π_t^*)) و شکاف تولید (اختلاف تولید از وضعیت پایدار بلندمدت آن) را مورد توجه قرار می‌دهد. تابع سیاست‌گذاری پولی به‌صورت خطی شده، برابر است با:

$$\widehat{\dot{m}}_t = \rho_{\dot{m}}\,\widehat{\dot{m}}_{t-1} + \rho_\pi\,(\widehat{\pi_t} - \widehat{\pi_t^*}) + \rho_y\,\widehat{y_t} + \varepsilon_t^{\dot{m}} \qquad \varepsilon_t^{\dot{m}} \sim i.i.d.N\,(0, \sigma_{\dot{m}}^2) \qquad (۵۸)$$

با توجه به نظام شناور مدیریت شده برای نرخ ارز در ایران، بانک مرکزی به‌عنوان حافظ ارزش پول ملی، به‌منظور حفظ قدرت رقابت‌پذیری تولیدات داخلی و نگهداری درصد مناسبی از ذخایر خارجی با استفاده از رشد نرخ ارز اسمی ($\gamma_t = \frac{s_t}{s_{t-1}}$) به سیاست‌گذاری ارزی اقدام می‌نماید. در این راستا، بانک مرکزی از یک‌سو به فاصله نرخ تورم داخل و نرخ تورم خارجی واکنش نشان می‌دهد و متناسب با فاصله مذکور، اجازه افزایش نرخ ارز در بازار ارز می‌دهد و از سوی دیگر، یک حد احتیاطی برای ذخایر خارجی خود در نظر می‌گیرد و این حد احتیاطی را به‌صورت سهم ذخایر خارجی در پایه پولی برای کنترل بازار ارز مدنظر قرار می‌دهد. بنابراین، در شرایطی که سهم ذخایر خارجی بانک مرکزی از پایه پولی به‌دلیل اعمال تحریم‌های نفتی به کمتر از حد احتیاطی درنظر گرفته شده توسط بانک مرکزی می‌رسد، بانک مرکزی اجازه افزایش نرخ ارز را خواهد داد. پس تابع سیاست‌گذاری ارزی بانک مرکزی، به‌صورت خطی شده، به‌صورت رابطه (۶۸) تبیین می‌شود.

$$\widehat{\gamma_t} = \rho_s\,\widehat{\gamma_{t-1}} + \rho_{ss}\big(\widehat{re_t} + \widehat{fr_t} - \widehat{m_t}\big) + \rho_{sss}\big(\widehat{\pi_t} - \hat{\pi}_t^f\big) + \varepsilon_t^s \qquad \varepsilon_t^s \sim i.i.d.N\,(0, \sigma_s^2) \qquad (۵۹)$$

برای تکمیل و اصطلاحاً بسته شدن الگوی پژوهش، لازم است معادلات مربوط به نرخ تورم هدف و نرخ تورم بازارهای جهانی نیز تبیین شوند که برای تسهیل در فرایند الگوسازی، فرض می‌شود نرخ تورم هدف و نرخ تورم بازارهای جهانی نیز از فرایندهای AR (1) تبعیت می‌کنند:

$$\widehat{\pi_t^*} = \rho_{\pi^*}\widehat{\pi_{t-1}^*} + \varepsilon_t^{\pi^*} \qquad \varepsilon_t^{p*} \sim i.i.d.N\,(0, \sigma_{p*}^2) \qquad (۶۰)$$

$$\widehat{\pi_t^f} = \rho_{\pi f}\widehat{\pi_{t-1}^f} + \varepsilon_t^{\pi^f} \qquad \varepsilon_t^{pf} \sim i.i.d.N\,(0, \sigma_{pf}^2) \qquad (۶۱)$$

ضمناً لازم است تا همه متغیرهای قیمتی در الگوی پژوهش حاضر، به‌صورت یکدست ارائه شوند و همچنین با توجه به لزوم واقعی کردن تمام روابط الگو با شاخص قیمت کل کالاهای داخلی و

خارجی، کلیه نسبت‌های شاخص‌های قیمتی اسمی (به‌صورت $\frac{P_t^i}{P_t}$) که در فرایند واقعی کردن قیمت-های اسمی بروز پیدا می‌کنند، با متغیرهای $\mathcal{P}_t^i$ جایگزین شده و رابطه زیر برای تکمیل آورده شده و جایگزین شاخص‌های اسمی ریالی و ارزی خواهد شد:

$$re_t = \frac{\pi_t^f}{\pi_t} re_{t-1} \tag{۶۲}$$

۲- ۳. جمع‌بندی و ارائه شروط تسویه و سایر روابط تکمیلی

برای تکمیل و بسته‌شدن الگو، باید برخی از معادلات را در قالب شروط تسویه به الگو اضافه نمود. یکی از مهم‌ترین معادلات تسویه، بازار کالا در کل اقتصاد است که تولید واقعی ناخالص داخلی برابر با میزان مصرف (مصرف خانوار و دولت)، میزان سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری خانوار و دولت) و خالص صادرات (صادرات کل منهای واردات کل) می‌باشد.

$$y_t = c_t + \mathcal{P}_t^I I_t^1 + \mathcal{P}_t^{2\,d} I_t^{2\,d} + g_t + I_t^G + re_t \mathcal{P}_t^x X_t + re_t or_t - re_t(c_t^m + I_t^m) \tag{۶۳}$$

درخصوص کالاهای تولیدی داخلی توسط بنگاه‌های واسطه‌ای نیز شرط تسویه باید برقرار باشد، به این معنا که میزان تولیدات عرضه شده به داخل، باید برابر با میزان مصارف آن‌ها از سوی بخش‌های خانوار، دولت و تولید کالای واسطه‌ای باشد:

$$y_t^{1\,no} = C_t^d + I_t^{1\,d} + X_1 + I_t^{2\,d} + I_t^G \tag{۶۴}$$

شرط تسویه در بنگاه صادرکننده کالای غیرنفتی عبارت است از:

$$X_t = X_t^1 + X_t^2 \tag{۶۵}$$

شرط تسویه نیروی کار نیز عبارت است از:

$$l_t = l_t^1 + l_t^2 \tag{۶۶}$$

۴. الگوی تجربی

در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، اغلب پویا بودن آن مورد توجه محققان است و همچنین به‌منظور بررسی داده‌ها در دنیای واقعی با این مدل‌ها و ارزیابی کاربردهای سیاستی مدل‌های DSGE تحت یک سری فروض قابل قبول و منطقی، کالیبراسیون[1] در مورد مقادیر پارامترها انجام می‌شود.

حل و خطی‌سازی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، تنها نخستین مرحله از تحلیل تجربی در این مدل‌ها می‌باشد. مرحله بعدی، شامل مقداردهی و شبیه‌سازی این مدل‌ها با ابزارهای اقتصادسنجی مناسب است. در ادبیات مربوط به موضوع، به منظور مقداردهی و شبیه‌سازی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، از رویکرد کالیبراسیون استفاده می‌شود. در نخستین ادبیات کالیبراسیون

1. Calibration

بیان شده که کالیبراسیون به‌جای استنباط آماری با اندازه‌گیری پارامترها مرتبط است و یک استراتژی به‌منظور یافتن مقادیر عددی پارامترهای مدل‌های اقتصادی است (امیری و ملابهرامی، ۱۳۹۷).

معمولاً پارامترهای انتخاب شده در کالیبراسیون با توجه به مدل انتخاب شده و داده‌های نمونه، متفاوت است. کولی[1] (۱۹۹۵)، می‌گوید که بسیاری از پارامترها با مسیر رشد متوازن مدل و ویژگی‌های بلندمدت نمونه حاصل می‌شوند. بعضی از مطالعات برای مقداردهی و کالیبراسیون به مقالات اولیه و گذشته ارجاع می‌دهند، همچنین برخی از تحقیقات، شواهد اقتصادسنجی خرد را برای کالیبراسیون استفاده می‌نمایند. کوین هوور (۱۹۹۵)، بیان می‌کند که یک مدل را کالیبره می‌دانند، هرگاه پارامترهای آن از یک رفتار تجربی اتفاقی یا یک مطالعه اقتصادسنجی به‌منظور حفظ برخی ویژگی‌های خاص داده‌ها انتخاب شوند (رومر[2]، ۲۰۰۶).

بنابراین، کالیبراسیون یک مدل اقتصادی، مبین تعیین پارامترهای مدل برای تولید مجدد داده-های واقعی اقتصاد و در نهایت، حل مدل است. زمانی که مدل کالیبره می‌گردد، می‌تواند ارزیابی اثرات تغییرات غیرقابل مشاهده در پارامترها و سیاست‌ها به‌کارگرفته شود و از کالیبراسیون به‌عنوان ابزاری برای تحلیل مدل‌های DSGE بهره برده می‌شود (امیری و ملابهرامی، ۱۳۹۷).

قبل از شبیه‌سازی اعمال شوک‌ها و دستیابی به توابع واکنش آنی (IRF) آن‌ها، لازم است پارامترهای الگو برآورد شوند که در این تحقیق، از روش کالیبراسیون استفاده شده است. مطابق روش کالیبراسیون، پارامترهای تحقیق مبتنی بر ۴ روش و منبع اطلاعاتی برآورد می‌شوند:

برخی از پارامترها، از روش تخمین برآورد می‌شوند؛ برخی از پارامترها، مبتنی بر اطلاعات مطالعات سابق مقداردهی می‌شوند؛ برخی از پارامترها، از اسناد قانونی استخراج می‌شوند و برخی از پارامترها، از روند بلندمدت متغیرهای اقتصادی استخراج می‌شوند (یوریب و اشمیت گرو[3]).

در این تحقیق براساس جدول ۲، پارامترهایی که در اندک توابع سیاستی و همچنین روابط خودرگرسیونی پدید آمده‌اند، با بهره‌گیری از تخمین و مطالعات سابق و سایر پارامترها از روند بلندمدت متغیرهای اقتصادی مقداردهی شده‌اند. مطابق این روش، در مرحله اول، سری زمانی کلیه متغیرهای اقتصادی، از پایگاه‌های آماری استخراج شده‌اند. در این مرحله، متغیرهای غیرقیمتی واقعی براساس قیمت‌های ثابت، مورد استفاده قرار گرفته و متغیرهای قیمتی به‌صورت اسمی درنظر گرفته شده‌اند.

در مرحله دوم، برای کوچک شدن اعداد و تسهیل در محاسبات، متغیرهای اقتصادی مبتنی بر متغیرهای معیار، تعدیل[4] می‌شوند. در این مرحله، نسبت متغیرهای غیرقیمتی به تولید ناخالص داخلی

1. Cooley
2. Romer (2006)
3. Urib & Sechmitt-Grobe (2017)
4. Normaliz

به قیمت‌های ثابت به‌عنوان متغیر معیار در نظر گرفته شده و میانگین هندسی سری زمانی نسبت هریک از متغیرها به تولیدناخالص داخلی واقعی، محاسبه گردیده، که در جدول ۱ ارائه شده است. همچنین نسبت متغیرهای قیمتی به‌صورت شاخص قیمت‌های اسمی به شاخص قیمت کالاهای مصرفی (CPI) - به‌عنوان متغیر معیار - در نظر گرفته شده و میانگین هندسی این نسبت نیز محاسبه گردیده که این مقادیر در جدول ۱ ارائه شده است. در مرحله سوم، پارامترهای الگو مبتنی بر مقادیر بلندمدت محاسبه شده از میانگین هندسی سری‌های زمانی نسبت متغیرهای اقتصادی به متغیرهای معیار محاسبه شده‌اند.

طبق محاسبات انجام شده، متغیرهای کلان غیرقیمتی به تولید ناخالص داخلی و نیز نسبت شاخص قیمت‌های اسمی به شاخص قیمت کالاهای مصرفی داخلی و شاخص قیمت کالاهای خارجی در بلندمدت، مطابق جدول ۱ می‌باشد.

جدول ۱: نسبت بلندمدت متغیرهای کلان اقتصادی

Tabel 1: Long-run ratio of macroeconomic variables

توضیح	نماد	مقدار	روش برآورد
تولید ناخالص داخلی	Y	۱	فرض محقق
تولید کالای غیرنفتی	y-no	۱,۲	محاسبات محقق
مصرف خانوار	C	۰,۵۷	محاسبات محقق
مصرف خانوار از تولیدات داخلی	c-d	۰,۳۵	محاسبات محقق
مصرف خانوار از کالاهای مصرفی وارداتی	c-m	۰,۲۷	محاسبات محقق
مخارج مصرفی دولت	G	۰,۲۱	محاسبات محقق
بدهی‌دولت به بانک مرکزی	d-g	۰,۵۶	محاسبات محقق
مخارج سرمایه‌گذاری (عمرانی) دولت در مناطق آزاد	I-g	۰,۱	محاسبات محقق
سرمایه‌گذاری خانوار	I1	۰,۲۲	محاسبات محقق
سرمایه‌گذاری خانوار از تولیدات داخلی	I1-d	۰,۱۶	محاسبات محقق
سرمایه‌گذاری خانوار از کالاهای سرمایه‌ای وارداتی	I-m	۰,۰۶	محاسبات محقق
سرمایه‌گذاری غیردولتی در مناطق آزاد	I2	۰,۰۱۲	محاسبات محقق
سرمایه‌گذاری خصوصی در مناطق آزاد	I2-d	۰,۰۰۸	محاسبات محقق
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	Fdi	۰,۰۴	محاسبات محقق
انباشت سرمایه در سرزمین اصلی	k-1	۴,۷۵	محاسبات محقق
انباشت سرمایه بخش خصوصی در مناطق آزاد	k-2	۰,۲۵	محاسبات محقق
انباشت سرمایه عمرانی دولت در مناطق آزاد	k-g	۱,۵	محاسبات محقق
دستمزد	W	۰,۲۹۸	محاسبات محقق
نرخ بهره	I	۰,۲	محاسبات محقق
نرخ اجاره سرمایه	r-k	۰,۰۵۳	محاسبات محقق

توضیح	نماد	مقدار	روش برآورد
نرخ ارز حقیقی	Re	۱	محاسبات محقق
ذخایر خارجی بانک مرکزی	Fr	۰,۸۴	محاسبات محقق
پایه پولی	M	۰,۱۲	محاسبات محقق
نیروی کار	L	۱	محاسبات محقق
نیروی کار در سرزمین اصلی	l-1	۱,۱۷	محاسبات محقق
نیروی کار در مناطق آزد	l-2	۰,۰۶۲	محاسبات محقق
صادرات غیرنفتی	X	۰,۱۰۷	محاسبات محقق
صادرات غیرنفتی سرزمین اصلی	x-1	۰,۰۹	محاسبات محقق
صادرات غیرنفتی مناطق آزاد	x-2	۰,۰۱۱	محاسبات محقق
درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت	Or	۰,۱۹	محاسبات محقق
اوراق دولتی	B	۰,۰۲۶	محاسبات محقق
پرداخت‌های انتقالی	Tp	۰,۰۵	محاسبات محقق
سود بنگاه سرزمین اصلی	prof1	۰,۹	محاسبات محقق
سود بنگاه مناطق آزاد	prof2	۰,۸۵	محاسبات محقق
تعرفه واردات (مناطق آزاد)	t-m	۰,۰۸	محاسبات محقق
نسبت شاخص قیمت سرمایه‌گذاری داخلی خانوار به شاخص قیمت مصرف	$\mathcal{P}$-I1d	۱,۱	محاسبات محقق
شاخص قیمت کالای سرمایه‌ای داخلی	$\mathcal{P}$-d	۰,۹۹	محاسبات محقق
شاخص قیمت کالای صادراتی	$\mathcal{P}$-x	۱,۲۵	محاسبات محقق

مطابق روش‌های چهارگانه فوق، پارامترهای الگو، مطابق جدول ۲ برآورد می‌شوند.

جدول ۲: پارامترهای برآورد شده الگو

Tabel 2: Estimated model parameters

عنوان پارامتر	نماد پارامتر	مقدار پارامتر	روش برآورد
نرخ ترجیح زمانی خانوار	β	۰,۹۶	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
کشش خدمات سرمایه در تولید بنگاه واسطه‌ای	α	۰,۶	محاسبات محقق
نرخ استهلاک کشش سرمایه خانوار	δ	۰,۰۱۰	محاسبات محقق
کشش نهاده واسطه‌ای در تولید بنگاه واسطه‌ای	ω	۰,۳	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
عکس کشش جانشینی	σ_c	۱,۲	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
عکس کشش مانده‌های واقعی پول خانوار	σ_m	۱,۲۵	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
عکس کشش نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی	σ_l	۲,۹	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
کشش جانشینی بین کالای مصرفی داخلی و وارداتی سبد خانوار	θ_c	۲,۴۶	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
کشش جانشینی بین کالای سرمایه‌ای داخلی و وارداتی خانوار	θ_I	۱,۵۸	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)

عنوان پارامتر	نماد پارامتر	مقدار پارامتر	روش برآورد
سهم مصرف کالای داخلی در سبد مصرفی خانوار	α_c	۰۹	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
سهم سرمایه‌گذاری داخلی در سبد سرمایه‌گذاری خانوار	α_I	۰٫۸۴	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
ضریب فرایند خودرگرسیون فناوری بنگاه واسطه‌ای در سرزمین اصلی	ρ_{a1}	۰٫۶۵	محاسبات محقق
ضریب فرایند خودرگرسیون فناوری بنگاه واسطه‌ای مناطق آزاد	ρ_{a2}	۰٫۴۸	محاسبات محقق
ضریب فرایند خودرگرسیون سرمایه عمرانی دولت در مناطق آزاد	ρ_{IG}	۰٫۵	محاسبات محقق
ضریب فرایند خودرگرسیون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	ρ_{fdi}	۰٫۳۴	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
کشش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبت به نرخ تعرفه وارداتی	ρ_{mm}	۰٫۷۲	محاسبات محقق
ضریب فرایند خودرگرسیون تولید ناخالص داخلی جهان	ρ_{yf}	۰٫۴۱	محاسبات محقق
ضریب فرایند خودرگرسیون درآمد ارزی نفتی	ρ_{or}	۰٫۳۳	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
ضریب فرایند خودرگرسیون مخارج مصرفی دولت	ρ_g	۰۱۸۸	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
ضریب فرایند خودر رگرسیون اوراق خریداری شده دولت سرزمین اصلی توسط خانوار	ρ_b	۰٫۳۹	محاسبات محقق
ضریب فرایند خودرگرسیون پرداخت‌های انتقالی دولت سرزمین اصلی به خانوار	ρ_{tp}	۰٫۴۳	محاسبات محقق
ضریب فرایند خودرگرسیون مالیات بر واردات در مناطق آزاد	ρ_{tm}	۰٫۵۶	محاسبات محقق
ضریب فرایند خودرگرسیون در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	$\rho_{\dot{m}}$	۰٫۴	توکلیان و قیایی (۲۰۱۹)
ضریب اهمیت شکاف تورم و تورم هدف در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	ρ_π	-۱٫۵۴	تقی‌پور و منظور (۱۳۹۳)
ضریب اهمیت شکاف تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	ρ_y	-۱٫۷	تقی‌پور و منظور (۱۳۹۳)
ضریب فرایند خودرگرسیون در تابع عکس‌العمل سیاست ارزی	ρ_s	۰٫۷	توکلیان و قیایی (۲۰۱۹)
ضریب اهمیت نسبت ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایه پولی در تابع واکنش سیاست ارزی	ρ_{ss}	-۱٫۵۵	توکلیان و جلالی (۱۳۹۶)
ضریب اهمیت شکاف تورم داخلی و خارجی در تابع واکنش سیاست ارزی	ρ_{sss}	-۱٫۹	توکلیان و جلالی (۱۳۹۶)
ضریب فرایند خودرگرسیون نرخ تورم و هدف بانک مرکزی	ρ_{π^*}	۰٫۶	پرمه و همکاران (۱۳۹۵)
ضریب فرایند خودرگرسیون نرخ تورم کالای جهانی	$\rho_{\pi f}$	۰٫۰۵	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)

۴-۱. ارزیابی برازش عملکرد الگو

برای ارزیابی برازش و دقت شبیه‌سازی الگو، از مقایسه گشتاورهای مرتبه دوم در قالب واریانس و همبستگی متغیرها با متغیر معیار (در اینجا تولید ناخالص داخلی) بین داده‌های دنیای واقعی و مقادیر شبیه‌سازی متغیرها استفاده می‌شود (نخلی و همکاران، ۲۰۲۰؛ خسروی و مهرابی بشرآبادی[1]، ۲۰۲۰؛ رحمانی و فلاحی[2]، ۲۰۱۹). از آنجایی که بنای الگوهای DSGE بر تغییرات جزء تصادفی متغیرها در یک چهارچوب تعادل عمومی بوده و الگوی پژوهش نیز به‌صورت خطی[3] کدنویسی شده و معادلات

1. Khosravi & Mehrabi Boshrabadi (2020)
2. Rahmani & Fallahi (2019)
3. Lineir

به صورت لگاریتم خطی‌شده[1] و تمام متغیرها به صورت تفاضل لگاریتمی از مقدار بلندمدت‌شان[2] درنظر گرفته‌شده‌اند، لازم است برای استخراج گشتاورهای داده‌های واقعی متغیرها، ابتدا سری زمانی تمام متغیرهای منتخب را به‌صورت لگاریتمی درنظر گرفته و سپس با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات[3]، مقدار لگاریتم بلندمدت متغیر به‌عنوان جزء روند[4] از مقدار نوسانات[5] جدا گردد. بعد از آن، مقدار نوسانات متغیرها، مبنای محاسبه گشتاورهای متغیرها (واریانس و یا همبستگی) قرار گیرد. با توجه به مقادیر گشتاورهای حاصل از شبیه‌سازی الگو و همچنین مقادیر محاسبه شدهٔ گشتاورهای داده‌های واقعی در جدول ۳ ، الگو تا حد قابل قبولی برای شبیه‌سازی مناسب می‌باشد.

جدول۳: مقایسه گشتاورهای واقعی و شبیه‌سازی متغیرهای منتخب

Tabel 3: Comparison of real torques and simulation of selected variables

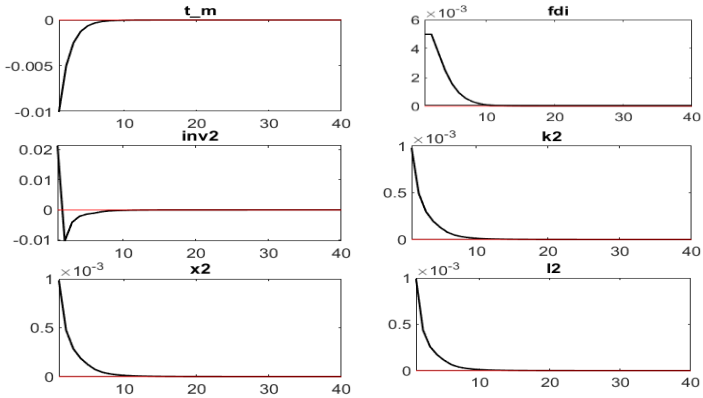
متغیر	نماد متغیر	واریانس		همبستگی با تولید ناخالص داخلی	
		داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی
تولید ناخالص داخلی	Y	۰,۰۰۴۳	۰,۰۰۱۲	۱	۱
مصرف خانوار	C	۰,۰۰۳۵	۰,۰۰۲۱	۰,۸۹۷	۰,۸۸۸
سرمایه‌گذاری خانوار	I^1	۰,۰۱۲۹	۰,۰۱۲۱	۰,۶۴۷	۰,۴۵۰
مخارج جاری دولت	g_t	۰,۰۰۳۶	۰,۰۰۵۰	۰,۲۲۲	۰,۴۴۶
رشد شاخص قیمت	π	۰,۰۰۵۷	۰,۰۰۴۴	۰,۵۸۴	۰,۵۳۱

منبع: محاسبات محقق

۲-۴. اثر تکانه کاهش تعرفه (افزایش معافیت) واردات در مناطق آزاد

در الگوی این پژوهش، یکی از اشکالی که مشوق‌های قانونی در مناطق آزاد خود را نمایان می‌کند، کاهش تعرفه وارداتی است. قاعدتاً کاهش تعرفه مالیاتی در بخش مناطق آزاد، به‌عنوان یک مؤلفه تأثیرگذار بر عملکرد آن‌ها است. در ابتدا ورود کاهش تعرفه مالیاتی در بخش مناطق آزاد به الگو، مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

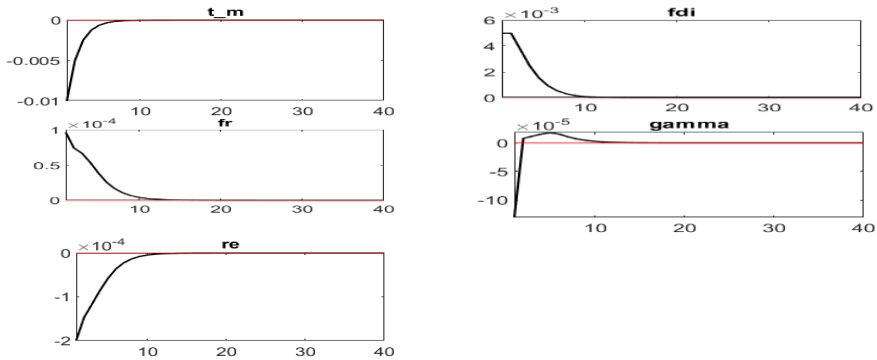
1. Log- Linearized
2. $\widehat{x_t} = \log x_t - \log \bar{x}$
3. Hodrick- Prescott Filter
4. Trend
5. Cycle



شکل ۲: اثر تکانه کاهش تعرفه وارداتی بر سرمایه‌گذاری و تولید (صادرات) در مناطق آزاد

Figure 2: The impact of the import tariff reduction impulse on investment and production (exports) in FZ

در شبیه‌سازی ورود کاهش تعرفه مالیاتی به بخش مناطق آزاد در الگو مطابق شکل ۲، سرمایه-گذاری مستقیم خارجی، به‌عنوان اصلی‌ترین و مؤثرترین مؤلفه در مناطق آزاد را مورد هدف قرار می‌دهد. قاعدتاً کاهش تعرفه مالیاتی، می‌باید عکس‌العمل مثبت نشان دهد و افزایش یابد. به‌تبع آن، با افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی طبق الگوی مدل، که از اهداف اصلی تشکیل مناطق آزاد در ایران است، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مناطق آزاد نیز از فرصت استفاده کرده و افزایش پیدا می‌کند. از سوی دیگر، انباشت سرمایه بخش خصوصی در مناطق آزاد که دنباله‌رو سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در آنجا می‌باشد، با افزایش مواجه می‌شود. حاصل روند ذکر شده طبق تئوری، باعث افزایش صادرات در این مناطق می‌شود که این افزایش صادرات، همراه با افزایش نیروی کار شاغل در مناطق آزاد می‌باشد. بنابراین، اعمال معافیت جهت تعرفه وارداتی درنهایت، می‌تواند باعث توسعه مناطق آزاد شده و زمینه‌ای برای تحقق اهداف تشکیل آن‌ها محسوب گردد.



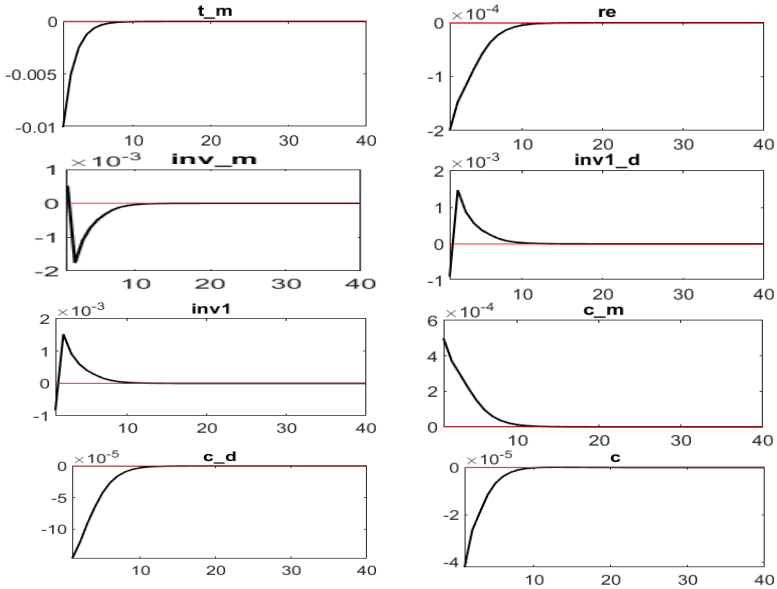
شکل۳: اثر تکانه کاهش تعرفه وارداتی در مناطق آزاد بر سیاست ارزی و نرخ ارز

Figure 3: The Impact of Import Tariff Reduction in FZ on Foreign Exchange Policy and Exchange Rate

به‌دلیل رابطه نزدیک درآمدهای ارزی و بانک مرکزی، همچنین نقش مهم نرخ ارز در اقتصاد ایران و نقش بانک مرکزی به‌عنوان سیاست‌گذار ارزی، بلافاصله در شکل ۳ به اثر تکانه کاهش تعرفه وارداتی بر سیاست‌های بانک مرکزی پرداخته شده است. مطابق الگوی مدل که مبتنی بر واقعیت اقتصادی ایران و مناطق آزاد این کشور طراحی گردیده، کاهش تعرفه وارداتی، باعث افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌گردد که به‌تبع آن، منابع ارزی دولتی ناشی از این تغییر، افزایش می‌یابد، و ذخایر خارجی بانک مرکزی را در ترازنامه این بانک تقویت نموده، از یک سو، نقش بانک مرکزی در پایه پولی تقویت می‌شود و از سوی دیگر، با توجه به تقویت منابع ارزی بانک مرکزی، سهم ذخایر خارجی بانک مرکزی در پایه پولی تغییر پیدا می‌کند و سیاست‌های احتیاطی بانک مرکزی در کنترل بازار ارز که از رژیم شناور مدیریت شده در ایران برخوردار است را متأثر می‌نماید.

سیاست‌های احتیاطی بانک مرکزی در کنترل بازار ارز شناور مدیریت شده، عبارت است از اینکه در صورت افزایش سهم ذخایر خارجی بانک مرکزی در پایه پولی (در برابر سهم بدهی دولت به بانک مرکزی در پایه پولی)، سیاست بانک مرکزی به افزایش عرضه ارزی در بازار ارز داخلی جهت کنترل و یا کاهش نرخ ارز متوجه می‌گردد و درصورت کاهش سهم ذخایر خارجی بانک مرکزی در پایه پولی، احتیاط بانک مرکزی در عرضه ارز به‌بازار داخلی بیشتر شده و به‌سمت ذخیره ارز و کاهش عرضه ارزی میل می‌کند. سیاست اول بانک مرکزی در بازار ارز، منجر به کاهش نرخ ارز اسمی شده و سیاست دوم این بانک، نرخ اسمی ارزی را افزایش خواهد داد.

در الگوی این مدل مطابق با شکل ۳ با اعمال تکانه کاهش تعرفه (افزایش معافیت) واردات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش پیدا کرده و ذخایر خارجی بانک مرکزی نیز بهبود خواهد یافت. با توجه به افزایش سهم ذخایر خارجی بانک مرکزی در پایه پولی، بانک مرکزی بر اتخاذ سیاست‌های احتیاطی در کنترل بازار ارز به‌صورت شناور مدیریت شده روی می‌آورد و درنهایت، نرخ رشد ارز اسمی و نرخ ارز حقیقی کاهش می‌یابد.

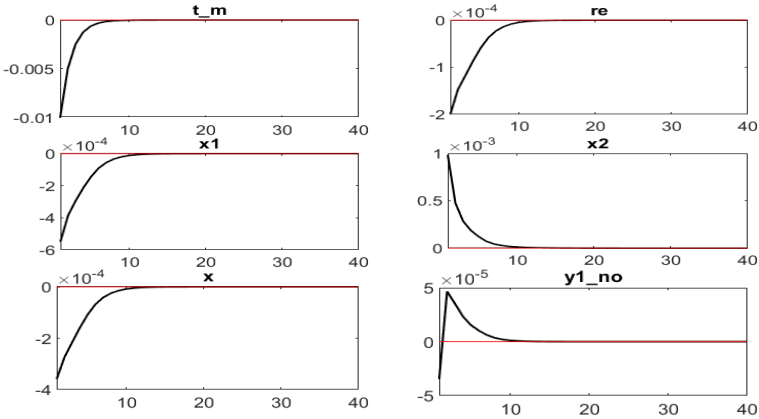


شکل۴: اثر تکانه کاهش تعرفه وارداتی در مناطق آزاد بر خانوار

Figure 4: The impact of the import tariff reduction shock in FZ on households

خانوار نماینده در این بخش، از یک طرف، به تقاضای کالای مصرفی و از طرف دیگر، به تقاضای کالای سرمایه‌ای (سرمایه‌گذاری) جهت انباشت و اجاره به‌بخش تولید در ازای دریافت نرخ اجاره مبادرت می‌نماید. خانوار نماینده بخش، میزان مصرف خود از کالاهای مصرفی و کالاهای سرمایه‌ای را از بازارهای داخلی تأمین و بخش دیگر را از واردکنندگان تهیه می‌کند. میزان تقاضای خانوار ازکالای مصرفی و سرمایه‌ای، از قاعده اویلر پیروی کرده و تابع تفاوت نرخ بازدهی اوراق دولتی و نیز تورم انتظاری دوره آتی خواهد بود.

مطابق تابع واکنش آتی در شکل ۴ و با توجه به آنکه با اعمال تکانه افزایش معافیت‌های وارداتی، نرخ ارز کاهش پیدا می‌کند و به تبع آن انتظار می‌رود تا سرمایه‌گذاری خانوار در کالاهای سرمایه‌ای وارداتی افزایش، و سرمایه‌گذاری خانوار در کالاهای سرمایه‌ای داخلی کاهش یابد که این امر، محقق می‌گردد، اما از آنجا که سهم سرمایه‌گذاری خانوار در کالاهای سرمایه‌ای داخلی بیشتر است، درنهایت، موجب کاهش سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود. از سوی دیگر، با کاهش نرخ ارز، مصرف کالاهای وارداتی، افزایش و مصرف کالاهای داخلی، کاهش پیدا می‌کند. در اینجا نیز وزن کاهش مصرف کالاهای داخلی بر افزایش مصرف کالاهای وارداتی غلبه می‌یابد و در مجموع مصرف با کاهش مواجه است.

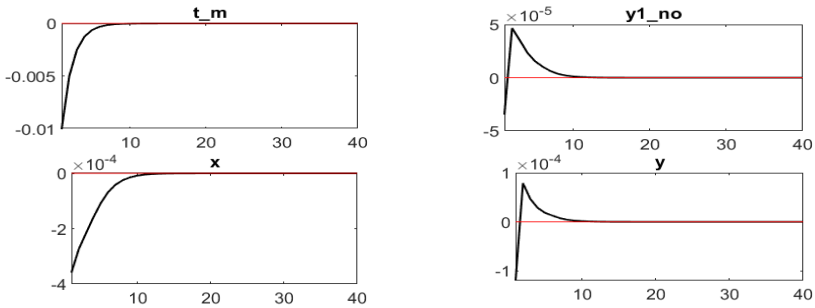


شکل۵: اثر تکانه کاهش تعرفه وارداتی در مناطق آزاد بر صادرات غیرنفتی سرزمین اصلی، صادرات کل و تولید داخل

Figure 5: The Impact of Import Tariff Reduction Impulse in FZ on Mainland Non-Oil Exports, Total Exports, and Domestic Production

مطابق شکل ۵ که نمودارهای توابع واکنش آنی متغیرهای صادراتی در اثر تکانه کاهش تعرفه وارداتی در مناطق آزاد را نشان می‌دهد، با توجه به توضیحات شکل ۲، نرخ ارز کاهش پیدا می‌کند که باعث کاهش صادرات سرزمین اصلی می‌گردد و از طرفی نیز با افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مناطق آزاد، موجبات افزایش صادرات در آن مناطق را فراهم می‌نماید، اما از آنجا که سهم صادرات سرزمین اصلی، بیش از سهم صادرات مناطق آزاد است، در مجموع، باعث کاهش صادرات کل کشور می‌شود.

همان‌گونه که در توضیحات شکل ۴ گفته شد، تکانه مورد بحث باعث کاهش مصرف کالای داخلی و سرمایه‌گذاری درخصوص کالاهای سرمایه‌ای داخل می‌شود، بنابراین برآیند کاهش صادرات و کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری داخلی، باعث کاهش تولید غیرنفتی داخلی می‌گردد. در توضیح کاهش صادرات کل، لازم است ذکر گردد که سرمایه‌گذاری خارجی نباید صرفاً به صورت دلار وارد اقتصاد ایران گردد، بلکه می‌باید به شکل ماشین‌آلات خط تولید مورد استقبال واقع شود.



شکل۶: اثر تکانه کاهش تعرفه وارداتی در مناطق آزاد بر تولید ناخالص داخلی

Figure 6: The impact of the import tariff reduction impulse in FZ on GDP

میزان تولید ناخالص داخلی در الگوی این پژوهش، تابعی از میزان مصارف خانوار و دولت، میزان مخارج سرمایه‌ای دولت و خانوار، حاصل صادرات مواد نفتی و غیرنفتی بوده که برآیند تغییرات متغیرهای مذکور، منجر به تغییر در تولید ناخالص داخلی واقعی خواهد شد. درخصوص مصرف نیز در توضیحات شکل ۴، همچنین درخصوص کاهش تولید کالای صادراتی غیرنفتی و صادرات کل نیز در توضیحات شکل ۵ نکات زیادی ارائه شد. همان‌طور که شکل۶ بیان می‌کند، برآیند متغیرهای تأثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی منفی بوده و درنهایت، تکانه کاهش تعرفه وارداتی در مناطق آزاد، اثرکاهشی بر تولید ناخالص داخلی خواهد داشت.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه و کمتر توسعه‌یافته، با هدف جذب سرمایه‌های خارجی، افزایش تولید و صادرات، اقدام به تأسیس مناطق آزاد در محدوده سرزمین اصلی خود می‌کنند که ساختار آن مناطق، حمایت‌های بخش دولتی و خصوصی و نحوه اعمال مشوق‌های قانونی و مالی در موفقیت آن‌ها برای دستیابی به اهداف اولیه خود بسیار مؤثر است. مناطق آزاد در ایران به‌طور رسمی از سال ۱۳۷۲ فعالیت خود را با تصویب قانون نحوه اداره مناطق آزاد تجاری-صنعتی آغاز کردند. از تاریخ آن مصوبه به بعد، اصلاحات دیگری نیز از سوی مجاری قانون‌گذاری، دستگاه‌های اجرایی و یا مجمع تشخیص مصلحت نظام به آن اضافه شد تا به تسهیلات امور در این مناطق کمک کرده باشد. مدیریت مناطق آزاد در ایران به‌نوعی برعهده دولت است و دولت در چهارچوب سازمان‌های مستقل، که به صورت شرکت‌های رسمیت یافته با شخصیت حقوقی هستند، هر منطقه آزاد را اداره می‌کند و منابع و مصارف هریک از مناطق آزاد در ایران در هر سال در قانون بودجه مربوط به دبیرخانه شورای عالی مناطق آزاد به‌تصویب دولت و مجلس شورای اسلامی می‌رسد.

در این راستا، جایگاه معافیت از پرداخت تعرفه گمرکی به‌عنوان یک مشوق، جهت جذب سرمایه-گذاری خارجی و داخلی، توسعه تولید و افزایش صادرات و به‌تبع آن، توسعه منطقه‌ای و افزایش منافع

حاصله برای دولت مرکزی، از نکات بسیار مهم است؛ زیرا دولت برای تخصیص این مشوق، ابتدا از یک درآمد بسیار مهم برای خود چشم‌پوشی می‌کند تا به اهداف عالی خود دست یابد. از سوی دیگر، اعمال معافیت‌های گمرکی برای پرداخت حقوق و عوارض واردات کالا، به‌شرطی که باعث افزایش توان تولید، توسعه صادرات و کسب درآمد ارزی شود، به‌عنوان یک ارزش شمرده می‌شود. بنابراین، از آنجا که جای خالی تأثیر اعمال معافیت تعرفه گمرکی در مناطق آزاد بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور، به‌راحتی احساس می‌شود، نتایج حاصل از بررسی آن، قابل توجه است.

این پژوهش به‌تحلیل تأثیر معافیت گمرکی کالاهای وارداتی در مناطق آزاد در قالب روش DSGE با رویکرد نئوکلاسیکی می‌پردازد. کلیه روابط لازم برای تبیین مجاری اثرگذاری مشوق‌ها مطابق مبانی نظری، اهداف منتخب تأسیس مناطق در ایران و عملکرد آن‌ها بیان، و سایر روابط در دیگر بخش‌های اقتصادی برای تکمیل الگو در نظر گرفته شده است. پارامترهای الگو نیز مطابق روش کالیبراسیون و با استفاده از نرم‌افزارهای محاسباتی و تخمین اقتصاد سنجی برآورد شده و عملکرد الگو با مقایسه گشتاورهای حاصل از شبیه‌سازی الگو و گشتاورهای داده‌های واقعی مورد ارزیابی قرار گرفته و درنهایت، شبیه‌سازی مدل با اعمال تکانه‌ها، قابل مشاهده است.

نتایج حاصل از اعمال اثر تکانه کاهش تعرفه (افزایش معافیت) واردات در مناطق آزاد، حاکی از آن است که شدت افزایش معافیت تعرفه وارداتی کالاها به مناطق آزاد، منجر به افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، افزایش میزان سرمایه‌گذاری، افزایش انباشت سرمایه، افزایش صادرات مناطق آزاد و افزایش اشتغال می‌گردد و با اثر مثبت این تکانه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مطالعات پوستین‌چیان و امیری‌پور (۱۴۰۰)، شهبازی و همکاران (۱۳۹۹)، بوندونیو و گرینبام (۲۰۰۷) و رضایی و همکاران (۱۳۹۲)، مطابقت دارد. از سوی دیگر، اعمال این تکانه و به‌تبع آن، افزایش میزان سرمایه-گذاری مستقیم خارجی، منجر به افزایش ذخایر ارزی و کاهش نرخ ارز می‌شود. اثر اعمال این تکانه بر بخش خانوار نیز حاکی از آن است که با کاهش نرخ ارز در مجموع با وزن بیشتر سرمایه‌گذاری بر کالاهای داخلی بر کالاهای وارداتی، در کل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این بخش کاهش می‌یابد و همچنین افزایش مصرف کالاهای وارداتی و کاهش مصرف کالاهای داخلی توسط خانوار دیده می‌شود که درنهایت، منجر به کاهش مصرف می‌شود.

در قسمت صادرات و تولید داخل، با اعمال تکانه کاهش تعرفه (افزایش معافیت) واردات در مناطق آزاد، صادرات مناطق آزاد، افزایش و صادرات سرزمین اصلی، کاهش می‌یابد و به‌علت سنگینی وزن صادرات سرزمین اصلی نسبت به مناطق آزاد، در مجموع صادرات کل کشور کاهش می‌یابد که این نشان‌دهنده حساسیت بالای صادرات به نرخ ارز است؛ اما در اقتصاد ایران، عوامل دیگری وجود دارد که جلوگیری می‌کند تا افزایش نرخ ارز منجر به افزایش صادرات نشود. یکی از این دلایل عبارت است

از اینکه در کشور، وابستگی زیادی به واردات وجود دارد. با افزایش نرخ ارز، واردات کشور نیز گران می‌گردد و هزینه تمام شده تولیدات نیز افزایشی می‌شود. بنابراین در اقتصاد ایران، انتظار افزایش رقابت‌پذیری تولیدات و صادرات با افزایش نرخ ارز، با افزایش هزینه‌های وارداتی و هزینه‌های تولید داخل، کم می‌گردد.

از طرف دیگر، با توجه به نقش مهم صادرات بر تولید ناخالص داخلی، کاهش صادرات، کاهش تولید ناخالص داخلی را به‌همراه دارد. درنهایت، این تکانه منجر به کاهش درآمدهای مالیاتی و افزایش بدهی دولت می‌شود. این نتایج با مطالعات شهبازی و همکاران (۱۳۹۹)، نجاتی (۱۳۹۶) و عسگری و جعفری (۱۳۹۵) مطابقت دارد.

لازم به ذکر است از آنجا که با وارد کردن موانع صادرات و جزئیات عوامل اثرگذار بر آن، مدل بسیار بزرگ می‌شود و عملاً شبیه‌سازی آن با امکانات موجود میسر نمی‌باشد، اما نکته بسیار مهمی در اقتصاد ایران است و مجدداً بیان می‌شود که در واقع، سدهای متفاوتی بر بخش تجارت خارجی اقتصاد ایران وجود دارد که ورود آن‌ها به مدل، حجم مدل را به شدت زیاد می‌کرد، اما واقعیت اقتصاد ایران متوجه همان محدودیت‌های تحمیلی بر خود نیز می‌باشد.

نتیجه‌های حاصل از این تحقیق می‌تواند دربردارنده توصیه‌های تحلیلی برای محققان و کارشناسان اقتصادی در حوزه تجارت بین‌الملل و مناطق آزاد برای توجه به واقعیت مهم اثربخشی مناطق در تحلیل متغیرهای مرتبط با آن و شامل پیشنهادات سیاستی در قالب یک الگوی تجاری هر چند مختصر برای کارشناسان، سیاست‌گذاران و تصمیم‌سازان اقتصادی باشد که در ادامه، به این توصیه‌های تحلیلی و پیشنهادات سیاستی اشاره می‌شود:

همان‌گونه که اشاره شده، از اهداف اصلی تأسیس مناطق آزاد، جذب سرمایه‌گذاری، تولید و صادرات محسوب می‌شود که برنامه‌ها نیز برای تحقق این اهداف می‌باشد. با تحقق آن‌ها، سایر اهداف تأسیس مناطق مانند رشد و توسعه اقتصادی، عمرانی و آبادانی، افزایش اشتغال و حضور در بازارهای جهانی نیز شکل می‌گیرد. اعطای معافیت‌های مالیاتی مطابق ماده ۱۳ و ۱۴ قانون چگونگی اداره مناطق آزاد نیز در راستای دستیابی به همین اهداف می‌باشد. جهت تحقق اهداف عالی مناطق آزاد در ایران و همسو شدن با سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی، توصیه می‌شود تا اعطای معافیت‌های مالیاتی و گمرکی در مناطق آزاد، هدفمند باشد و بسته به تعریف و هدف اولیه جهت تأسیس هر منطقه تعیین گردد و مدل مطلوب برای هر منطقه در نظر گرفته شود.

صادرات غیرنفتی، یک هدف عالی در تأسیس هر منطقه آزاد در ایران است و این فعالیت در شرایط تحریم‌های اقتصادی، نقش بسیار مهمی در تأمین ارز بخش‌های مهم اقتصاد مانند بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، فعال نگه‌داشتن ظرفیت تولیدی کشور، جلوگیری از افت تولید ناخالص

داخلی، افزایش سطح اشتغال و واردات اقلام ضروری وارداتی دارد. با افزایش صادرات غیرنفتی، نرخ ارز می‌تواند با عرضه آن به بازار تعدیل یابد و به مقادیر بلندمدت خود بازگردد. در حالی که با توجه به انواع تحریم‌ها که کشور با آن مواجه است، بحث نقل و انتقالات مالی نیز مطرح است.

از سوی دیگر، سرمایه‌گذار خارجی نیز که بخواهد سرمایه خود را به این مناطق وارد نماید، با مشکل نقل‌وانتقال سرمایه خود مواجه است. بنابراین، پیشنهاد می‌گردد، در تحلیل ورود ارز حاصل از صادرات و یا مقدار سرمایه‌گذاری خارجی در مناطق آزاد، تحریم‌های مبادلات بین‌المللی نیز به‌صورت همزمان مورد توجه قرار گیرد و از نقش تأثیرگذار آن غفلت نشود.

سپاسگزاری:

سپاس و ستایش بی‌کران، نخست شایسته‌ی پروردگاری است که مشعل اندیشه را در دل انسان فروزان ساخت و توفیق پژوهش را ارزانی داشت. این فرصت را مغتنم می‌شمارم تا مراتب قدردانی و ارادت خالصانه‌ی خویش را به محضر استادان ارجمندم، که با راهنمایی‌های دلسوزانه، نقدهای سازنده و حمایت‌های علمی و معنوی‌شان چراغ راه این مسیر علمی بودند، ابراز دارم.

همچنین از دوستان و همراهان فرهیخته‌ام که در مراحل مختلف این پژوهش یار و یاورم بودند، صمیمانه سپاسگزارم. و در نهایت، از خانواده‌ی گرانقدرم که همواره پناه دل و آرام جانم بوده‌اند، با دل و جان قدردانی می‌نمایم؛ که اگر مهر و همراهی‌شان نبود، این مسیر پر فراز و نشیب هرگز به سرمنزل نمی‌رسید.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

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

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

Ahmadzadeh, B., & Lotfi, H. (2018). The impact of free zones on international trade, a case study of Kish free zone, new perspectives in human geography. *Scientific-Research Quarterly*, 2, 157-177. [In Persian]

Amiri, H., and Molabahrami, A. (2017). Structural Macroeconomics with Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Approach. Tehran, Termeh. [In Persian]

Askari, A., and Jafari, T. (2016). Evaluation of the effects of granting tax exemptions in Iran's Free Trade Zones (Case study of Qeshm, Kish and Chabahar free zones). *Financial Economics Quarterly*, 37, 43-70.

Djurayeva, I. (2023). The importance of investment resources in the effective functioning of free economic zones and direction for its improvement. *Science and Innovation*, *2*(A4), 5-10.

Bermperoglou, D., Deli, Y., & Kalyvitis, S. (2022). Investment tax incentives and their big time-to-build fiscal multiplier (No. WP22/12). UCD Centre for *Economic Research Working Paper Series*.

Chaudhuri, S., & Yabuuchi, S. (2010). Formation of special economic zone, liberalized FDI policy and agricultural productivity. *International Review of Economics & Finance*, *19*(4), 779-788.

Chen, J., Wan, Z., Zhang, F., Park, N. K., Zheng, A., & Zhao, J. (2018). Evaluation and comparison of the development performances of typical free trade port zones in China. Transportation research part A: *Policy And Practice*, 118, 506-526.

Cocconcelli, L., & Medda, F. (2018). Regional effects of port free economic zones on real estate speculation: A Korean case study. In Finance and Risk Management for International Logistics and the Supply Chain (pp. 269-291). Elsevier.

Economic Vice President of the Chamber of Commerce, Industries, Mines and Agriculture of Iran. (2015). Examining the Issues of the Day of the Iranian Economy. [In Persian]

Emami, K., Ahmadi, L. (2018). The uncertain impact of government current and construction expenditures on private sector investment in Iran's economy. *Scientific-Research Quarterly of Economic Modeling*, *5*(16), 41-56. [In Persian]

Etemadmoghaddam, F., Sameti, M., Ghobadi, S., & Mahinizadeh, M. (2022). Impact of public-private partnership for trade: Free zones of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, *10*(2), 565-591.

Hadyani, Z., & Rahmani, A. (2019). Analysis of the effects of Chabahar commercial-industrial freedom zone on the physical expansion of Chabahar city using multi-temporal remote sensing data and quantitative methods. *Regional Planning Quarterly*, 3, 139-154. [In Persian]

Hooshmandi, H., Sameti, M., & Moayedfar, R. (2014). Comparison of growth effects of taxation reforms in Iran: A CGE-DCGE analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *11*(2), 87-113. [In Persian]

Huang, D., Van, V. T., Hossain, M. E., & He, Z. (2017). Shanghai pilot free trade zone and its effect on economic growth: A counter-factual approach. *Open Journal of Social Sciences*, *5*(9), 73-91.

Khosravi, M., & Mehrabi Boshrabadi, H. (2020). Agricultural economic dynamics in a Bayesian DSGE model for Iran. *Iranian Economic Review*, *24*(1), 267-297. [In Persian]

Manzoor, D., & Taghipour, A. (2016). A dynamic stochastic general equilibrium model for an oil exporting and small open economy: The case of Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, *23*(75), 7-44. [In Persian]

Mold, A., & Mukwaya, R. (2016). Modelling the economic impact of the tripartite free trade area: Its implications for the economic geography of southern, eastern and northern Africa. *Journal of African Trade*, *3*(1), 57-84.

Morisson, A., & Gilbert, P.J. (2015). *Economic Zone in the ASEAN*. United Nations Industrial Development Organization.

Naini, A. R. J., & Naderian, M. A. (2019). Oil price cycles, fiscal dominance and countercyclical monetary policy in Iran. *OPEC Energy Review*, *43*(1), 3-28.

Nakhli, S. R., Rafat, M., Dastjerdi, R. B., & Rafei, M. (2021). Oil sanctions and their transmission channels in the Iranian economy: A DSGE model. *Resources Policy*, 70, 101963.

Nakhli, S. R., Rafat, M., Bakhshi Dastjerdi, R., & Rafei, M. (2020). A DSGE analysis of the effects of economic sanctions: Evidence from the central bank of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, 9(1), 35-70. [In Persian]

Oner, E. (2011). Tax expenditure and the situation in Turkey. *International Journal of Business and Social Science*, *2*(23).

Poustinchian, A., & Amirpour, M. (2021). An Evaluation and analysis of the role of tourism in economic development (Case study: Kish island). *Journal of Social Studies*, *7*(3), 91-99.

Quaicoe, A., Aboagye, A. Q., & Bokpin, G. A. (2017). Assessing the impact of export processing zones on economic growth in Ghana. *Research in International Business and Finance*, 42, 1150-1163.

Rahmani, T., & Fallahi, S. (2019). The role of financial frictions in Iran's business cycles: A DSGE approach. *Iranian Economic Review*, *23*(2), 341-372. [In Persian]

Rezaei, A., Hasani, M., and Zamaniyan, M. (2014). Tax incentives and the performance of free zones in Iran, Vice President of Research, Planning and International Affairs, Research and Planning Office, Tax Affairs Organization of the country. [In Persian]

Romer, D. (2006). *Advanced Macroeconomics 3rd*. Edition Mcgraw-hill. New York.

Tavakolian, H., & Ghiaie, H. (2019). Optimal inflation targeting in a dual-exchange rate oil economy. *Working Parer*, 9.

Tavakolian, H., & Jalali Naini, S.A. (2016). Discretionary and optimal monetary and exchange policy in a stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Iranian economy. *Iranian Economic Research Quarterly*, No. *22*(70), 33-98. [In Persian]

Whitehill, C.C. (2017). *Free Trade Zone Part of the UK`s post Brexi International Trade Strategy*. Smart decisions, Lasting value, 2-11.

Xu, S., Shen, R., Zhang, Y., & Cai, Y. (2024). Fostering regional innovation efficiency through pilot free trade zones: Evidence from China. *Economic Analysis and Policy*, 81, 356-367.

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 141-170

https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13659

Time-Varying Connectedness across Exchange Rate, Inflation, Budget Deficit, and Liquidity in Iran A TVP-TVAR Approach

Soheil Roudari[1], Hamidreza maghsoodi [2], Farzaneh Ahmadian-Yazdi[3]

1. Department of economics, Faculty of economics and administrative sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. E-mail: soheil.roudari@gmail.com
2. Assistant professor, Islamic economics department, Faculty of economics and administrative sciences, Qom University, Qom, Iran. E-mail: hr.maghsoodi@qom.ac.ir
3. Assistant professor, Department of economics, Faculty of economics and administrative sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. (corresponding Author) E-mail: f.ahmadian@um.ac.ir

Abstract

This study investigates the dynamic interrelationships among key macroeconomic variables in Iran—namely the exchange rate, inflation, government budget deficit, and liquidity—using the Time-Varying Parameter Threshold Vector Autoregression method, based on monthly data from March 2006 to August 2023. The findings reveal a complex and time-varying structure of connectedness among these variables, influenced significantly by political and external shocks such as sanctions. The results indicate that the exchange rate and liquidity act as the main net transmitters of volatility, while inflation and the budget deficit are primarily net receivers. The TCI averages around 23%, with over 70% of the interdependence attributed to external and non-economic factors. Threshold analysis shows that when the growth rate of macroeconomic variables remains below 24% annually (2% monthly), the exchange rate strongly affects inflation, while no significant interaction is observed among the other variables. In contrast, during negative growth rates (up to -3% monthly), the exchange rate has a dominant effect on both inflation and, to a lesser extent, the budget deficit and liquidity. Moreover, periods of intensified sanctions (2012–2016, 2018–2019) coincide with increased connectedness, largely due to inflationary expectations, reduced foreign currency supply, and expansionary fiscal policies such as debt issuance. These findings underscore the pivotal role of the exchange rate in Iran's macroeconomic network. For effective macroeconomic management, it is crucial to implement a managed floating exchange rate regime and maintain macro variable growth below critical thresholds. Otherwise, political economy dynamics and expectations may override monetary and fiscal policy effectiveness.

Article information

Review History:
Received: Apr. 09, 2024
Revised: Apr. 22, 2024
Accepted: May. 12, 2024

Keywords:
Budget Deficit
Exchange Rate
Inflation Rate
Liquidity
TVP-TVAR Model

JEL Classification:
E31, E51, B23

Corresponding Author:
f.ahmadian@um.ac.ir

Aim and Introduction

One of the most important issues in Iran's economy is related to managing the exchange rate, inflation and budget deficit. During tightening of the sanctions, the oil revenues are limited which potentially leads to an increase in the budget deficit as well as a decrease in the currency supply which accelerates the exchange rate. On the other hand, with the increase in the budget deficit, the probability of borrowing from the banking system and also the issuance of bonds increases, which in turn rise the monetary base and liquidity. In addition, inflationary expectations also increase, which can be effective in improving assets prices. With an increase in inflation, based on the inflation-currency spiral, there is a possibility of a grow in exchange rate in order to maintain the competitiveness of domestic production. This can accelerate the price of imported commodities and cause domestic inflation again. With the increase in inflation and households spending, nominal wages will have a higher growth compared to normal conditions in order to maintain minimum purchasing power, which can again face the government with limited resources and more borrowing to meet current expenses. From the monetarists' point of view and the classical economics, in general, the main stimulator in increasing inflation is the growth of money and liquidity. However, from the post-Keynesian economists' point of view, inflation increases the demand of money and subsequently liquidity. On the other hand, with an increase in the exchange rate, the government's expenses usually increase more than its income, which can lead to an increase in the government's budget deficit. Also, considering the existence of a monopoly in currency supply by the central bank, the hypothesis of using currency exchange revenues (the difference between free and budget-approved currency) will be applicable and this issue can raise the impact of the budget deficit on the exchange rate. Therefore, there has always been a serious challenge among economists as well as macroeconomic decision-makers about the connectedness between macroeconomic variables. What is the main driver of the network between macro variables? Is there a different way of communication in different thresholds of their growth rate? These cases show that it is very important to examine the time-varying interrelationships between these macroeconomic variables.

Accordingly, there is a complex connection between exchange rate, inflation, budget deficit and liquidity, which can be varied in different years. Therefore, in this research, using the TVP-TVAR technique, the time-varying connectedness across exchange rate, inflation, budget deficit and liquidity is examined during March, 2006 to August, 2023.

Methodology

In the current research, the relationship between exchange rate fluctuations, inflation, government budget deficit and liquidity based on monthly data using the TVP-TVAR technique is investigated. It should be noted that all the required information is extracted from the economic indicators of the central bank, and the government's budget deficit data from 2017 onward are extracted from Iran's Program and Budget Organization.

Findings

The results show that exchange rate and liquidity are, respectively, the largest net transmitter of volatilities in the network. Moreover, inflation rate and government budget deficit, respectively, are the largest net receivers of shocks from network. On average, the TCI is 23%, and more than 70% of this interrelationship between variables is explained by other factors such as political ones. Moreover, if the variables underestimated grow up to 36% annually (3% monthly), the connection between them will be cut off. In the conditions of decreasing the growth rate of variables up to -3% per month, the exchange rate has played a dominant role and its volatilities are transferred more strongly to inflation rate and less strongly to the budget deficit and liquidity.

If the growth rate of the variables is up to 24% annually (threshold of +2% monthly growth rate), the exchange rate volatilities are transferred to inflation and no interconnectedness between other variables is observed.

Discussion and Conclusion

Our results show that, on average, the total connectedness index from 2012 to 2016 has been upward, which is caused by the tightening of sanctions and the increase in inflationary expectations, psychological factors and emotions. Moreover, the connectedness between them is increased in 2018 and 2019, which is related to the intensification of sanctions and the reduction of currency supply and the increase in inflation and budget deficit and subsequently the increase in the issuance of debt securities in the capital market in order to manage the budget deficit and as a result increase liquidity. The results show that exchange rate is a main net transmitter of volatilities in most years and the inflation rate is a main net receiver of volatilities in many years. From 2016 onwards, the budget deficit is the net receiver of shocks from network in most periods, except for one period in 2019. It is interesting to note that in 2019, with the increase in the budget deficit and the issuance of debt securities, the budget deficit is transmitter, liquidity is receiver and inflation is more receiver variable than liquidity in the network. Totally, the results show that exchange rate is the major net transmitter of shocks to other macro variables.

Moreover, based on the results of the sensitivity analysis and thresholds effect, if the growth rate of variables is up to 24% annually (threshold of +2% monthly growth rate), the exchange rate fluctuations will be transferred to inflation and no connection between other components is observed. This shows that the macroeconomic management of the economy is very sensitive to the growth rate of the thresholds of the macroeconomic components, and before the political economy and also the factors of expectations and emotions dominated the economy, the macroeconomic management, especially the exchange rate, is required.

Otherwise, it is impossible to manage the investigated variables with monetary and fiscal policies. Therefore, the managed floating exchange rate should be taken into consideration and if the goal is to manage the network using macroeconomic theories, the variables should not be allowed to increase by more than 24% annual growth. Other factors such as the political economy, and especially inflationary expectations will get the dominant role in the economy.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۱۴۱ تا ۱۷۰
https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13659

شواهدی جدید از ارتباط متغیر در زمان، میان نرخ ارز، تورم، کسری بودجه دولت و نقدینگی در اقتصاد ایران: کاربردی از رویکرد TVP-TVAR

سهیل رودری[۱]، حمیدرضا مقصودی[۲]، فرزانه احمدیان یزدی[۳]

۱.دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران soheil.roudari@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه قم، قم، ایران hr.maghsoodi@qom.ac.ir
۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران (نویسنده مسئول)
f.ahmadian@um.ac.ir

چکیده

در خصوص نحوه ارتباط میان متغیرهای اقتصاد کلان، میان مکاتب مختلف اقتصادی، اختلافاتی وجود دارد و این اختلاف در میان اقتصاددانان نیز دیده می‌شود. براین‌اساس در پژوهش حاضر، نحوه ارتباط پویا میان نرخ ارز، تورم، کسری بودجه دولت و نقدینگی در دوره زمانی ۱۳۸۵:۰۱-۱۴۰۲:۰۶ (۲۰۰۶:۰۳-۲۰۲۳:۰۸) با استفاده از رویکرد TVP-TVAR بررسی شده است. نتایج نشان داد که نرخ ارز، گرداننده اصلی شبکه متغیرهای مورد بررسی می‌باشد و بیشترین اثرپذیری نیز مربوط به نرخ تورم بوده، همچنین تا ۲۴ درصد رشد سالیانه متغیرهای پژوهش، ارتباط میان متغیرها وجود داشته، و در نرخ رشدهای بیش از ۲۴ درصد سالیانه، ارتباطی میان متغیرها مشاهده نشده است که می‌تواند تسلط اقتصاد سیاسی و فرهنگی را بر تئوری‌های اقتصاد کلان نشان دهد. بنابراین، می‌باید قبل از حاکم شدن اقتصاد سیاسی و همچنین عوامل انتظارات و هیجانات، مدیریت اقتصاد کلان بویژه نرخ ارز شکل گیرد؛ در غیراین‌صورت، نمی‌توان با سیاست‌های پولی و مالی، مدیریت شبکه متغیرهای مورد بررسی را انجام داد.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۲۱
بازنگری: ۱۴۰۳/۰۲/۰۳
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۲۳

کلمات کلیدی:
الگوی TVP-TVAR
تورم
کسری بودجه
نرخ ارز
نقدینگی

طبقه‌بندی JEL:
B23 ،E51 ،E31

نویسنده مسئول:
f.ahmadian@um.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از پیچیده‌ترین مسائل و معضلات در عرصه اقتصادی ایران، کنترل و مدیریت نرخ ارز، تورم و کسری بودجه است. همان‌طور که در بودجه‌بندی و بیانیه‌های مختلف مطرح شده است، در چند سال اخیر، کنترل تورم و کسری بودجه، نگرانی بزرگ در میان سیاست‌گذاران و ناظران اقتصادی و یکی از اهداف بسیار مهم سیاست‌های پولی و مالی بوده است. در شرایط تشدید تحریم، درآمدهای نفتی محدود می‌شود و منجر به افزایش کسری بودجه و همچنین کاهش عرضه ارز در اقتصاد کشور می‌شود. با کاهش عرضه ارز، امکان افزایش نرخ ارز فراهم می‌گردد. از سوی دیگر، با افزایش کسری بودجه، احتمال استقراض از شبکه بانکی و همچنین انتشار اوراق افزایش می‌یابد که می‌تواند موجب افزایش پایه پولی و نقدینگی شود. در کنار این مسائل، انتظارات تورمی و هیجانات نیز افزایش می‌یابد که خود می‌تواند در افزایش قیمت دارایی‌ها (ارز، مسکن و ...) مؤثر باشد. با افزایش تورم، براساس مارپیچ تورم-ارز، احتمال افزایش نرخ ارز جهت حفظ رقابت‌پذیری تولیدات داخلی وجود دارد و با توجه به سهم بالای کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای از واردات کشور، افزایش نرخ ارز می‌تواند موجب افزایش بهای تمام شده کالاها و ایجاد تورم مجدد شود (سوری و پناهی، ۱۴۰۴).

با افزایش تورم و مخارج مصرفی خانوارها، دستمزدهای اسمی نسبت به شرایط متعارف رشد بالاتری را جهت حفظ قدرت خرید حداقلی خواهند داشت که مجدداً می‌تواند دولت را جهت تأمین مخارج جاری با محدودیت منابع و استقراض بیشتر مواجه کند.

از دیدگاه پولیون و به‌طورکلی کلاسیک‌ها، عامل اصلی تورم در یک اقتصاد، رشد حجم پول و نقدینگی می‌باشد. اما در نقطه مقابل از دیدگاه اقتصاددانان پساکینزینی، تورم موجب افزایش تقاضای پول و متعاقباً نقدینگی می‌شود. از سوی دیگر، با افزایش نرخ ارز، مخارج دولت معمولاً بیش از منابع درآمدی افزایش می‌یابد که می‌تواند منجر به افزایش کسری بودجه دولت شود. همچنین با توجه به وجود انحصار در عرضه و تقاضای ارز توسط بانک مرکزی (تخصیص ارز به متقاضیان توسط بانک مرکزی صورت می‌گیرد) و همچنین عدم استقلال کافی بانک مرکزی از دولت، فرضیه استفاده از درآمدهای تسعیر ارز (اختلاف ارز آزاد و مصوب بودجه) را مطرح می‌کند و این موضوع می‌تواند اثرگذاری کسری بودجه بر نرخ ارز را مطرح نماید. براین‌اساس چالش جدی میان اقتصاددانان و همچنین تصمیم‌گیران کلان اقتصادی ایران همواره وجود داشته است که نحوه ارتباط میان متغیرهای اقتصاد کلان چگونه است؟ گرداننده اصلی شبکه میان متغیرهای کلان کدام است؟ آیا در آستانه‌های مختلف نرخ رشد آن‌ها نحوه ارتباط متفاوت است؟ این موارد نشان می‌دهد بررسی متغیر در زمان نحوه ارتباط میان متغیرهای اقتصاد کلان کشور، بسیار با اهمیت می‌باشد.

بنابر آنچه مطرح شد، یک ارتباط بسیار پیچیده میان مؤلفه‌های اقتصاد کلان (نرخ ارز، تورم، کسری بودجه و نقدینگی) وجود دارد که می‌تواند در سال‌های مختلف و با توجه به شرایط مختلف سیاسی، اقتصادی و حوزه سلامت متفاوت باشد که این مهم در مطالعات صورت گرفته مدنظر نبوده است. براین‌اساس در پژوهش حاضر، با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری آستانه با پارامترهای

متغیر در زمان[1] در دوره زمانی ۱۴۰۲:۰۶-۱۳۸۵:۰۱ با تواتر ماهانه، به بررسی ارتباط متغیر در زمان میان نرخ ارز، تورم، کسری بودجه و نقدینگی پرداخته شده است.

این مقاله، در شش بخش تنظیم شده است: در بخش اول، مقدمه‌ای از موضوع ارائه می‌گردد. در بخش دوم، مروری بر مطالعات انجام شده در این حوزه ارائه و در بخش سوم، مبانی نظری مرتبط با نحوه اثرگذاری و اثرپذیری میان متغیرها کلان مورد توجه در این مطالعه مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم، روش شناسی پژوهش و آمار توصیفی مرتبط با متغیرهای مورد استفاده در این مقاله بیان شده است. در بخش پنجم و ششم، به‌ترتیب، یافته‌های تحقیق و نتایج کلی و کاربردهای سیاستی برگرفته از این مطالعه ارائه می‌شود.

۲. پیشینه پژوهش

آگو و اوشیم[2] (۲۰۲۴)، به بررسی تأثیر منابع تأمین مالی کسری بودجه بر نرخ تورم در نیجریه بین سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ با بهره‌گیری از روش رگرسیون چندگانه حداقل مربعات معمولی پرداخته است. نتایج، نشان داد که بدهی‌های خارجی و اسناد خزانه، تأثیر معناداری بر نرخ تورم در نیجریه دارند. در این مطالعه، توصیه می‌شود که سیاست‌های دولت در مورد نرخ تورم به‌دلیل تأثیر منفی بر نرخ تورم، می‌باید بدهی‌های خارجی را در نظر بگیرد. استقراض خارجی باید با احتیاط در فعالیت‌های تولیدی که می‌تواند سرمایه‌گذاری‌ها را افزایش داده، تورم را کاهش دهد و نرخ ارز کشور را بهبود بخشد، استفاده شود. به‌علاوه، دولت باید نرخ وام گرفته شده از بانک مرکزی نیجریه را به‌شدت کاهش دهد. همچنین، سایر منابع تأمین مالی کسری بودجه، مانند خصوصی سازی مؤسسات دولتی منسوخ، باید مورد توجه دولت قرار گیرد.

سیدو و واسیلف (۲۰۲۴)، در این مطالعه، از رویکرد کهو و نیکولی[3] (۲۰۲۱) به منظور تحلیل و تفسیر عملکرد تاریخی اقتصاد غنا طی دوره ۲۰۲۲-۱۹۶۰ از نظر کسری بودجه، انباشت بدهی عمومی، سیاست‌های پولی و روابط آنها با تورم، نرخ ارز و غیره، بهره گرفته است. براساس نتایج این مطالعه، دلیل اصلی کسری‌ها، تجهیز درآمد داخلی پایین است، یعنی ظرفیت مالی غنا در مقایسه با سایر کشورهای درحال‌توسعه کمتر است. درنهایت، وجود رابطه مثبت بین عرضه پول و تورم نیز در این مطالعه مشخص شده است. بااین‌حال، افزایش عرضه پول (و درنتیجه تورم)، نتیجه عدم تعادل مالی است. این بدان مفهوم است که بانک مرکزی غنا با چاپ پول، عملاً از تورم به عنوان مالیات استفاده می‌کند و تلاش دارد تا درآمدی را برای «پوشش» حداقل بخشی از کسری بودجه ایجاد کند.

آفونسو و همکاران[4] (۲۰۲۲)، ارتباط بین توازن مالی دولت و توازن حساب جاری را برای ۱۸ کشور عضو OECD در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۸ با استفاده از داده‌های فصلی و مدل Panel-VAR

1. Time-Varying Parameters-Threshold Vector Autoregressive
2. Agu & Oshim (2024)
3. Kehoe & Nicolini (2021)
4. Afonso et al. (2022)

بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه، بر ارتباط بلندمدت بین توازن بودجه و توازن حساب جاری تأکید دارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تقویت تراز بودجه به میزان یک درصد از GDP، توازن حساب جاری را به میزان ۰/۱ تا ۰/۳ درصد GDP بهبود می‌بخشد. از سوی دیگر، افزایش مخارج مصرفی دولت به‌طور عمومی، تراز حساب جاری را تضعیف می‌کند.

راجاکارونا و سواردی[1] (۲۰۲۱)، با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری پنلی برای کشورهای جنوب آسیا، ارتباط کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری را بررسی کرده‌اند. داده‌ها از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۷ و پنج کشور منتخب آسیای جنوبی، شامل بوتان، سریلانکا، مالدیو، پاکستان و هند را پوشش می‌دهند که در آن، کل بدهی فعلی بیش از ۷۰ درصد تولید ناخالص داخلی است. همه کشورها چندین سال است که با مشکل کسری دوقلو مواجه بوده‌اند، زیرا این کشورها برای تسویه کسری بودجه و تأمین مالی فعالیت‌های زیرساختی به بدهی‌های مالی وابسته هستند. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که این دو نوع کسری بر یکدیگر اثر متقابل داشته‌اند. این رابطه علّی دوطرفه، بر خلاف دیدگاه‌هایی است که پیش‌تر بر رابطه علّی یک‌طرفه از کسری بودجه به سمت کسری حساب جاری تأکید داشتند. همچنین نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که کسری بودجه به شوک یک انحراف معیار کسری حساب جاری، پاسخ مثبتی می‌دهد و همین رابطه برای حالت عکس نیز برقرار است.

آفونسو و همکاران (۲۰۲۲)، ارتباط بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری را برای ۶۵ کشور در بازه ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۵ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه، بیانگر آن است که اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری، با افزایش نقش سیاست‌های مالی افزایش می‌یابد. همچنین این مطالعه بر نقش عوامل سیاست‌های مالی در توضیح عدم تعادل حساب جاری، تأکید دارد.

فرارا و همکاران[2] (۲۰۲۱)، ارتباط بین کسری بودجه دولت و نرخ تورم را با استفاده از داده‌های مربوط به ایالات متحده آمریکا و با استفاده از مدل SVAR مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های آنها، نشان می‌دهد که افزایش مخارج دولت با افزایش نرخ بهره حقیقی، می‌تواند فشار تورمی ایجاد کند.

بیلمن و کارائولان[3] (۲۰۲۰)، فرضیه کسری دوگانه را برای ۲۵ کشور عضو OECD در بازه زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ را با در نظر گرفتن تفاوت در رژیم‌های نرخ بهره حقیقی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه که توسط مدل پنل آستانه غیرپویا[4] به‌دست آمده، نشان می‌دهد که بین این دو متغیر، ارتباطی غیرخطی وجود دارد و این فرضیه، تنها در شرایط رژیم نرخ بهره پایین برقرار است. در این حالت، با افزایش کسری بودجه، تراز تجاری بدتر می‌شود؛ در حالی که در رژیم نرخ بهره بالا، افزایش کسری بودجه دولت، منجر به بهبود تراز تجاری می‌شود.

1. Rajakaruna and Suardi (2021)
2. Ferrara et al. (2021)
3. Bilman & Karaoğlan (2020)
4. Non-dynamic panel threshold

کاراس[1] (۲۰۱۹)، با استفاده از داده‌های مربوط به هفده کشور بین سال‌های ۱۸۷۰ تا ۲۰۱۳، به بررسی ارتباط بین کسری بودجه و کسری حساب جاری پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه، با فرض تقارن پاسخ به شوک‌ها، نشان می‌دهد که تغییر در کسری بودجه به اندازه یک درصد GDP، منجر به حرکت خلاف جهت کسری حساب جاری به اندازه ۰/۲۵ درصد از GDP می‌شود. نتایج در حالتی که فرض تقارن کنار گذاشته شده‌اند، تغییری نکرده است.

احمد و آورینده[2] (۲۰۱۹)، ارتباط بین کسری بودجه و تورم را در نمونه مشتمل بر دوازده کشور آفریقایی با استفاده از سری‌های فصلی، دوره ۱۹۸۰:۱ تا ۲۰۱۸:۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنها، نشان می‌دهد که بین کسری بودجه و تورم، رابطه بلندمدتی وجود داشته و کسری بودجه تورم‌زا بوده است. بنابراین، کنترل مالی دولت و کاهش کسری بودجه، عامل مهمی در کنترل تورم محسوب می‌شود.

حلمی[3] (۲۰۱۸)، فرضیه کسری دوگانه را برای کشور مصر آزمون کرده است. در این مطالعه، نتایج حاصل از مدل VAR، نشان می‌دهد که در کوتاه مدت، ارتباطی معکوس از سمت کسری حساب جاری به کسری بودجه وجود داشته است. بااین‌حال، نتایج مدل VECM، فرضیه کسری دوگانه را به نفع فرضیه هدفمندی حساب جاری رد می‌کند. به عبارت دیگر، بهبود تراز تجاری مصر، منجر به بهبود کسری بودجه دولت شده است.

جلیل و همکاران[4] (۲۰۱۴)، ارتباط بین کسری بودجه دولت و نرخ تورم در پاکستان را طی بازه زمانی ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه انجام شده، نشان می‌دهد که کسری بودجه عامل اصلی در تعیین سطح قیمت‌ها در بازه زمانی مورد بررسی بوده است. به عبارت دیگر، با افزایش کسری بودجه، دولت تمایل به پولی سازی آن و درنتیجه، افزایش تورم خواهد داشت.

گانچو[5] (۲۰۱۰)، فرضیه کسری دوگانه را برای بلغارستان طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ آزمون کرده است. بنابر نتایج این مطالعه، علیّت گرنجری نشان می‌دهد، علیّت دوطرفه‌ای بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری وجود دارد. همچنین، مدل‌های VAR[6] و VEC[7] بیانگر بی‌اعتباری این فرضیه در کوتاه‌مدت در اقتصاد بلغارستان بوده‌اند؛ هرچند احتمال وجود رابطه معتبر در بلند مدت را رد نمی‌کنند.

در ایران نیز مطالعاتی در ارتباط با رابطه میان کسری بودجه دولت با سایر متغیرهای کلان اقتصادی انجام شده است.

1. Karras (2019)
2. Ahmad and Aworinde (2019)
3. Helmy (2018)
4. Jalil et al. (2014)
5. Ganchev (2010)
6. vector autoregressive
7. vector error correction

امیدی و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی ارتباط چندکی متغیر در زمان میان نرخ ارز، کسری حساب جاری، کسری بودجه دولت و تورم با استفاده از رویکرد TVP-QVAR طی دوره زمانی ۱۳۹۷:۱۲-۱۳۸۵:۱پرداختند. نتایج نشان داد، چنانچه رشد متغیرها در سطح پایین، میانگین و بالا قرار داشته باشد، نوع ارتباطات بین آن‌ها نیز متفاوت خواهد بود. به‌طور مشخص، در دو سطح نرخ رشد پایین و بالا، ارتباط بیشتری میان نوسانات متغیرهای پژوهش وجود داشته است. همچنین در حالت نرخ رشد بالا، تنها نوسانات نرخ ارز است که علّت تورم، کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت است. از سوی دیگر، تنها در حالت نرخ رشد پایین است که کسری بودجه دولت بر کسری حساب جاری در دوره مورد بررسی اثرگذار بوده است.

هاشمی و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی ارتباط میان تورم و جهش نرخ ارز با در نظر گرفتن شاخص درجه مداخله بانک مرکزی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۵ با بهره‌گیری از الگوی انتقال ملایم لجستیکی استار (LSTR) پرداخته‌اند. براساس نتایج حاصل از این تحقیق، در هر دو رژیم خطی و غیرخطی، قیمت نفت، جهش نرخ ارز، درجه مداخله بانک مرکزی و حجم پول، رابطه مثبت با تورم در اقتصاد ایران دارند. به‌طور خاص، آنها نشان می‌دهند که به ازای یک واحد جهش نرخ ارز، تورم به میزان ۲۱ واحد افزایش داشته است.

مهرآرا و همکاران (۱۴۰۱)، ارتباط بین کسری بودجه دولت، کسری تجاری و شکاف پس‌انداز در ایران را در بازه ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه انجام شده،، بیانگر آن بوده است که بین این سه نوع کسری، رابطه بلندمدتی در دو مدل نفتی و غیرنفتی وجود دارد.

شورکچالی و همکاران (۱۴۰۰)، رابطه تورم و کسری بودجه دولت با رهیافت علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۸ بررسی کرده‌اند. بنابر یافته‌های این مطالعه، در هر دو رژیم شناسایی شده، رابطه علّی یک‌طرفه از کسری بودجه دولت به تورم وجود داشته است. البته شدّت اثرگذاری کسری بودجه بر تورم در رژیم ۱۳۷۴-۱۳۷۰ و ۱۳۹۲-۱۳۹۰ با رژیم ۱۳۹۰-۱۳۷۴ و ۱۳۹۷-۱۳۹۲ یکسان نبوده، اما مسئله تنها در شدّت اثرگذاری و نه سمت اثرگذاری بوده است.

زروکی و همکاران (۱۳۹۹)، ارتباط بین کسری بودجه و تورم در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۹۷:۲ تا ۱۳۶۹:۱ را مورد بررسی قرار داده‌اند. مطالعه صورت گرفته با هدف بررسی اثر تانزی و پاتینکین انجام شده، و نتایج حاصل شده، بیانگر آن است که در بلندمدت، افزایش و کاهش تورم بر کسری بودجه کل و عملیاتی به صورت معکوس اثر می‌گذارد. از سوی دیگر، یافته‌های این مطالعه بیانگر اثر غیرخطی تورم بر کسری بودجه کل و عملیاتی است.

کاظم‌زاده و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از مدل موجک گسسته و الگوی TVAR، به بررسی اثر متقابل تورم و کسری بودجه دولت در ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۶:۳-۱۳۶۹:۱ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مدل موجک، بیانگر آن است که در افق‌های بیش از هشت سال، رابطه علّی بین تورم و

کسری بودجه دوطرفه است. همچنین، نتایج مدل TVAR، بیانگر آن است که در تورم‌های فصلی، کمتر از ۶/۲۸ درصد، کسری بودجه با تکانه تورم افزایش می‌یابد.

صبوری دیلمی و همکاران (۱۳۹۸)، با بررسی چرخه نرخ ارز-تورم در بازه ۰۶:۱۳۹۶-۰۱:۱۳۸۱ در ایران، با استفاده از مدل MSBVAR، نشان داده‌اند که بین این دو متغیر، رابطه دو طرفه‌ای میان متغیرها در رژیم تورمی سطح پایین و رابطه انفجاری در رژیم تورمی سطح بالا وجود دارد. بنابراین نتایج این مطالعه، در رژیم تورمی سطح پایین، واکنش تورم به شوکی به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز، مثبت و کمتر از یک است. درحالی‌که واکنش نرخ ارز، به شوکی معادل یک انحراف معیار در تورم، مثبت و از حالت قبل بیشتر است. همچنین، در رژیم تورمی سطح بالا، چرخه‌ای تشدید شونده است.

نصیرپور و همکاران (۱۳۹۸)، اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر کسری حساب جاری در کشورهای منتخب صادر کننده نفت در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ را با استفاده از مدل P-VAR مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به دست آمده از این پژوهش، نشان می‌دهد با افزایش کسری بودجه، کسری حساب جاری نیز افزایش می‌یابد.

حسینی پور (۱۳۹۷)، ارتباط بین کسری بودجه، عرضه پول و تورم در ایران را با استفاده از الگوی VAR و VECM در بازه ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۴، مورد بررسی قرار داده است. نتایج در بلندمدت، بیانگر اثر مثبت حجم پول و کسری بودجه بر تورم بوده است. همچنین، نتایج، بیانگر رابطه علّی از حجم پول به تورم و کسری بودجه بوده است. با این حال، رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم دوطرفه برآورد شده است.

برادران خانیان و همکاران (۱۳۹۶)، اثر تورم بر کسری بودجه دولت طی دوره ۱:۱۳۷۰-۴:۱۳۹۳ را با استفاده از رگرسیون کوانتایل، مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنها، نشان می‌دهد که کسری بودجه دولت، با افزایش تورم کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، افزایش تورم، اثر نامتقارنی بر میزان کاهش هزینه‌ها و درآمدهای دولت داشته است. به‌این‌صورت که افزایش تورم، موجب شده که کاهش درآمد کمتر از کاهش هزینه‌های دولت با افزایش تورم بوده است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در هیچ‌یک از مطالعات انجام شده، بررسی ارتباط متغیر در زمان آستانه‌ای متغیرهای نرخ ارز، تورم، کسری بودجه و نقدینگی به‌صورت همزمان تاکنون مورد بررسی قرار نگرفته است. در ادامه، روش پژوهش ارائه می‌شود.

۳. مبانی نظری

ارتباط بین کسری بودجه دولت و نرخ تورم، بحث‌های بسیاری را بین طیف‌های گوناگون اقتصاددانان در پی داشته است. از سویی، پول‌گرایان و نئوکلاسیک‌ها همچون پاتینکین[1] (۱۹۶۵)، سارجنت و

1. Patinkin (1965)

والاس[1] (۱۹۸۱) و میلر[2] (۱۹۸۳)، معتقدند که رابطه علّی بین این دو متغیر از سمت کسری بودجه به تورم است. از این رو، افزایش کسری بودجه دولت، منجر به استقراض از بانک مرکزی شده که نتیجه آن افزایش تورم خواهد بود. این مسئله به پولی کردن کسری بودجه معروف است.

سارجنت و والاس (۱۹۸۱)، ارتباط بین مقامات پولی و مالی را عامل مهمی در ارتباط بین کسری بودجه و تورم می‌دانند. طبق دیدگاه آنان، هرگاه مقامات مالی بر مقامات پولی تسلط بیشتری داشته باشند، احتمال پولی کردن کسری بودجه نیز بیشتر خواهد شد. اما در حالت عکس، و به ویژه استقلال بانک مرکزی، این امر بسیار نامحتمل خواهد بود. در همین راستا میلر (۱۹۸۳)، بیان می‌دارد که کسری بودجه دولت در هر صورت تورم‌زا است. طبق استدلال میلر، اثر ازدحام ناشی از کسری بودجه بدون اینکه سیاست پولی سازی اعمال شود نیز می‌تواند با کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه، کاهش رشد اقتصادی، منجر به افزایش تورم شود.

این موضوع را می‌توان توسط معادله مقداری پول بهتر درک کرد. در معادله $MV = PY$ با ثابت فرض کردن V، اگر y ازجهت کاهش در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش یابد، برای برقراری مجدد تساوی، افزایش P گریز ناپذیر خواهد بود. از سوی دیگر، اقتصاددانان کینزی برای از بین رفتن رکود اقتصادی بر آن هستند که دولت بایستی با اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی، به تسریع این روند کمک کند. این موضوع برخاسته از این دیدگاه است که کسری بودجه، می‌تواند به تعادل اقتصاد کلان بیانجامد (اورحمان و همکاران[3]، ۲۰۰۸).

این دیدگاه کینزین‌ها به‌ویژه در زمان رکود اقتصادی، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بنابر این دیدگاه، در زمان رکود اقتصادی، کسری بودجه دولت، می‌تواند عامل مهمی در تحریک تقاضا و در نتیجه خروج اقتصاد از شرایط رکودی باشد (اولالکان[4] ۲۰۲۰). نکته مهمی که در ارتباط با نظر کینزین‌ها در مورد اثر کسری بودجه بر تورم وجود دارد، این است که به اعتقاد این دسته از اقتصاددانان، احتمال آنکه کسری بودجه در شرایط رکود شدید، تورم‌زا باشد، بسیار کمتر از زمانی است که اقتصاد در وضعیت رونق و یا وضعیتی نزدیک به اشتغال کامل است (منتظری شورکچالی و همکاران، ۱۴۰۰). به همین علت، از دید کینزین‌ها، یک رابطه علی غیرخطی میان کسری بودجه و تورم وجود دارد.

از سوی دیگر، برخی مطالعات، رابطه علّی طرح شده را از سمت تورم به کسری بودجه دانسته‌اند. بنابر نظر باروه[5] (۱۹۷۹)، کسری بودجه دولت ناشی از تورم بوده و این رابطه علّی یک‌طرفه است. بنابر این دیدگاه، افزایش کسری بودجه دولت، موجب افزایش ارزش اسمی اوراق قرضه معوقه دولتی

1. Sargent and Wallace (1981)
2. Miller (1983)
3. Ur Rehman et al. (2008)
4. Olalekan (2020)
5. Barro (1979)

می‌شود. دراین‌صورت، با افزایش نرخ تورم انتظاری، ارزش اسمی اوراق قرضه دولتی نیز تا جایی که ارزش انتظاری واقعی اوراق قرضه معوق دولتی در مقدار اولیه ثابت باقی بماند، افزایش می‌یابد. دراین‌صورت، دولت به منظور نگاه داشتن ارزش انتظاری واقعی اوراق قرضه در سطح اولیه، کسری بودجه را افزایش خواهد داد. از این رو، کسری بودجه دولت، ناشی از تورم خواهد بود.

در ارتباط با همین موضوع، کاردوزو[۱] (۱۹۹۸)، با ارائه یک جمع‌بندی از اثر تانزی[۲] و پاتینکین[۳] در مورد رابطه میان کسری بودجه و تورم، بیان می‌کند که این رابطه، غیریکنواخت است. وی برای اثبات این ادعا، بیان می‌کند که در سطوح پایین تورم، افزایش تورم می‌تواند از مسیر کاهش ارزش واقعی درآمدهای مالیاتی دولت، موجب افزایش کسری بودجه شود. این در حالی است که تورم در سطوح بالا، از کاهش ارزش واقعی مخارج دولت، موجب کاهش کسری بودجه دولت می‌شود.

به اعتقاد پولیون، تورم صرفاً یک پدیده پولی است (مایووالا و کیساوا[۴]، ۲۰۱۸). در ارتباط با رابطه میان تورم و کسری بودجه، فریدمن (۱۹۶۸)، بیان می‌کند که اگر کسری بودجه با اثرگذاری بر عرضه پول، تأمین مالی شود، تورم‌زا خواهد بود؛ اما اگر کسری بودجه دولت از طریق فروش اوراق قرضه دولتی به بخش خصوصی و بانک های تجاری (و نه بانک مرکزی) تأمین مالی شود، آثار تورمی نخواهد داشت.

در مقابل این دیدگاه، براساس تئوری مالی، تورم به‌دنبال سیاست‌های مالی ایجاد می‌شود. بر این اساس، افزایش کسری بودجه، منجر به افزایش وام و درنتیجه، افزایش نرخ بهره و تورم می‌شود (شاهین[۵]، ۲۰۱۹). در مقابل این دیدگاه‌ها، تئوری برابری ریکاردویی[۶] وجود دارد که ادعا می‌کند، اگر کسری بودجه ناشی از کاهش مالیات‌ها در دوره فعلی باشد، به‌دلیل آنکه این کاهش در درآمدهای مالیاتی، با افزایش این درآمدها در دوره آتی جبران می‌شود، لذا این کسری بودجه، تأثیری بر افزایش تقاضا و تورم ندارد (ابو و عبد[۷]، ۲۰۱۵).

به عنوان یک قاعده، فرایند انتقال از کسری بودجه به تورم را می‌توان به سه صورت بیان کرد. نخست، دولت می‌تواند با افزایش مالیات‌ها برای مقابله با کسری مالی تلاش کند که دراین‌صورت، هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد. تولیدکنندگان ممکن است به‌نوبه‌خود، این هزینه‌های اضافی را با

---

1. Cardoso (1998)

۲. اثر تانزی (Tanzi Effect)، در مورد رابطه میان کسری بودجه و تورم، بیان می‌کند که تورم می‌تواند از مسیر کاهش ارزش واقعی درآمدهای مالیاتی دولت، موجب افزایش کسری بودجه شود.

۳. اثر پاتینکین در مورد رابطه میان کسری بودجه و تورم، بیان می‌کند که تورم می‌تواند از مسیر کاهش ارزش واقعی مخارج دولت، موجب کاهش کسری بودجه شود.

4. Myovella & Kisava (2018)
5. Şahin (2019)
6. Ricardian equivalence proposition
7. Abu and Abd (2015)

افزایش قیمت‌ها به مصرف‌کنندگان منتقل کنند (بالاویو و همکاران[1]، ۲۰۱۸). همچنین، افزایش در نرخ مالیات، براساس منحنی لافر[2]، منجر به کاهش درآمد قابل تصرف و بهره‌وری شده و اثر منفی بر انگیزه و جذب سرمایه‌گذاری خصوصی خواهد داشت و درنتیجه، باعث کاهش رشد اقتصادی و درآمد مالیاتی دولت می‌شود (اسقومه و مفروحه[3]، ۲۰۲۲، محمود و همکاران،[4] ۲۰۲۲).

دوم، دولت ممکن است، سعی کند کسری بودجه را از طریق حق‌الضرب پوشش دهد. چاپ پول، سطح عرضه پول را بالا برده که می‌تواند تقاضا و قیمت کل را افزایش دهد (بالاویو و همکاران، ۲۰۱۸). هنگامی که دولت از روش پولی در تأمین کسری بودجه استفاده می‌کند، تقاضای کل افزایش یافته، اما عرضه کالا افزایش نمی‌یابد.

سومین روش، این است که دولت، کسری بودجه را از طریق فروش اوراق قرضه، تأمین کند (سلیمان و میکائیل،[5] ۲۰۱۸)، دراین‌صورت، نرخ بهره را بالا می‌برد و درنهایت، منجر به جذب سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. بخش خصوصی، اوراق بهادار را خریداری می‌کند و سپس بانک مرکزی تلاش می‌نماید تا هرگونه افزایش نرخ بهره را محدود کند (مایووالا و کیساوا، ۲۰۱۸). اگر دولت‌ها کسری بودجه خود را از طریق فروش اوراق قرضه تأمین کنند، کسری بودجه ممکن است از طریق افزایش رشد پولی منجر به تورم شود. در این حالت، تورم به عنوان یک عنصر پولی در نظر گرفته می‌شود و به عبارت دیگر، گسترش حجم پول با کسری بودجه، عامل تعیین‌کننده در افزایش قیمت‌ها است (شاهین، ۲۰۱۹).

تحت هر سه یا هر یک از این شرایط، کسری‌ها سبب رشد بیشتر پایه پولی می‌شود که درنهایت، می‌تواند فشار تورمی ایجاد کند. همچنین با افزایش تورم، احتمال افزایش کسری بودجه مجدداً وجود دارد؛ زیرا مخارج جاری دولت را افزایش می‌دهد و مجدداً امکان افزایش قیمت دارایی‌های مختلف وجود خواهد داشت.

افزایش سطح عمومی قیمت‌ها که ناشی از کاهش ارزش پول یا افزایش نرخ ارز است، به‌طور معمول، باعث ایجاد یک سری تحولات می‌شود که اغلب به فرایند تورم دامن می‌زنند. در واقع، به دنبال کاهش ارزش پول و با استدلال بر پدیده عبور نرخ ارز، افزایش قیمت نهاده‌های اولیه و واسطه‌ای و همچنین کالاهای نهایی، به قیمت‌های داخلی منتقل و منجر به تشدید تورم می‌شود (سلیمان و میکائیل، ۲۰۱۸). به‌علاوه، با عدم قطعیت در بازار نرخ ارز، معامله‌گران ریسک‌گریز به تغییرات پیش‌بینی نشده در نرخ ارز، واکنش منفی نشان می‌دهند؛ به‌طوری‌که تولید کل و جریان‌های تجاری کاهش می‌یابد (بهمنی اسکویی و گلان[6]، ۲۰۱۸).

1. Bulawayo et al. (2018)
2. Laffer curve
3. Istiqomah & Mafruhah (2022)
4. Mehmood et al. (2022)
5. Suleiman & Michael (2018)
6. Bahmani-Oskooee & Gelan (2018)

افزایش قیمت‌های داخلی بدون افزایش متناظر در نرخ دستمزد اسمی، دستمزد واقعی را کاهش می‌دهد و خانوار مجبور است، برای حفظ همان استاندارد زندگی، هزینه بیشتری بپردازد. در نتیجه، تقاضای افزایش دستمزدها و مزایا توسط نیروی کار مطرح می‌شود. هنگامی که چنین تقاضاهایی برآورده می‌شود، هزینه‌های تولید و به دنبال آن، قیمت‌های بازار، تحت تأثیر قرار می‌گیرند. چنانچه دستمزدها افزایش نیابند، کاهش بهره‌وری نیروی کار اجتناب ناپذیر است. از آنجا که در کشورهای درحال‌توسعه، دولت کارفرمای اصلی نیروی کار است و به همین دلیل، تقاضای افزایش دستمزدها، افزایش هزینه‌های عمومی را به‌دنبال دارد. زمانی که درآمد جمع‌آوری شده برای پاسخگویی به افزایش هزینه‌ها کافی نباشد، افزایش مخارج دولت باعث کسری بودجه شده و اقتصاد را به مارپیچ کسری بودجه و تورم سوق می‌دهد (سلیمان و میکائیل، ۲۰۱۸).

۴. روش شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر، به بررسی نحوه ارتباط میان نوسانات نرخ ارز، تورم، کسری بودجه دولت و نقدینگی در دوره ۱۴۰۲:۰۶-۱۳۸۵:۰۱ به‌صورت ماهانه با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه با پارامترهای متغیر در زمان پرداخته شده، و لازم به ذکر است، کلیه اطلاعات مورد نیاز از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی و همچنین اطلاعات مربوط به کسری بودجه دولت در سال‌های پس از ۱۳۹۷ با مراجعه حضوری به سازمان برنامه و بودجه کشور دریافت شده است.

در ادامه در جدول (۱)، آمارهای توصیفی و آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد بررسی، ارائه شده، و لازم به‌ذکر است که نرخ رشد کلیه متغیرها مدنظر می‌باشد و به‌صورت درصد محاسبه گردیده، و براساس نتایج جدول (۱)، بیشترین میانگین نرخ رشد، مربوط به نرخ ارز و کمترین، مربوط به کسری بودجه دولت بوده، بیشترین نوسان (واریانس) مربوط به کسری بودجه و کمترین نوسان نیز مربوط به نقدینگی بوده است. براساس آماره چولگی، متغیرهای نرخ ارز، تورم و نقدینگی، چوله به راست و کسری بودجه دولت، چوله به چپ هستند. همچنین نتایج کشیدگی نشان می‌دهد، کلیه متغیرها دارای توزیع لپتوکورتیک[1] و دنباله فربه و متورم[2] هستند. آماره جارک-برا[3] نشان می‌دهد، کلیه متغیرها فاقد توزیع نرمال هستند. از آنجایی که کلیه متغیرها دارای توزیع لپتوکورتیک هستند و همچنین احتمال وجود شکست ساختاری در متغیرها وجود دارد، می‌باید از آزمون ریشه واحد الیوت، روتنبرگ و استاک[4] استفاده نمود (اسدی و همکاران[5]، ۲۰۲۲).

1. Leptokurtic Distribution
2. Fat Tail
3. Jarque-Bera
4. Elliott, Rothenberg and Stock (ERS)
5. Asadi et al. (2022)

جدول ۱: آمارهای توصیفی مربوط به متغیرهای مورد بررسی

Tabel 1: Descriptive Statistics of the Examined Variables

	EXC (نرخ ارز)	INF (تورم)	BD (کسری بودجه)	LIQ (نقدینگی)
میانگین	۲/۱۲۱	۱/۹۸۱	۱/۸۰۱	۲/۱۰۸
واریانس	۴۰/۳۰۲	۲/۷۳۵	۱۱۷۳۷۸	۱/۶۹۱
چولگی	۱/۹۴۸	۱/۵۸۲	-۶/۳۶۱	۱/۰۸۴
کشیدگی	۷/۷۷۵	۳/۶۹۸	۱۱۲/۶۵۹	۶/۱۹۸
توزیع نرمال	۶۵۵/۴۲	۲۰۵/۲۵	۱۱۱۴۰	۳۷۳/۶۴
سطح احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشه واحد برمبنای آزمون هگی[1] در جدول ۲ ارائه شده است. براساس جدول ۲، مقادیر آماره تمامی متغیرها در حالت‌های مختلف چرخه‌ای، از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر بوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در حالت‌های مختلف، رد شده است که این مهم، از طریق اعداد داخل پرانتز نیز قابل مشاهده می‌باشد[2].

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد هگی- عرض از مبدأ و روند

Tabel 2: Results of the Heggy Unit Root Test – Intercept and Trend

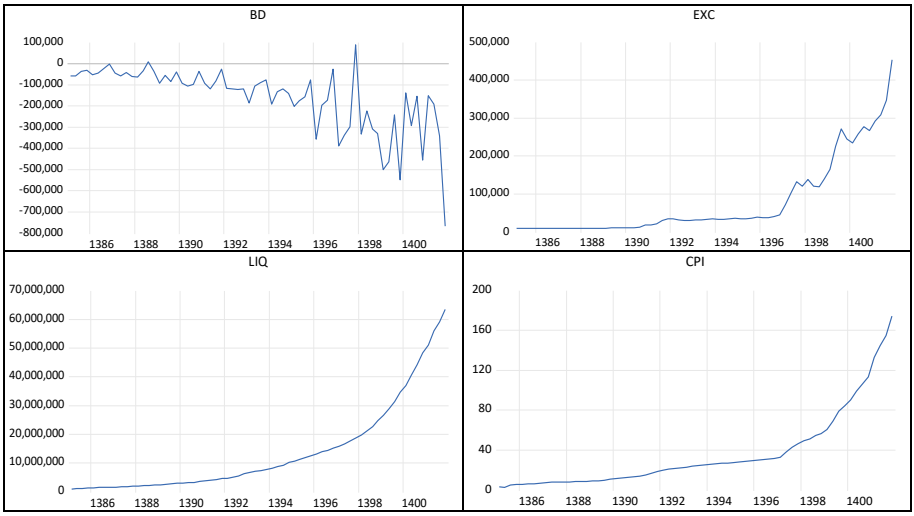
متغیر	چرخه ۲ ماهه	چرخه ۳ ماهه	چرخه ۶ ماهه	چرخه ۱۲ ماهه
EXC	-۳/۵۳۴ (۰/۰۰۸)	۱۹/۳۸۵ (۰/۰۰۰)	۲۶/۴۵۹ (۰/۰۰۰)	۱۸/۳۴۹ (۰/۰۰۰)
BD	-۳/۹۳۹ (۰/۰۰۵)	۱۴/۲۰۴ (۰/۰۰۰)	۱۷/۳۵۱ (۰/۰۰۰)	۱۵/۰۵۷ (۰/۰۰۰)
INF	-۳/۲۳۹ (۰/۰۲۳)	۹/۵۸۶ (۰/۰۰۱)	۹/۹۱۱ (۰/۰۰۰)	۱۸/۴۷۷ (۰/۰۰۰)
LIQ	-۲/۳۳۸ (۰/۰۲۵)	۵/۵۱۲ (۰/۰۰۰)	۵/۹۲۲ (۰/۰۰۰)	۱۱/۰۸۴ (۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، روند تغییرات متغیرهای مورد مطالعه طی دوره زمانی مورد بررسی، به تصویر کشیده شده است:

1. Hegy

۲. با توجه به اینکه کلیه متغیرها به‌صورت رشد وارد الگو شده‌اند، دارای رفتار گام تصادفی می‌باشند و بر این اساس، کلیه متغیرها در سطح مانا می‌باشند.



نمودار ۱: روند تغییرات متغیرهای مورد مطالعه طی دوره زمانی ۱۳۸۵:۰۱-۱۴۰۲:۰۶

Figure 1: Trend of the Studied Variables Over the Period (March 2006 – August 2023)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در نمودار (۱) قابل مشاهده است، شاخص‌های نقدینگی، نرخ ارز و تورم، روند صعودی قابل ملاحظه‌ای را از سال ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ تجربه کرده‌اند. در ارتباط با متغیر نرخ ارز، ذکر این نکته ضروری است که هرچند این متغیر تا سال ۱۳۹۶، روند نسبتاً باثباتی داشته، اما از سال ۱۳۹۷ به بعد، جهش‌های بسیار قابل‌توجهی را تجربه کرده است. روند تغییرات کسری بودجه نیز به خوبی گواه آن است که این متغیر به‌رغم نوسانات بسیار زیادی که طی دوره مورد مطالعه داشته، اما از سال ۱۳۹۸ به بعد، کسری بودجه افزایش چشمگیری داشته است و به‌طور قابل‌توجهی افزایش پیدا کرده است.

برای بررسی ارتباط مقیاس-زمان میان نوسانات متغیرهای پژوهش، از رویکرد TVP-VAR که توسط نعیم و همکاران[1] (۲۰۲۴) معرفی شده، استفاده شده است. در الگوی TVP-VAR برخلاف سایر رویکردهای مربوط به خانواده خودرگرسیون برداری (VAR)، به طول وقفه بهینه حساس نمی‌باشد؛ زیرا وقفه بهینه توسط نرم‌افزار و براساس معیارهای اطلاعاتی، به‌صورت خودکار انتخاب می‌شود که در پژوهش حاضر، وقفه بهینه ۱ بوده است[2].

الگوهای زیادی برای بررسی اتصال و ارتباط بین بازارهای مختلف وجود دارد. نعیم و همکاران (۲۰۲۴)، رویکرد جدیدی برای محاسبه نحوه ارتباط میان بازارها ارائه کرده‌اند. این رویکرد، شاخص

1. Naeem et al. (2024)

۲. جهت مطالعه بیشتر، به مطالعه اسدی و همکاران (۲۰۲۲) مراجعه شود.

مناسب‌تری جهت بررسی ارتباط میان بازارها در طی زمان ارائه می‌کند. مزیت‌های این الگو به شرح ذیل می‌باشد:

- تحت تأثیر داده‌های پرت نمی‌باشد.
- ضرورتی برای انتخاب دل‌خواهانه اندازه پنجره غلتان[1] وجود ندارد.
- داده‌ای از دست داده نمی‌شود.
- چنان‌چه دوره زمانی مشاهدات دارای تواتر طولانی نباشد، قابل استفاده می‌باشد.

در پژوهش حاضر، از رویکرد مذکور با طول وقفه یک و بر مبنای معیار اطلاعاتی بیزین[2] استفاده شده است:

$$V_t = \beta_t V_{t-1} + \gamma_t , \gamma_t \sim N(0, D_t) \quad (۱)$$

$$vec(B_t) = vec(B_{t-1}) + \mu_t , \mu_t \sim N(0, P_t) \quad (۲)$$

در معادله‌های بالا، بردارهای Vt و V(t-1) به همراه γt دارای K×1 بعد هستند. اجزای دیگر βt و Dt دارای ماتریس با ابعاد K×K هستند. vec (Bt) و μt بردارهایی با ابعاد k^2×1 و Pt ماتریسی با ابعاد k^2×k^2 هستند. بعد از مراحل فوق، می‌باید پیش‌بینی تجزیه خطای واریانس تعمیم‌یافته (GFEVD)[3] اندازه‌گیری شود که برعکس پیش‌بینی تجزیه خطای واریانس متعامد است. سنگ بنای DY-TVP-VAR تئوری ولد[4] می‌باشد که قابلیت تبدیل TVP-VAR به TVP-VMA را از طریق معادله (۳) دارد (اصل و همکاران، ۲۰۲۱):

$$= \sum_{i=1}^{p} B_{it} \; v_{t-i} + \gamma_t = \sum_{j=0}^{\infty} S_{jt} \; \gamma_{t-j} V_t \quad (۳)$$

در اینجا B_t، یک ماتریس در ابعاد $k \times k$ است که نشان‌دهنده ضرایب متغیر در زمان VAR است. سپس برای اینکه درجه واحدی در هر ردیف وجود داشته باشد، استفاده از GFEVD ضروری است (کوپ و همکاران[5]، ۱۹۹۶ و پسران و شین[6]، ۱۹۹۸). برای این منظور ما باید GFEVD را با σ (ij,t)^f نرمال کنیم. σ (ij,t)^f نشان می‌دهد که چه مقدار دارایی j در واریانس خطای پیش‌بینی i سهم دارد. همچنین کاربرد میزان ارتباط جفتی از j به i ضروری است که از طریق معادله‌های (۴) و (۵) قابل بررسی است:[7]

$$\sigma_{ij,t}^{f}(\mathrm{H}) = \frac{D_{ii,t}^{-1} \sum_{t=1}^{H-1} (l' S_t l_j)^2}{\sum_{j=1}^{k} \sum_{t=1}^{H-1} l_i D_t S_t' l_i} \quad (۴)$$

1. Rolling window
2. Bayesian Information Criterion
3. Generalized Forecast Error Variance Decomposition
4. Wold Theorem
5. Koop et al. (1996)
6. Pesaran Shin (1998)
7. جهت مطالعه بیشتر، به مطالعات بالسیلار و همکاران (Balcilar et al., 2021) و گانگ و همکاران (Gong et al., 2022) مراجعه شود.

$$\sigma_{ij,t}^{f\prime}(\mathrm{H}) = \frac{\sigma_{ij,t}^{f}(H)}{\sum_{j=1}^{k}\sigma_{ij,t}^{f}(H)} \quad (۵)$$

مطابقت نزدیکی میان بردار یکه انتخاب شده با موقعیت iام و در غیراین‌صورت، صفر وجود خواهد داشت که بر این اساس، $\sum_{j=1}^{k}\sigma_{ij,t}^{f\prime}(H)$ و $\sum_{i,j=1}^{k}\sigma_{ij,t}^{f\prime}(H) = 1$ خواهد بود. براساس GFEVD نحوه استخراج سرریز نوسانات در معادله‌های ذیل آمده است:

$$TO_{jt} = \sum_{i=1,i\neq j}^{k}\sigma_{ij,t}^{f\prime}(H) \quad (۶)$$

$$FROM_{jt} = \sum_{i=1,i\neq j}^{k}\sigma_{ji,t}^{f\prime}(H) \quad (۷)$$

$$NET_{jt} = TO_{jt} - FROM_{jt} \quad (۸)$$

$$TCI_t = k^{-1}\sum_{j=1}^{k}TO_{jt} + k^{-1}\sum_{j=1}^{k}FROM_{jt} \quad (۹)$$

معادله (۶)، ما را قادر به محاسبه تأثیر و انتقال نوسانات از متغیر j به سایر متغیرها می‌سازد. معادله (۷)، تأثیر و انتقال نوسانات سایر متغیرها بر متغیر j را نشان می‌دهد. بر اساس معادله (۸)، می‌توان دریافت که یک متغیر انتقال‌دهنده و یا دریافت‌کننده[1] خالص نوسانات است. معادله (۹)، نشان می‌دهد که آیا انتقال ریسک بین اجزای سیستم بالا است یا خیر. در واقع، اگر مقدار این شاخص اندک باشد، نشان می‌دهد که ارتباط میان متغیرها ضعیف بوده و نوسانات یک متغیر، تابعی از نوسانات متغیرهای دیگر نیست (هام و ها[2]، ۲۰۲۲).

۵. نتایج

در الگوهای خانواده TVP-VAR نحوه انتقال و دریافت نوسانات میان متغیرها به دو صورت ایستا و پویا بررسی می‌گردد. بر این اساس، در ادامه در جدول (۳) به‌ترتیب برآورد سرریز نوسانات میان متغیرهای پژوهش ارائه شده است:

جدول ۳: برآورد سرریز نوسانات میان متغیرهای مورد بررسی

Tabel 3: Estimated Volatility Spillovers Among the Examined Variables

	EXC	INF	BD	LIQ	از:
EXC	۸۴/۷۱	۱۰/۸۹	۱/۸۱	۲/۵۹	۱۵/۲۹
INF	۲۹/۹۹	۶۶/۲۸	۱/۰۷	۲/۶۷	۳۳/۷۲
BD	۲/۰۶	۱/۹۲	۸۹/۲۶	۶/۷۷	۱۰/۷۴
LIQ	۲/۰۹	۳/۲۵	۴/۵	۹۰/۱۶	۹/۸۴
به:	۳۴/۱۴	۱۶/۰۵	۷/۳۸	۱۲/۰۳	۶۹/۹
خالص	۱۸/۸۵	-۱۷/۶۷	-۳/۳۶	۲/۱۹	۲۳/۲=شاخص مجموع ارتباطات

مأخذ: یافته‌های پژوهش

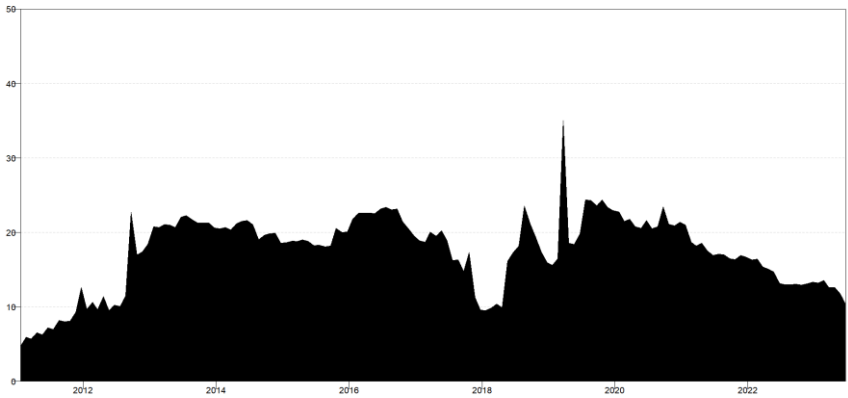
1. Transmitter or Receiver
2. Nham & Ha (2022)

به‌طورکلی، در رویکرد TVP-VAR، نحوه اثرگذاری و اثرپذیری میان اجزای شبکه متغیرهای مورد بررسی، به‌صورت متغیر در زمان ارزیابی می‌گردد. در ستون "از"، مجموع اعداد یک ردیف به‌غیراز خود متغیر می‌باشد. در ستون "به" نیز مجموع اعداد همان ستون به‌غیر از خود متغیر می‌باشد. ردیف خالص نیز حاصل تفاوت مقادیر "به" از مقادیر "از" برای هر یک از متغیرها می‌باشد. چنانچه تفاوت مقادیر "به" و "از" مثبت باشد، به معنای اثرگذاری خالص و چنانچه این تفاوت منفی باشد، به مفهوم اثرپذیری خالص از سایر متغیرهای مورد بررسی می‌باشد. شاخص مجموع ارتباطات نیز مجموع اثرگذاری و اثرپذیری متغیرها را نشان می‌دهد.

براساس جدول ۲، متغیرهای نرخ ارز و نقدینگی، به‌ترتیب، بزرگ‌ترین اثرگذار خالص و همچنین متغیرهای تورم و کسری بودجه دولت، به‌ترتیب، بزرگ‌ترین اثرپذیر خالص از سایر متغیرهای شبکه مورد بررسی بوده‌اند. نکته حائز اهمیت، اینکه بیشترین اثرگذاری نرخ ارز بر تورم، تورم بر نرخ ارز، کسری بودجه دولت بر نقدینگی و نقدینگی بر کسری بودجه دولت بوده، و با وجود اثرگذاری متقابل میان متغیرها، اما به‌طورکلی گرداننده اصلی شبکه متغیرهای کلان مورد بررسی، نرخ ارز بوده است. برای توضیح بیشتر، باید گفت، از آنجا که نرخ ارز توضیح دهنده اصلی نوسانات ایجاد شده در سایر متغیرهای شبکه شامل کسری بودجه دولت، نقدینگی و نرخ تورم طی دوره زمانی مورد بررسی بوده، لذا کنترل نوسانات نرخ ارز توسط مقالات پولی، می‌تواند اثر قابل‌ملاحظه‌ای در نوسانات ایجاد شده در متغیرهای فوق‌الذکر داشته باشد. به‌علاوه، نتایج این تحقیق، نشان می‌دهد که، برخلاف دیدگاه نئوکلاسیک‌ها و پولیون، در اقتصاد ایران، تورم عمدتاً تحت تأثیر نوسانات نرخ ارز است و نوسانات نقدینگی در مقایسه با نرخ ارز اثر بسیار کوچک‌تری دارد.

۱-۵. مجموع ارتباطات پویا

در ادامه در نمودار (۲) مجموع ارتباطات پویا میان متغیرهای مورد بررسی ارائه شده است:



نمودار ۲: مجموع ارتباطات پویا

Figure 2: Total Dynamic Connectedness

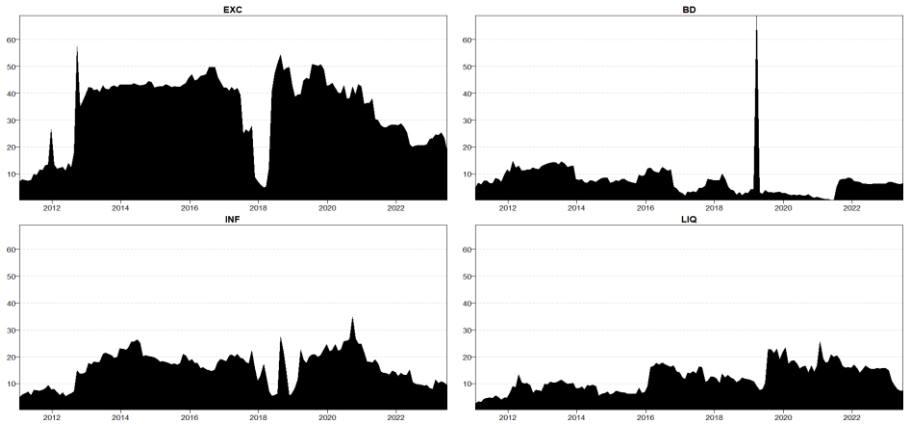
مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نمودار ۲، مجموع اثرگذاری و اثرپذیری متغیرهای مورد بررسی در طی زمان، متفاوت بوده و با توجه به شرایط اقتصادی و سیاسی متغیر بوده است. نکته بسیار حائز اهمیت این است که به‌طور میانگین، ۲۳ درصد این متغیرها در طی سال‌های مورد بررسی با یکدیگر ارتباط داشته‌اند و بیش از ۷۰ درصد ارتباط میان آن‌ها را سایر عوامل همانند عوامل سیاسی و فرهنگی توضیح داده است. ارتباط میان متغیرهای کلان بعد از سال ۲۰۱۲ (۱۳۹۱) تا سال ۲۰۱۶ (۱۳۹۵) صعودی، که ناشی از تشدید تحریم و افزایش انتظارات تورمی، عوامل روانی و هیجانات بوده است. پس از انعقاد برجام به‌واسطه عمدتاً فروکش کردن انتظارات تورمی و همچنین عرضه بیشتر ارز، ارتباط میان آن‌ها کاهش یافته، و مجدداً در سال‌های ۲۰۱۸ و ۲۰۱۹ (۱۳۹۷ و ۱۳۹۸)، ارتباط میان آن‌ها صعودی شده که به‌واسطه تشدید تحریم و کاهش عرضه ارز و افزایش تورم و کسری بودجه و متعاقباً افزایش انتشار اوراق بدهی در بازار سرمایه جهت مدیریت کسری بودجه و درنتیجه، افزایش نقدینگی بوده است.

بعد از سال ۲۰۲۰، مجدداً ارتباط میان آن‌ها کاهش یافته، در حالی که از منظر شرایط اقتصادی و سیاسی، اتفاق اثرگذاری رخ نداده است، لذا این موضوع مطرح می‌گردد که امکان دارد تا سطوحی از رشد متغیرهای کلان، ارتباط میان آن‌ها بیشتر و از سطوحی بالاتر ممکن است تئوری‌های اقتصادی، دیگر قادر به پاسخ‌گویی نحوه مدیریت ارتباط میان متغیرهای کلان اقتصادی نباشند.

۲-۵. اثرگذاری: اثرپذیری و خالص اثرگذاری پویا

در ادامه در نمودار (۳)، نحوه اثرگذاری هر مؤلفه بر سایر مؤلفه‌ها در طی زمان ارائه شده است:



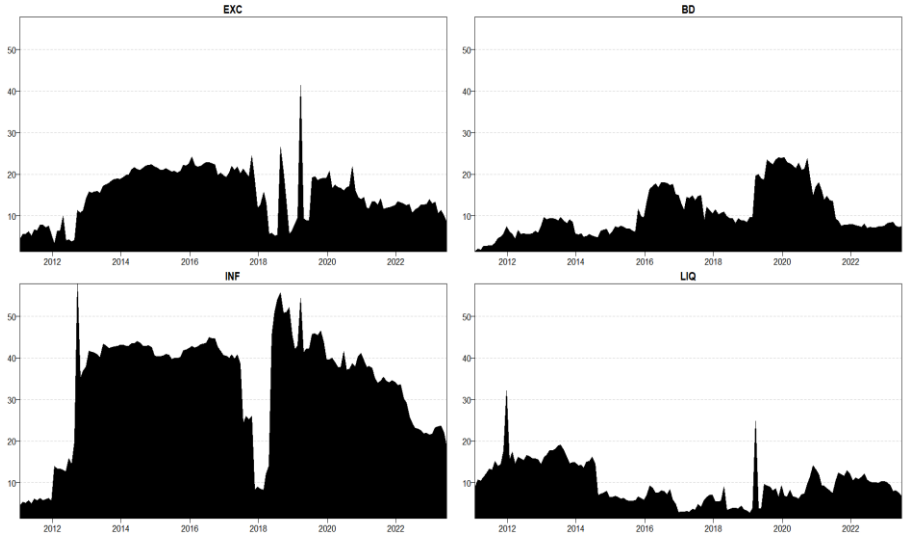
نمودار ۳: نحوه اثرگذاری هر مؤلفه بر سایر مؤلفه‌ها

Figure 3: Impact of Each Component on Other Components

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نمودار ۳، همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در بسیاری از سال‌ها، نرخ ارز بیشترین اثرگذاری را داشته است و در نقطه مقابل در بسیاری از سال‌ها، کسری بودجه و نقدینگی، کمترین

اثرگذاری را داشته‌اند. اثرگذاری نقدینگی از سال ۲۰۱۹ (۱۳۹۸) گرچه افزایش داشته، اما کماکان اثرگذاری آن کمتر از نرخ ارز بوده است. همان‌گونه که قابل مشاهده می‌باشد، در سال‌های بعد از ۲۰۲۰، اثرگذاری تمامی مؤلفه‌ها تا حدودی کاهشی بوده، در حالی که از جنبه‌های اقتصادی و سیاسی، اتفاق اثرگذاری رخ نداده است که مجدداً این مهم را می‌تواند مطرح نماید که امکان دارد تا حدی از رشد مؤلفه‌های کلان و ارتباط آن‌ها، براساس تئوری‌های اقتصادی قابل توضیح است که این مهم در پژوهش حاضر، در ادامه مورد بررسی قرار گرفته، به‌طوری‌که در ادامه در نمودار (۴) اثرپذیری پویای هر مؤلفه، از سایر مؤلفه‌ها نشان داده شده است:

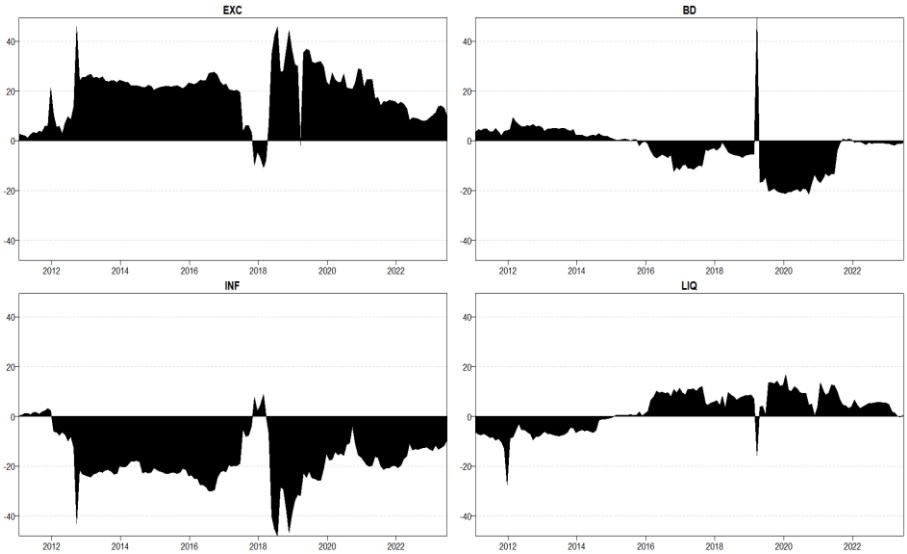


نمودار ۴: اثرپذیری هر مؤلفه از سایر مؤلفه‌ها

Figure 4: Responsiveness of Each Component to Other Components

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نمودار ۴، بیشترین اثرپذیری، مربوط به تورم بوده، و بعد از آن، نرخ ارز نیز اثرپذیری بالایی داشته است. نرخ ارز گرچه اثرپذیری بالایی داشته، اما اثرگذاری آن (طبق نمودار ۲)، به مراتب بالاتر بوده، و به همین دلیل، اثرگذار خالص شبکه مورد بررسی بوده، و نکته جالب توجه اینکه در حد فاصل سال‌های ۲۰۱۸ و ۲۰۱۹، اثرپذیری و اثرگذاری نرخ ارز در مجموع کاهش داشته است که می‌تواند ریشه در سایر عوامل همانند انتظارات و رفتار هیجانی بازار ارز داشته باشد. رشد بالای انتشار اوراق بدهی در بازار سرمایه در سال ۱۳۹۸ (۲۰۱۹) و افزایش نقدینگی جهت مدیریت کسری بودجه به‌خوبی در نمودارهای اثرگذاری و اثرپذیری قابل رؤیت می‌باشد. در ادامه در نمودار (۵)، خالص اثرگذاری نشان داده شده است:



نمودار ۵: خالص اثرگذاری/ اثرپذیری پویا

Figure 5: Net Dynamic Transmitting/Receiving Effects

مأخذ: یافته‌های پژوهش

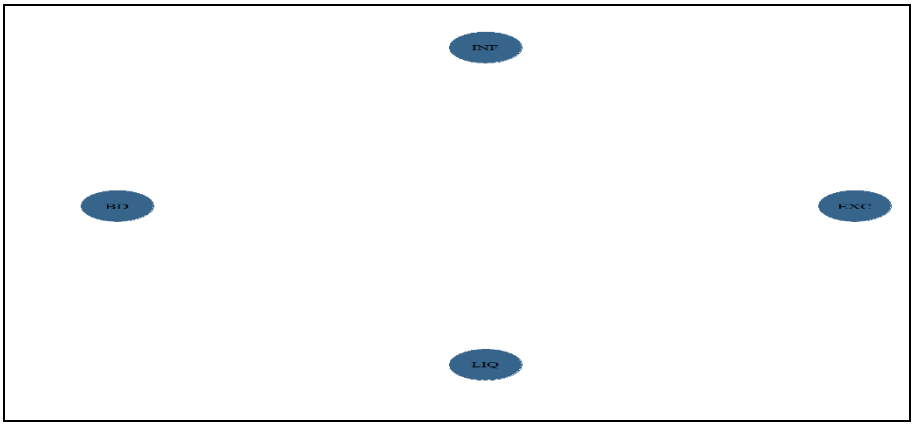
براساس نمودار ۵، نرخ ارز در بیشتر سال‌ها اثرگذار خالص[۱] و نرخ تورم نیز در بسیاری از سال‌ها اثرپذیر خالص بوده، و کسری بودجه از سال ۲۰۱۶ (۱۳۹۵) به بعد، بجز در یک برهه در سال ۲۰۱۹ (۱۳۹۸) در سایر دوره‌ها، نیز اثرپذیر خالص بوده است. نکته جالب توجه اینکه در سال ۲۰۱۹ و با افزایش کسری بودجه و انتشار اوراق بدهی، کسری بودجه اثرگذار، نقدینگی اثرپذیر و تورم به میزان شدیدتر اثرپذیر بوده‌اند. در واقع در نمودار ۵ به‌خوبی مشخص است که نرخ ارز بزرگ‌ترین اثرگذار خالص بر سایر مؤلفه‌های کلان در اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی بوده است. در ارتباط با اهمیت اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم در اقتصاد ایران، شاکری و باقرپور (۱۴۰۲) نشان می‌دهند که در سال های ۱۳۷۴-۱۳۷۳، ۱۳۹۲-۱۳۹۱، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۹-۱۳۹۸، به دلایلی، به‌ترتیب، شامل تعدیل ساختاری، تحریم و کاهش درآمدهای نفتی و لذا کاهش درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت (۱۳۹۱ و ۱۳۹۷ به بعد)، عرضه ارز به شدت کاهش یافته و موجب ایجاد نوسانات شدید در نرخ ارز شد. این مهم از مسیر افزایش نااطمینانی‌های ارزی و تورمی، موجب اعمال اثرات شدیدی بر تورم در ایران شد.

۵-۳. تحلیل حساسیت ارتباط شبکه‌ای

در این بخش از پژوهش، در آستانه‌های مختلف نرخ رشد متغیرها، نحوه ارتباط میان آن‌ها ارائه شده است:

---

۱. اختلاف اثرگذاری از اثرپذیری مثبت باشد.

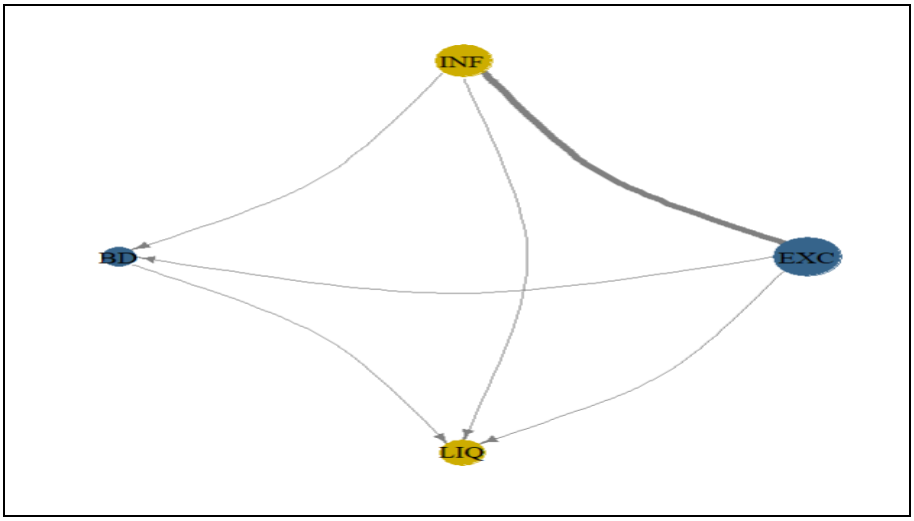


نمودار ۶: نحوه ارتباط میان مؤلفه‌های کلان در آستانه ۳۶+ درصد نرخ رشد

Figure 6: Interrelationship Among Components at the +36% Growth Threshold

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نمودار ۶، چنانچه متغیرهای کلان مورد بررسی، رشدی تا ۳۶ درصد سالانه (ماهانه ۳ درصد) داشته باشند، ارتباط میان آن‌ها قطع شده و نشان می‌دهد که درصورت عدم مدیریت بویژه نرخ ارز، در قالب تئوری‌های اقتصاد کلان، امکان مدیریت اقتصاد کشور وجود نخواهد داشت. این موضوع نشان می‌دهد چنانچه مدیریت در بازار ارز و همچنین نقدینگی وجود نداشته باشد، سایر مؤلفه‌ها همانند اقتصاد سیاسی حاکم خواهد شد.

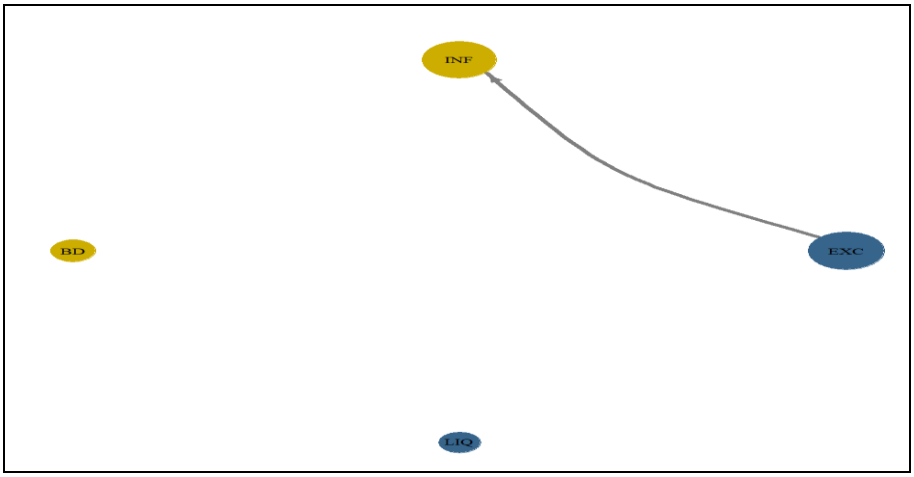


نمودار ۷: نحوه ارتباط میان مؤلفه‌های کلان در آستانه ۳۶- درصد نرخ رشد

Figure 7: Interrelationship Among Components at the –36% Growth Threshold

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در شرایط کاهش نرخ رشد متغیرهای کلان تا ۳- درصد ماهیانه، نرخ ارز نقش مسلط داشته و نوسانات آن با شدت بیشتر به تورم (خط ضخیم‌تر است) و با شدت کمتر به کسری بودجه و نقدینگی منتقل شده است. با انتقال نوسانات نرخ ارز به تورم، نوسانات تورم به کسری بودجه و متعاقبا از کسری بودجه به نقدینگی منتقل شده است.



نمودار ۸: نحوه ارتباط میان مؤلفه‌های کلان در آستانه ۲۴+ درصد نرخ رشد

Figure 8: Interrelationship Among Macroeconomic Components at the +24% Growth Threshold

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار ۸، چنانچه رشد متغیرها تا ۲۴ درصد سالانه باشد، نوسانات نرخ ارز به تورم منتقل شده، و ارتباطی میان سایر اجزا مشاهده نشده است. این مهم نشان می‌دهد، مدیریت اقتصاد کلان کشور بسیار به آستانه‌های رشد مؤلفه‌های کلان اقتصاد، حساس می‌باشد و می‌بایست قبل از حاکم شدن اقتصاد سیاسی و همچنین عوامل انتظارات و هیجانات، مدیریت اقتصاد کلان بویژه نرخ ارز شکل گیرد؛ در غیراین‌صورت، نمی‌توان با سیاست‌های پولی و مالی، مدیریت شبکه متغیرهای مورد بررسی را انجام داد.

۶. نتیجه‌گیری

در طی سال‌های متمادی، همواره نحوه ارتباط میان متغیرهای نرخ ارز، کسری بودجه، تورم و نقدینگی مورد بحث اقتصاددانان بوده و هر یک دیدگاه‌های مختلفی در این خصوص ارائه نموده‌اند. براین اساس در پژوهش حاضر، ارتباط متغیر در زمان متغیرهای مذکور در دوره زمانی ۱۳۸۵:۰۱-۱۴۰۲:۰۶ با استفاده از رویکرد TVP-TVAR بررسی شده است. نتایج، نشان داد که متغیرهای نرخ ارز و نقدینگی به‌ترتیب، بزرگ‌ترین اثرگذار خالص و همچنین متغیرهای تورم و کسری بودجه دولت، به‌ترتیب، بزرگ‌ترین اثرپذیر خالص از سایر متغیرهای شبکه مورد بررسی بوده‌اند.

نکته بسیار حائز اهمیت، این است که به‌طور میانگین، ۲۳ درصد این متغیرها در طی سال‌های مورد بررسی با یکدیگر ارتباط داشته‌اند و بیش از ۷۰ درصد ارتباط میان آن‌ها را سایر عوامل همانند عوامل سیاسی و فرهنگی توضیح داده است. ارتباط میان متغیرهای کلان بعد از سال ۲۰۱۲ (۱۳۹۱) تا سال ۲۰۱۶ (۱۳۹۵) صعودی بوده، که ناشی از تشدید تحریم و افزایش انتظارات تورمی، عوامل روانی و هیجانات بوده است.

پس از انعقاد برجام، به‌واسطه عمدتاً فروکش کردن انتظارات تورمی و همچنین عرضه بیشتر ارز، ارتباط میان آن‌ها کاهش یافته، و مجدداً در سال‌های ۲۰۱۸ و ۲۰۱۹ (۱۳۹۷ و ۱۳۹۸)، ارتباط میان آن‌ها صعودی شده، که به‌واسطه تشدید تحریم و کاهش عرضه ارز و افزایش تورم و کسری بودجه و متعاقباً افزایش انتشار اوراق بدهی در بازار سرمایه جهت مدیریت کسری بودجه و درنتیجه، افزایش نقدینگی بوده، و بعد از سال ۲۰۲۰، مجدداً ارتباط میان آن‌ها کاهش یافته است. نتایج اثرگذاری اثرپذیری خالص، نشان داد که نرخ ارز در بیشتر سال‌ها اثرگذار خالص و نرخ تورم نیز در بسیاری از سال‌ها اثرپذیر خالص بوده، و کسری بودجه از سال ۲۰۱۶ (۱۳۹۵) به بعد، بجز در یک برهه در سال ۲۰۱۹ (۱۳۹۸) در سایر دوره‌ها اثرپذیر خالص بوده است. نکته جالب توجه اینکه در سال ۲۰۱۹ و با افزایش کسری بودجه و انتشار اوراق بدهی، کسری بودجه اثرگذار، نقدینگی اثرپذیر و تورم به میزان شدیدتر اثرپذیر بوده‌اند. در واقع در نمودار ۴ به‌خوبی مشخص گردید که نرخ ارز، بزرگ‌ترین اثرگذار خالص بر سایر مؤلفه‌های کلان بوده است.

در خصوص تحلیل حساسیت و تعیین آستانه‌های نرخ رشد متغیرهای شبکه، چنان‌چه متغیرهای کلان مورد بررسی، رشدی تا ۳۶ درصد سالانه (ماهانه ۳ درصد) داشته باشند، ارتباط میان آن‌ها قطع شده و نشان می‌دهد که در صورت عدم مدیریت بویژه نرخ ارز، در قالب تئوری‌های اقتصاد کلان، امکان مدیریت اقتصاد کشور وجود نخواهد داشت. این موضوع نشان می‌دهد، چنانچه مدیریت در بازار ارز و همچنین نقدینگی وجود نداشته باشد، سایر مؤلفه‌ها همانند اقتصاد سیاسی حاکم خواهد شد.

در شرایط کاهش نرخ رشد متغیرهای کلان تا ۳- درصد ماهیانه، نرخ ارز، نقش مسلط داشته و نوسانات آن با شدت بیشتر به تورم (خط ضخیم‌تر است) و با شدت کمتر به کسری بودجه و نقدینگی انتقال یافته، و با انتقال نوسانات نرخ ارز به تورم، نوسانات تورم به کسری بودجه و متعاقباً از کسری بودجه به نقدینگی منتقل شده است.

چنانچه رشد متغیرها تا ۲۴ درصد سالانه (آستانه ۲+ درصد نرخ رشد ماهیانه) باشد، نوسانات نرخ ارز به تورم منتقل شده، و ارتباطی میان سایر اجزا مشاهده نشده است. این مهم نشان می‌دهد، مدیریت اقتصاد کلان کشور، بسیار به آستانه‌های رشد مؤلفه‌های کلان اقتصاد، حساس می‌باشد و می‌باید قبل از حاکم شدن اقتصاد سیاسی و همچنین عوامل انتظارات و هیجانات، مدیریت اقتصاد کلان بویژه نرخ ارز شکل گیرد؛ در غیراین‌صورت، نمی‌توان با سیاست‌های پولی و مالی، مدیریت شبکه متغیرهای مورد بررسی را انجام داد. براین اساس، مدیریت شناور نرخ ارز، باید مدنظر باشد و چنانچه هدف مدیریت شبکه متغیرهای کلان با استفاده از تئوری‌های اقتصاد کلان می‌باشد، نباید اجازه

افزایش متغیرها، بیش از ۲۴ درصد رشد سالانه داده شود و در غیراین‌صورت، سایر عوامل همانند اقتصاد سیاسی، اقتصاد فرهنگی و بویژه انتظارات تورمی حکم‌فرما خواهد بود.

بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، می‌توان ادعا کرد که براساس دیدگاه پساکینزین‌ها، تورم در ایران یک پدیده پولی نیست و این موضوع با منطق نظریه مقداری پول که تفکر حاکم در نظریات پولیون و نئوکلاسیک‌ها است، حداقل به دو علت مهم در تضاد است. اول آنکه، براساس شواهد تجربی، سرعت گردش پول و تابع تقاضای پول در ایران با ثبات نیستند (شاکری و باقرپور، ۱۴۰۲) و لذا تئوری مقداری پول که براساس آن، تورم ناشی افزایش نقدینگی است، کارکرد خود را از دست می‌دهد. دوم اینکه، طبق نتایج حاصل از تحقیق حاضر، تورم مزمنی که در ایران وجود دارد، عمدتاً حاصل اختلالات سمت عرضه و ناشی از تلاطمات نرخ ارز به علت وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای حاصل از فروش نفت است.

بر این اساس، می‌توان به سیاست‌گذاران پیشنهاد کرد که برای کنترل تورم و کسری بودجه دولت، هدف‌گیری رشد کنترل شده نرخ ارز را در دستور کار خود قرار دهند؛ زیرا بسیاری از مؤلفه‌های اقتصادی و به‌علاوه انتظارات تورمی شکل گرفته در ایران طی دوره‌های متمادی، ناشی از نوسانات شدید نرخ ارز در کشور بوده است.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

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

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

Abu, N., & Abd Karim, M. Z. (2015). The non-linear relationship between fiscal deficits and inflation: Evidence from Africa. *South East European Journal of Economics and Business*, *10*(2), 102-112.

Afonso, A., & Opoku, P. K. (2022). The nexus between fiscal and current account imbalances in OECD economies. *Applied Economics*, *55*(13), 1389-1406.

Afonso, A., Huart, F., Jalles, J. T., & Stanek, P. (2022). Twin Deficits Revisited: a role for fiscal institutions?. *Journal of International Money and Finance*, 121, 102506.

Agu, P. C., & Oshim, J. C. (2024). Effect 0f deficit budget financing sources on inflation rate in Nigeria. *International Journal of Business and Management Review*, *12*(1), 116-131.

Ahmad, A. H., & Aworinde, O. B. (2019). Are fiscal deficits inflationary in African countries? New evidence from an asymmetric cointegration analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 50, 100999.

Asadi, M., Roubaud, D., & Tiwari, A. K. (2022). Volatility spillovers amid crude oil, natural gas, coal, stock, and currency markets in the US and China based on time and frequency domain connectedness. *Energy Economics*, 109, 105961.

Asl, M. G., Bouri, E., Darehshiri, S., & Gabauer, D. (2021). Good and bad volatility spillovers in the cryptocurrency market: New evidence from a TVP-VAR asymmetric connectedness approach. Available at SSRN 3957317.

Bahmani-Oskooee, M., & Gelan, A. (2018). Exchange-rate volatility and international trade performance: Evidence from 12 African countries. *Economic Analysis and Policy*, 58, 14-21.

Balcilar, M., Gabauer, D., & Umar, Z. (2021). Crude oil futures contracts and commodity markets: New evidence from a TVP-VAR extended joint connectedness approach. *Resources Policy*, 73, 102219.

Baradaran Khanian, Z., Asgharpur, H., Panahi, H. & Kazerooni, A. (2017). The asymmetric effect of inflation on the budget deficit in Iran: Quantile Regression approach, *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4, 169-194. [In Persian]

Barro, R. J. (1979). On the determination of the public debt. *Journal of Political Economy*, *87*(5, Part 1), 940-971.

Bilman, M. E., & Karaoğlan, S. (2020). Does the twin deficit hypothesis hold in the OECD countries under different real interest rate regimes?. *Journal of Policy Modeling*, *42*(1), 205-215.

Bulawayo, M., Chibwe, F., & Seshamani, V. (2018). The impact of budget deficits on inflation in Zambia. *Journal of Economics and Development Studies*, *6*(2), 13-23.

Ferrara, L., Metelli, L., Natoli, F., & Siena, D. (2021). Questioning the puzzle: fiscal policy, real exchange rate and inflation. *Journal of International Economics*, 133, 103524.

Ganchev, G. T. (2010). The twin deficit hypothesis: The case of Bulgaria. *Financial Theory and Practice*, *34*(4), 357-377.

Gong, X., Xu, J., Zhou, Z., & Liu, T. (2022). Dynamic volatility connectedness between industrial metal markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 63(C), 101814.

Hashemi F, Hosseini S, Hozhabr Kiani K, Farzin M R. (2023). Investigating the Relationship between Inflation and Exchange Rate Jumps by Considering the Index of the Central Bank's Intervention Degree and Using the Dornbush launch Model. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, *31*(107), 7-42. [In Persian]

Helmy, H. E. (2018). The twin deficit hypothesis in Egypt. *Journal of Policy Modeling*, *40*(2), 328-349.

Hosseinipour, S.M.R. (2017). Causality assessment among budget deficit, money supply and inflation rate in Iran. *The Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 6, 80-100. [In Persian]

Istiqomah, N., & Mafruhah, I. (2022). The effect of budget deficit in Indonesia: A comparative study. *Economics Development Analysis Journal*, *11*(1), 110-119.

Jalil, A., Tariq, R., & Bibi, N. (2014). Fiscal deficit and inflation: New evidences from Pakistan using a bound testing approach. *Economic Modelling*, 37, 120-126.

Karras, G. (2019). Are "twin deficits" asymmetric? Evidence on government budget and current account balances, 1870-2013. *International Economics*, 158, 12-24.

Kazemzade, A., Karimi Potanlar, S. & Jafari Samimi, A. (2020). An analysis of the terence effect and the anti-tensile effect in Iran's economy: Discrete wavelet transform method and a threshold vector autoregressive model. *Macroeconomics Research Letter*, 15, 13-37.doi:
10.22080/IEJM.2020.16858.1701. [In Persian]

Koop, G., Pesaran, M. H., and Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, *74*(1), 119-147.

Mehmood, K., Ahmad, S., Mehmood, T., Mohsin, M., & Ishfaq, M. (2022). Does Laffer curve exist in tax structure of Pakistan? A threshold regression analysis. *Journal of Economic Impact*, *4*(1), 145-149.

Mehrara, M., Gholami, A. & Ahmadi, S.M.M. (2023). The dynamic and pivotal role of private sector savings in proving the evidence of the triple deficit in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 9, 203-226. [In Persian]

Miller, P. J. (1983). Higher deficit policies lead to higher inflation. *Quarterly Review*, *7*(Win).

Montazeri Shoorekchali, J., Zahed Gharavi, M. & Ehsani, M. (2021). Inflation and budget deficit in Iranian economy: Granger causality approach Markov switching. *Applied Economics*, 11, 53-69. [In Persian]

Myovella, G. A., & Kisava, Z. S. (2018). Budget deficit and inflation in Tanzania: ARDL bound test approach. *Journal of Business Economics and Finance*, *7*(1), 83-88.

Naeem, M. A., Chatziantoniou, I., Gabauer, D., & Karim, S. (2024). Measuring the G20 stock market return transmission mechanism: Evidence from the R2 connectedness approach. *International Review of Financial Analysis*, 91, 102986.

Nasirpour, A., Sharifi-Renani, H., Daei Karimzadeh, S. & Basirat M. (2019). An Analysis of the Effects of Monetary and Fiscal Policies on the Current Account Deficit in Selected Oil Exporting Countries: A P-VAR Approach. *The Journal of Planning and Budgeting*, 24. [In Persian] 81-112. doi:10.29252/jpbud.24.2.81

Nham, N., T. H. (2022). An application of a TVP-VAR extended joint connected approach to explore connectedness between WTI crude oil, gold, stock, and cryptocurrencies during the Covid-19 health crisis. *Technological Forecasting and Social Change*, 83, 121909.

Olalekan Olaniyi, C. (2020). Application of bootstrap simulation and asymmetric causal approach to fiscal deficit-inflation nexus. *Global Journal of Emerging Market Economies*, *12*(2), 123-140.

Omodi, V., Gudarzi farahani, Y. & Roudari, S. (2023). Investigating the quantile time-varying relationship between exchange rate, current account deficit, government budget deficit, and inflation in the Iranian economy. *Journal of Econometric Modelling*, 8, 129-157. [In Persian]

Doi: 10.22075/JEM.2023.29051.1783.

Patinkin, D. (1969). The Chicago tradition, the quantity theory, and Friedman. *Journal of Money, Credit and Banking*, *1*(1), 46-70.

Pesaran, H. H. and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, *58*(1), 17-29.

Rajakaruna, I., & Suardi, S. (2021). The dynamic linkages between current account deficit and budget balance deficit in the South Asian region. *Journal of Asian Economics*, 77, 101393.

Saboori Deylami, M.H., Elahi, N., Kiaalhoseini, S.Z.A., & Yousefi sheikh robaat, M.R. (2021). Existence of exchange rate-inflation vicious circle hypothesis in Iran: A MSBVAR approach. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 8, 7-30. [In Persian] Doi: 10.22096/esp.2019.37179.

Şahin, B. E. (2019). Analysis of the relationship between inflation, budget deficit and money supply in Turkey by ARDL approach: 1980-2017. *Journal of Life Economics*, *6*(3), 297-306.

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis quarterly review*, *5*(3), 1-17.

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. doi: 10.22054/ijer.2022.63350.1036

Souri, A., & Panahi, F. (2025). Macroeconomic Variables, Exchange Rate and Comparing the Methods of Bilateral Differences and Individual Variables, *The Economic Research*, 25(1), 91-112. doi: 10.22034/25.1.91

Suleiman Sa'ad, A. A., & Michael, O. B. A. (2018). An econometric analysis of the nexus of exchange rate, inflation and budget deficit: Case of Nigeria 1981-2016. *Journal of World Economic Research*, *7*(1), 1-13.

Ur Rehman, F., Ahmed, K. A., & Ali, S. (2008). The impact of budget deficit on inflation in Pakistan: (1970-2004). *European Journal of Scientific Research*, *20*(3), 715-720.

Zaroki, S., Yousefi barfurushi, A., & Moghadasi Sedehi, A. (2020). Testing the effect of Tanzi and Patinkin in Iran's economy. *Economic Research*, 55, 347-372. Doi: 10.22059/JTE.2020.291751.1008256. [In Persian]

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 171-210

https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13660

Macroeconomic Effects of Exchange Rate Shock under Fractional and Full Reserve Banking A DSGE Approach

Farideh Khodadadi[1], Hossein Samsami[2]

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: F_khodadadi@sbu.ac.ir
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: H-Samsami@sbu.ac.ir

Abstract

The purpose of this research is to investigate the effects of exchange rate shocks on Iran's macroeconomic variables under fractional and full reserve banking conditions. To achieve this goal, a New Keynesian dynamic stochastic general equilibrium model was designed, considering both fractional and full reserve banking (FRB) systems and incorporating the realities of the Iranian economy. Subsequently, the effects of exchange rate shocks under both types of banking were examined. After determining the model's input values and estimating the parameters using quarterly data from the Iranian economy during the 1991-2022 period, using the Bayesian estimation method, the results of the model variable simulations indicate the model's validity in describing fluctuations in the Iranian economy. The model results show that, due to an exchange rate shock, the growth rate of the monetary base and, consequently, the money supply are affected. Under full reserve banking, due to full reservation of deposits, this has led to a smaller increase in inflation and marginal cost; however, in fractional reserve banking, due to less control by the banking system despite having two tools to control the growth of the monetary base and the nominal exchange rate, it will create higher bias and fluctuations in the inflation rate and other macroeconomic variables. In other words, the studied model, compared to the baseline model, showed slight differences in both the amplitude and duration of fluctuations when facing an exchange rate shock.

Article information

Review History:

Received: Feb. 22, 2024

Revised: Mar. 09, 2024

Accepted: June. 08, 2024

Keywords:

Full Reserve Banking

Fractional Reserve Banking

Exchange Rate Shock

Dynamic Stochastic

General Equilibrium Model

JEL Classification:

E27, E42, E51, G21

Corresponding Author:

F_khodadadi@sbu.ac.ir

Aim and Introduction

The financial sector has seen considerable growth in many post World War II western economies. The consequences of the Great Financial Crisis of 2007-2009 displayed how large the reach of the industry is, and how actions taken by a few important role players, can harm the general public. It is due to the consequences of the Great Financial Crisis that the notion of reforming the banking sector came about. The call for reform occurred in the 1940s as well, after the Great Crash. It was here that Full Reserve Banking (FRB), the broad term for the proposed banking reform and the subject of this dissertation, originated.

The Great Crash ended a period of expansion and growth in the USA in the 1920s where credit was easily available, and the money supply grew. The subsequent Great Depression was an economic event of unprecedented dimensions (Temin, 2000). The years 1929-1933 held a stock market crash, a banking crisis, and a collapse of commodity prices. Friedman and Schwartz (1963) contended that the primary propagation mechanism of the Depression was the contraction in the US money supply, together with banking panics. There were three banking crises in that short period, and it was the failure of two large banks, the Bank of United States and Caldwell and Company, that caused most of the problem. These banks had undergone rapid credit expansion in the 1920s and collapsed under the pressure of the recession (Temin, 2000: 307). A response to the recession was to say that the root cause was bad banking practice and that stricter regulations should be imposed to prevent future crises. Regulation was introduced in The Glass-Steagall Act (1933) however, a more severe suggestion was that bank deposits should be fully backed by bank reserves, Full Reserve Banking, an approach proposed in the Chicago Plan.

The Chicago Plan was proposed by Henry Simons, Irving Fisher and others, to prevent another crisis. It proposed requiring banks to hold 100 per cent reserves. This would simultaneously curb the possibility of reckless lending, and eliminate the risk of bank runs, thereby eliminating the possibility of another banking crisis.

Over the past years, the nominal capacity of the supply of bank facilities has increased significantly, and the main increase in bank assets has come from the increase in granting facilities. On the liabilities side of the banks' balance sheets, non-governmental sector deposits (due to paying high interest rates to depositors) during the year 2013 to 2022 has increased by 33.6% on average.

Statistical evidence shows that the real sector of the economy has not benefited much from the expansion of the banking network's balance sheet and the allocation of bank resources has not led to economic growth. On the other hand, it can be seen that the liquidity created by the banking system has not been absorbed by the real sector of the economy and its effects have been manifested in nominal variables in the form of price increases or turbulences in the currency market and other assets. The average growth of real GDP (without oil) during the years 2013 to 2022 was about 1.6 percent.

In general, it can be seen that due to the endogenous nature of money, the central

bank has not had a significant success in controlling the growth of monetary aggregates through controlling the growth of the monetary base and its components (statistical evidence in recent decades confirms this); So that the credibility of the central bank's monetary policies has been challenged and the economy has been exposed to continuous threats of inflation and monetary and financial instabilities.

Methodology

This study will employ several techniques for gathering data, including a library type, a documentary branch, and the use of databases, such as those of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the World Bank. Based on the characteristics of the Iranian economy under fractional & full reserve banking, a random dynamic general equilibrium model was developed for the period 1991-2021. Typical econometric methods are also used to evaluate the hypotheses. This has enabled assessing the effects of the exchange rate shock under two scenarios. It should be noted that the models were estimated in the dynare program space under MATLAB software.

Findings

The exchange rate shock has a negative effect on the consumption of the private sector at real prices, probably due to an increase in import prices. This has led to a decrease in the import of goods. Since imports form a part of the consumption for the private sector, therefore, the consumption by this sector decreases by about 0.5 percent. The Exchange rate shock has had a positive effect on the net foreign exchange reserves of the central bank. The growth rate of the monetary base is also affected by the currency shocks. With the increase in the exchange rate, although the central bank first reacts to the inflationary conditions resulting from the currency shocks through the currency reaction function and reduces the base monetary growth rate, but this situation is not very durable and finally the monetary base growth rate will increase by about 0.4 percent.

If these resources enter the banking system, due to the 100 percent reserve, it has led to the crediting of the banks, and as a result, inflation and final costs have decreased. But in fractional reserve banking, banks create money by attracting deposits, which in turn creates money by them. As a result of this jump, inflation and the final cost will increase.

The exchange rate shock also increases inflation because with the increase in the nominal growth rate of the exchange rate, the marginal cost of each import unit increases and finally the country's inflation increases by 0.7 percent.

Discussion and Conclusion

The purpose of this research is to investigate the effects of exchange rate impulse on the macroeconomic variables of Iran's economy in the conditions of partial and full reserve banking. To achieve this goal, a new Keynesian stochastic dynamic general equilibrium model was designed considering fractional and full reserve banking system (FRB). The realities of the Iranian economy are considered, and

then the effects of exchange rate shocks under two types of banking are investigated. After determining the input values of the model and estimating the parameters using the seasonal data of Iran's economy during the period of 1991-2022 using the Bayesian estimation method, the results obtained from the simulation of the model variables indicate the validity of the model in describing the fluctuations of the Iranian economy. The results of the model indicate that, as a result of the exchange rate shock, the growth rate of the monetary base and consequently the amount of money is affected. Under full reserve banking, due to the full reserve of deposits, this has led to a lower increase in inflation and final cost. However, in partial reserve banking, due to the less control of the banking system, despite having two tools to control the growth of the monetary base and the nominal exchange rate, it will create higher fluctuations in the inflation rate and other macroeconomic variables. In other words, the study model has been slightly different from the basic model in the face of the currency impulse, both in terms of the amplitude and the length of the fluctuation.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۱۷۱ تا ۲۱۰
https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13660

ارزیابی آثار کلان اقتصادی تکانه نرخ ارز در چهارچوب بانکداری ذخیره جزئی و کامل: رهیافت DSGE

فریده خدادادی[۱]، حسین صمصامی[۲]

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

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

چکیده

هدف از انجام این پژوهش، بررسی آثار تکانه نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران در شرایط بانکداری ذخیره جزئی و کامل است. برای دستیابی به این هدف، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید با در نظر گرفتن سیستم بانکداری ذخیره جزئی و کامل (FRB) و با لحاظ واقعیت‌های اقتصاد ایران، طراحی و سپس به بررسی آثار تکانه نرخ ارز تحت دو نوع بانکداری پرداخته شده است. پس از تعیین مقادیر ورودی الگو و برآورد پارامترها با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۷۰، به روش تخمین بیزین، نتایج حاصل از شبیه‌سازی متغیرهای مدل، بیانگر اعتبار مدل در توصیف نوسانات اقتصاد ایران است. نتایج الگو حاکی از آن است که، در اثر تکانه ارز، نرخ رشد پایه پولی و به تبع این حجم پول، تحت تأثیر قرار می‌گیرد. تحت بانکداری ذخیره کامل به‌دلیل ذخیره‌گیری کامل سپرده‌ها، این امر منجر به افزایش کمتر تورم و هزینه نهایی شده است؛ اما در بانکداری ذخیره جزئی، به‌دلیل کنترل کمتر سیستم بانکی با وجود در اختیار داشتن دو ابزار کنترل رشد پایه پولی و نرخ ارز اسمی، تورش و نوسانات بالاتری را در نرخ تورم و سایر متغیرهای کلان اقتصادی ایجاد خواهد کرد. به عبارت دیگر، الگوی مطالعه نسبت به الگوی پایه در مواجهه با تکانه ارزی، هم از بعد دامنه و هم، از بعد طول نوسان، اندکی متفاوت بوده است.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۰۳
بازنگری: ۱۴۰۲/۱۲/۱۹
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۹

کلمات کلیدی:
بانکداری ذخیره
بانکداری ذخیره جزئی
تکانه نرخ ارز
مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

طبقه‌بندی JEL:
E27, E51, G21

نویسنده مسئول:
F_khodadadi@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

پس از رکود بزرگ (۱۹۳۳-۱۹۲۹) و بحران بزرگ مالی (۲۰۰۹-۲۰۰۷)، فراخوانی برای اصلاح بخش بانکی مطرح شد. شواهدی وجود داشت مبنی بر اینکه بخش بانکی و تصمیمات ضعیف آن‌ها، عامل اصلی دو مورد از بزرگ‌ترین بحران‌های اقتصادی بوده است. یکی از این اصلاحات، پیشنهاد بانکداری ذخیره کامل[۱] (FRB) بود که در دهه ۱۹۳۰ از طرح شیکاگو سرچشمه گرفت. در این طرح، پیشنهاد می‌شد که بانک‌ها باید ۱۰۰ درصد سپرده‌ها را به‌عنوان ذخایر نگهداری کنند تا از یک بحران مالی دیگر جلوگیری شود.

سقوط بزرگ، به دوره‌ای از توسعه و رشد در ایالات متحده در دهه ۱۹۲۰ پایان داد، جایی که اعتبار به‌راحتی در دسترس بود و عرضه پول افزایش یافت. رکود بزرگ بعدی، یک رویداد اقتصادی با ابعاد بی‌سابقه بود (تمین[۲]، ۲۰۰۰). سال‌های ۱۹۳۳-۱۹۲۹، سقوط بازار سهام، بحران بانکی و سقوط قیمت کالاها را به‌همراه داشت. فریدمن و شوارتز[۳] (۱۹۶۳) ادعا کردند که مکانیسم انتشار اولیه رکود، انقباض در عرضه پول ایالات متحده همراه با هجوم بانکی است. در این مدت کوتاه، سه بحران بانکی رخ داد و این شکست بانک‌های بزرگ، بانک ایالات متحده[۴]، کالدول[۵] و کمپانی[۶] بود که بیشتر مشکلات را ایجاد کرد. این بانک‌ها در دهه ۱۹۲۰، توسعه اعتباری سریعی را تجربه کرده بودند و تحت فشار رکود اقتصادی فروپاشیدند.

پاسخی به رکود، این بود که علت اصلی آن، رویه بد بانکی است و باید مقررات سخت‌گیرانه‌تری برای جلوگیری از بحران‌های آینده وضع شود. مقررات در قانون گلس-استگال[۷] (۱۹۳۳) معرفی شد، و با این حال، یک پیشنهاد جدی‌تر، این بود که سپرده‌های بانکی باید به‌طور کامل توسط ذخایر بانکی پشتیبانی شود. بانکداری با ذخیره کامل، رویکردی است که در طرح شیکاگو پیشنهاد شده است (تمین، ۲۰۰۰).

طرح شیکاگو توسط هنری سیمونز، ایروینگ فیشر و دیگران پیشنهاد شد تا از بحرانی دیگر جلوگیری شود. این پیشنهاد، الزام بانک‌ها به نگه‌داشتن ۱۰۰ درصد ذخایر را مطرح کرد. این امر، به طور همزمان امکان اعطای وام‌های بی‌ملاحظه را مهار می‌کند و ریسک فرار بانک‌ها را از بین می‌برد و درنتیجه، احتمال بروز یک بحران بانکی دیگر را منتفی می‌کند.

---

1. Full Reserve Banking
2. Temin (2000)
3. Friedman & Schwartz (1963)
4. United States
5. Caldwell
6. Company
7. Glass-Steagall

در نیم قرن گذشته، شاهد نوآوری‌های متعددی در بخش مالی بودیم. ابزارهای مالی جدید، مانند مشتقات و اوراق بهادار با پشتوانه دارایی، توسعه یافتند و بانکداری سرمایه‌گذاری رشد کرد. در حالی که سیکل‌های رونق و رکود ادامه داشت و کمک‌های مالی دولت به بنگاه‌های مالی در حال ورشکستگی، رایج بود. در دهه ۱۹۸۰، دولت ایالات متحده، بدهی‌هایی را که بانک‌های ایالات متحده متحمل شده بودند، پوشش داده و بانک‌هایی را که «بیش از حد بزرگ برای ورشکستگی[۱]» تلقی می‌شدند، نجات داد.

نوآوری در محصولات مالی، با لغو گلس-استگال، شرایط را برای بحران بزرگ مالی[۲] (GFC) ۹-۲۰۰۷ ایجاد کرد. صندوق‌های تأمینی، زیان‌های گسترده‌ای را گزارش کردند، بانک سرمایه‌گذاری لمن برادرز[۳] در سپتامبر ۲۰۰۸ شکست خورد و گروه بیمه آمریکا[۴] (AIG) که یک شرکت بیمه محصولات مالی است، شکست خورد. این امر، منجر به "فرار بانکی امروزی" شد؛ زیرا سرمایه‌گذاران تلاش کردند که دارایی‌های خود را تضمین کنند. درنتیجه، پس‌اندازها از بین رفت، کمک‌های مالی دولت به شرکت‌های در حال ورشکستگی برای مالیات دهندگان هزینه داشت، بیکاری افزایش یافت و ارزش دارایی‌ها، به‌ویژه مسکن، کاهش یافت (گراس[۵]، ۲۰۲۲).

درست همان‌طور که در دهه ۱۹۳۰، زمانی که بحران‌های اقتصادی جرقه‌ای را برای اصلاحات برانگیخت، GFC ایده اصلاح بخش بانکی را احیا کرد. یکی از اصلاحات پیشنهادی، درست همان‌طور که اقتصاددانان شیکاگو ۸۰ سال قبل پیشنهاد داده بودند، حذف سیستم ذخیره جزئی[۶] و مجبور کردن بانک‌ها به نگه‌داشتن ۱۰۰ درصد سپرده‌ها به‌عنوان ذخایر بود.

حقایق آشکار شده، گویای این است که، به‌رغم حجم بالای نقدینگی در اقتصاد ایران و سهم بالای بازار پول در تأمین مالی اقتصاد (حدود ۸۳ درصد)[۷]، اعتبارات اعطایی به‌طور بهینه و کارآمد میان بخش‌های تولیدی تخصیص نیافته و درنتیجه، منجر به رفع نیازهای نقدینگی بنگاه‌های تولیدی نشده و گسستی میان بخش اسمی و حقیقی اقتصاد اتفاق افتاده، همچنین طی سال‌های گذشته، ظرفیت اسمی عرضه تسهیلات بانکی به میزان قابل‌ملاحظه‌ای زیاد شده، و عمده افزایش دارایی بانک‌ها، از افزایش تسهیلات اعطایی، نشأت گرفته است. در سمت بدهی‌های ترازنامه بانک‌ها سپرده‌های بخش غیردولتی (به واسطه پرداخت نرخ‌های بالای سود به سپرده‌گذاران) طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۹۲، به‌طور متوسط، ۳۳/۶ درصد افزایش یافته، اما بخش حقیقی اقتصاد، از انبساط ترازنامه

1. too big to fail
2. Great Financial Crisis
3. Lehman Brothers
4. American Insurance Group
5.Grace (2022)
6. Fractional Reserve Banking
۷. محاسبات نگارنده با استفاده از آمارها و گزارشات منتشره بانک مرکزی. ج. ا. ا.

شبکه بانکی چندان منتفع نشده و تخصیص منابع بانکی، به رشد اقتصادی منجر نشده است. بنابراین، ملاحظه می‌شود که نقدینگی خلق شده توسط نظام بانکی، جذب بخش حقیقی اقتصاد نشده و آثار آن در متغیرهای اسمی و به شکل افزایش قیمت و یا وقوع تلاطمات در بازار ارز و سایر دارایی‌ها، نمود یافته است[۱]. متوسط رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی (بدون نفت) طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۱ در حدود ۱/۶ درصد بوده است.

در مجموع ملاحظه می‌شود که به‌واسطه ماهیت درونزایی پول، بانک مرکزی توفیق قابل‌توجهی در کنترل رشد کل‌های پولی از طریق کنترل رشد پایه پولی و اجزای آن نداشته است (شواهد آماری طی دهه‌های اخیر، این امر را مورد تأیید قرار می‌دهد)؛ به‌طوری‌که اعتبار سیاست‌های پولی بانک مرکزی با چالش مواجه شده و اقتصاد در معرض تهدیدهای مستمر تورمی و بی‌ثباتی‌های پولی و مالی قرار گرفته است.

با توجه به مباحث فوق، هدف اصلی از انجام این پژوهش، آن است که اولاً، الگوی بانکداری ذخیره جزئی و کامل با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران طراحی شود. ثانیاً، آثار تکانه نرخ ارز، تحت دو نوع بانکداری، بر متغیرهای مهم کلان اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

مطالعه حاضر، در شش بخش سامان یافته است. پس از مقدمه، بخش دوم و سوم، به بررسی مبانی و پیشینه پژوهش اختصاص دارد؛ در بخش چهارم، به معرفی و تصریح مدل پرداخته شده، در بخش پنجم، با تعیین مقادیر ورودی الگو و ارزیابی اعتبار آن، آثار تکانه مورد بررسی قرار گرفته، و در نهایت، نتایج در بخش ششم ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

بانکداری ذخیره کامل، یکی از پیشنهادات متعدد برای اصلاح نظام بانکی است. درخواست برای اصلاح بانکی، پاسخی به بی‌ثباتی ذاتی سیستم فعلی است که از ظرفیت بانک‌های تجاری برای ایجاد اعتبار و پول ناشی می‌شود (داو و همکاران[۲]، ۲۰۱۶). این امر، باعث شد برخی از نظریه‌پردازان استدلال کنند که اصلاحات کامل برای تضمین ثبات لازم است. بانکداری ذخیره کامل (FRB)، چنین اصلاح کاملی را فراهم می‌کند.

همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد، بخش عمده‌ای از پول محدود[۳] توسط بانک‌های تجاری، از طریق اعطای تسهیلات و ایجاد سپرده در ترازنامه آن‌ها، تأمین می‌شود. در حال حاضر، در سیستم

---

۱. براساس آمارهای منتشره بانک مرکزی در گزارشات گزیده آمارهای اقتصادی

2. Dow et al. (2016)

3. narrow money

ذخیره جزئی، پول به‌عنوان وسیله مبادله، از سپرده‌های بانکی و وجه نقد تشکیل می‌شود. بانک‌ها از نظر قانونی، موظفند کسری از دارایی‌ها را به‌عنوان ذخیره نگهداری کنند.

در مقابل، بانکداری با ذخیره‌گیری کامل، مستلزم آن است که سپرده‌های بانک‌های تجاری ۱۰۰ درصد با پشتوانه پول نقد، ذخایر بانک مرکزی یا اوراق قرضه کوتاه مدت دولتی باشد (پفیستر[1]، ۲۰۲۰). در اصل، بانکداری ذخیره کامل، انتشار پول خصوصی را ممنوع می‌کند (لاینا[2]، ۲۰۱۵).

این ایده از طرح شیکاگو در دهه ۱۹۳۰ سرچشمه گرفت که اولین بار توسط سیمونز در دهه ۱۹۳۰ پس از رکود بزرگ ارائه شد. پیشنهاد اقتصاددانان شیکاگو مبنی بر داشتن پول با پشتوانه کامل، استدلال می‌کند که تمام پول‌ها یا توسط بانک مرکزی نشر می‌یابد و یا به‌عنوان سپرده‌های نگهداری شده توسط بانک‌های تجاری، که با ذخایر پشتوانه ۱۰۰ درصدی می‌شود، منتشر می‌شود (فونتانا و ساویر[3]، ۲۰۱۶). دو مورد اضافه شده اخیر به برنامه‌های FRB عبارتند از: پول حاکمیتی[4] (دایسون و همکاران[5]، ۲۰۱۴) و احیای بانکداری محدود[6] (کی[7]، ۲۰۰۹).

اکثر طرفداران FRB، این پیشنهاد را راه‌حلی برای بی‌ثباتی مالی می‌دانند. طرفداران FRB، استدلال می‌کنند که دلیل بی‌ثباتی، این است که بسیاری از مخارج تأمین شده توسط خلق پول بانکی به سمت سرمایه‌گذاری‌ها هدایت می‌شود، یعنی بازارهای مالی و دارایی، جایی که دامنه سیکل‌های تجاری را افزایش می‌دهد. مزیت دیگر ادعا شده برای FRB، این است که می‌تواند به دستیابی به رشد اقتصادی و اقتصاد پایدار کمک کند (فونتانا و ساویر، ۲۰۱۶).

طرح‌های ذخایر ۱۰۰ درصد در دوره بین جنگ ظاهر شده‌اند و از آن زمان تاکنون، در پاسخ به انتقادات یا شرایط در حال تغییر اقتباس شده‌اند. در تمامی فرمول‌بندی‌های این طرح‌ها، بدهی‌های دولت (نقد، ذخایر بانک مرکزی و خزانه‌های کوتاه‌مدت)، سپرده‌های دیداری بانک‌ها یا حداقل برخی از آن‌ها را پس‌انداز می‌کند. این در تضاد با "بانکداری ذخیره جزئی" فعلی است که در آن، تنها بخش کوچکی از سپرده‌ها سپرده می‌شوند. از میان طرح‌های مختلف، می‌توان شش جریان اصلی را تشخیص داد. طرح شیکاگو[8] (CP) اولین بار در پی رکود بزرگ ظاهر شد. پیشنهاد توبین[9] برای ارز سپرده‌گذاری شده[10] (DC) بعداً در چهارچوب ورشکستگی بانک‌های پس‌انداز ایالات متحده دنبال شد.

1. Pfister (2020)
2. Laina (2015)
3. Fontana & Sawyer (2016)
4. Sovereign Money
5. Dyson et al. (2014)
6. Narrow Banking
7. Kay (2009)
8. Chicago Plan
9. Tobin
10. Deposited Currency

بانکداری محدود[1] (NB)، ابتدا همزمان با پیشنهاد توبین بود، اما متعاقباً بعد از بحران مالی جهانی (GFC)، اقتباس شد. بانکداری با هدف محدود[2] (LPB)، در ده سال اول این قرن، در محیطی از نوآوری‌های مالی و بازارهای مالی به‌سرعت در حال گسترش، توسعه یافت. جدیدترین پیشنهادها، طرح ارائه شده توسط بنز و کامهوف (۲۰۱۲) و پول حاکمیتی بر این فرض استوار است که بحران مالی جهانی(GFC)[3]، ناشی از تخصیص اعتبار به استفاده‌های "غیرمولد" است.

۳. پیشینه تحقیق

در این بخش، برخی از مهم‌ترین مطالعات انجام شده نزدیک به موضوع، به دو دسته داخلی و خارجی تقسیم شده‌اند.

۳-۱. مطالعات داخلی

خدادادی و همکاران (۱۴۰۲)، در مقاله‌ای با عنوان "ارزیابی آثار کلان اقتصادی تأمین مخارج دولت در چهارچوب بانکداری ذخیره کامل: رهیافت DSGE"، به این نتیجه رسیده‌اند که تحت بانکداری ذخیره صد در صدی پولی‌سازی کسری بودجه دولت، علاوه بر کاهش چشمگیر بدهی‌های دولت، منجر به کاهش بیشتر تورم، افزایش مصرف و رونق تولید می‌شود.

صمصامی و خدادادی (۱۴۰۱)، در مقاله "تحلیل مقایسه‌ای آثار تکانه‌های پولی و مخارج مالی دولت در چهارچوب بانکداری ذخیره جزئی و کامل در ایران: رهیافت DSGE"، مقایسه توابع عکس‌العمل متغیرهای منتخب در دو الگو، نشان می‌دهد بانکداری صد در صدی، سبب شده است تا سهم تکانه‌ها در ایجاد نوسانات متغیرهای کلیدی، دستخوش تغییر شده و حتی جایگاه برخی از آن‌ها با تکانه مخارج دولت و تکانه پولی تعویض شود.

محمودی‌نیا و همکاران (۱۴۰۰)، در مقاله‌ای به تبیین مفهوم خلق پول از هیچ در نظام بانکداری متعارف و حرکت به سمت بانکداری اصل ذخیره کامل و کاربرد مدل سازگار جریان-سهام پرداختند و به این نتیجه رسیدند که حرکت به سمت بانکداری ذخیره کامل و بانکداری اسلامی، نقش مهمی در جهت اصلاح نظام بانکی و دستیابی به یک وضعیت پایدار در اقتصاد خواهد داشت.

برهانی و همکاران (۱۳۹۷)، به ارزیابی پایایی اقتصاد ایران تحت بانکداری ذخیره کامل پرداخته-اند. با استفاده از مدل سهام-جریان پایدار (SFC)، نتایج به‌دست آمده از مدل، حاکی از آن است که، در مواقع کسری بودجه دولت، خلق پول به‌دلیل مخارج دولت، منجر به تورم نزدیک صفر می‌شود و اشتغال به سمت اشتغال کامل همگرا می‌گردد.

سبحانی و دورودیان (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای با عنوان "ارزیابی توجیه‌پذیری ایجاد پول به‌وسیله سیستم بانکی در نظام اسلامی"، به ارزیابی موجه بودن خلق پول با استفاده از دو معیار عدالت اجتماعی و گسترش تولید می‌پردازند. با استفاده از روش تحلیلی بیان می‌کنند که خلق انعطاف‌پذیر

1. Narrow Banking
2. Limited Purpose Banking
3. Global Financial Crisis

پول، منجر به ایجاد ارزش اقتصادی می‌شود، اما این خود متأثر از شیوه تخصیص اعتبارات بانکی است. از این‌رو، خلق پول باید براساس قاعده و قانون باشد.

جهانی گوران و همکاران (۱۳۹۳)، به بررسی هزینه‌های خلق پول تحت بانکداری متعارف و ارائه راهکارهای تأمین مالی اسلامی پرداخته‌اند. برای این کار تحت دو سناریو بانکداری ذخیره کامل و جزئی به بررسی هزینه‌های خلق پول پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش ذخیره قانونی، منجر به کاهش بی‌ثباتی و کاهش زیان اجتماعی می‌شود.

۲-۳. مطالعات خارجی

گراس (۲۰۲۲)، درمطالعه‌ای تحت عنوان "اقتصاد بانکداری ذخیره کامل: تحولات و انتقادات اخیر"، با استفاده از روش تحلیلی، بیان می‌کند که بخش بانکی و تصمیمات ضعیف آن‌ها، عامل اصلی دو مورد از بزرگ‌ترین بحران‌های اقتصادی بوده است و برای اصلاحات، بانکداری ذخیره کامل را پیشنهاد می‌دهد که در دهه ۱۹۳۰ با طرح شیکاگو سرچشمه گرفت.

لاینا[1] (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "خلق پول تحت بانکداری ذخیره کامل: مدل سهام-جریان پایدار" به این نتیجه رسیده‌اند که در حالت پایدار بانکداری ذخیره کامل، شرایط اشتغال کامل و تورم صفر فراهم می‌شود. در این سیستم، خلق پول، منجر به کاهش مداوم بدهی دولت می‌شود.

کرینر[2] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با عنوان "ثبات اقتصادی در سیستم جایگزین: نظریه و سیاست"، با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به این نتیجه رسیده‌اند که بانکداری ذخیره جزئی، باعث تقویت سیکل‌های تجاری می‌شود.

پرسکات و وسل [3](۲۰۱۶)، در مقاله‌ای با عنوان "سیاست پولی با صد در صد ذخیره بانکی"، سیاست پولی را در جهانی بدون بانکداری ذخیره جزئی بررسی می‌کنند و معتقدند که در دنیای ما، بانک‌ها کاملاً مؤسسات معاملاتی هستند. پول ،نوعی بدهی دولت است که می‌تواند بهره مثبت و یا منفی داشته باشد. خدمات پول ،عامل تولید است. معتقدند که حساب‌های ملی باید در این جهان تجدید نظر شود. آن‌ها یک مسیر رشد متعادل برای مجموعه‌ای از رژیم‌های سیاست نرخ بهره پول تعیین می‌کنند تحت شرایطی که در آن، علاوه بر نرخ بهره، تنها متغیر سیاستی که در رژیم‌های مختلف متفاوت است، نرخ مالیات بر درآمد نیروی‌کار است. در این مجموعه از رژیم‌های سیاستی، یک رژیم حداکثرکننده رفاه برای رشد متعادل وجود دارد. همچنین نشان می‌دهند که اجرای پول فریدمن، بدون ایجاد تورم در جهان امکان پذیر است.

چری و فلامن[4] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی سودمندی اجتماعی در بانکداری ذخیره جزئی"، به بررسی منافع و هزینه‌های اجتماعی در بانکداری ذخیره جزئی پرداختند. نتایج به

1. Laina (2018)
2. Krainer (2017)
3. Prescott & Wessel (2016)
4. Chari & Phelan (2014)

دست آمده نشان داده که هر چه ذخایر کمتر باشد، پول خصوصی بیشتر به‌عنوان وسیله مبادله قرار می‌گیرد؛ درنتیجه، هزینه اجتماعی افزایش می‌یابد. از این رو در این مدل، ثابت شده است که تعادل در بانکداری ذخیره جزئی ناکارآمد، و در چنین شرایطی، الزامات ۱۰۰ درصد بهینه و مطلوب است.

بنز و کامهوف (۲۰۱۳)، در مطالعه خود تحت عنوان "بازبینی طرح شیکاگو" (ارائه شده توسط فیشر در سال ۱۹۳۶)، به ارزیابی طرح مذکور در اقتصاد آمریکا با استفاده از شبیه‌سازی و مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها دلالت بر تأیید مزایای مطرح شده توسط فیشر برای طرح شیکاگو دارد. نظیر حذف خطر بحران بانکی و افزایش ثبات مالی، کاهش قابل‌توجه خالص بدهی‌های عمومی و خصوصی است.

مرور مطالعات تجربی داخلی و خارجی، نشان می‌دهد که تاکنون به طراحی و تحلیل تجربی سیاست پولی بهینه تحت دو نوع بانکداری ذخیره صد در صدی و جزئی پرداخته نشده است. پژوهش پیشِ‌رو، نخستین مطالعه در اقتصاد ایران است که به بررسی این بحث با رویکر تعادل عمومی پویای تصادفی می‌پردازد. با این ملاحظات، در این مطالعه، این موضوع بررسی می‌شود.

۴. روش شناسی

در ادامه، دو مدل DSGE برای اقتصاد ایران با لحاظ بانکداری ذخیره جزئی و ذخیره کامل را تصریح می‌کنیم. ساختار اساسی الگوی طراحی شده به منظور بررسی تعامل بخش پولی و حقیقی اقتصاد ایران به پیروی از مقالات گرالی و همکاران[1] (۲۰۱۰)، بنز و کامهوف (۲۰۱۲) و (۲۰۱۳) در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، شامل شش بخش اصلی خانوارها، تولیدکننده کالاهای واسطه و نهایی، سیستم بانکی و دولت، بانک مرکزی و تجارت خارجی است که در ادامه، به توضیح مفروضات و ویژگی‌های هر بخش پرداخته می‌شود.

۴-۱. خانوارها

فرض می‌شود اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده است که ω درصد آن‌ها خانوار پس‌اندازکننده[2] (P) و (۱-ω) درصد آن‌ها خانوار وام‌گیرنده[3] (I) هستند. خانوار نماینده از مصرف کالاها (c_t) و نگهداری دارایی‌های پولی حقیقی(x_t) مطلوبیت کسب کرده و با عرضه کار (h_t) از مطلوبیتش کاسته می‌شود. ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار نماینده در طول زندگی خود کسب می‌کند، به شکل رابطه (۱) است:

$$U_{\cdot}^{i} = E_{\cdot} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{t} \left\{ \frac{\left(c_t^i\right)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \psi_x \log\left(\frac{X_t^i}{p_t}\right) - \frac{\left(h_t^i\right)^{1-\sigma_h}}{1-\sigma_h} \right\} \quad i = P, I \qquad (۱)$$

1. Geraly et al.
2. Patient (Savers)
3. Impatient (Borrowers)

در رابطه ۱، β نرخ تنزیل، σ_c معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، σ_h معکوس کشش عرضه نیروی کار ، p_t سطح عمومی قیمت‌ها، ψ_x کشش تقاضای دارایی‌های پولی است. x_t میانگین هندسی بین دارایی اسکناس و مسکوک ($M_t^{c.u}$) و انواع سپرده ها (D_t) است که به‌صورت واقعی به‌صورت رابطه (۲) است (اگنور و همکاران،[1] ۲۰۱۴).

$$x_t = (m_t^c)^{\mu}(d_t)^{1-\mu},\ \mu \in (0,1) \qquad (۲)$$

مسئله پیش‌روی خانوارها، حداکثر کردن ارزش فعلی مطلوبیت مورد انتظار نسبت به قید بودجه بین زمانی است.

۱-۱-۴. خانوار پس‌اندازکننده

خانوار پس‌اندازکننده، نماینده در هر دوره علاوه بر مصارف خصوصی (c_t^P) و نگهداری اسکناس و مسکوک ($\mathrm{m_t^{c.P}}$)، مازاد درآمد حاصل از عرضه نیروی‌کار ($\mathrm{w_t h_t^p}$) را صرف سرمایه‌گذاری (i_t)، سپرده‌گذاری ($\mathrm{d_t^P}$) در بانک‌ها و مؤسسه اعتباری می‌کند و از بازدهی آنها منتفع می‌شود. با لحاظ مالیات پرداختی حقیقی($\widetilde{\mathcal{T}_t}^{\mathrm{P}}$)، عایدی ناشی از اجاره موجودی سرمایه و سودهای حقیقی تقسیم شده بنگاه‌ها (π_t^m)، قید بودجه حقیقی خانوار و فرایند انباشت سرمایه به‌صورت روابط (۳) و (۴) است.

$$\mathrm{c}_t^p + \mathcal{P}_{it} i_t + \mathrm{m}_t^{c.p} + \mathrm{d}_t^p = w_t \mathrm{h}_t^p + r_{k,t} k_{t-1} + \left(1 + r_{d,t-1}\right)\frac{\mathrm{d}_{t-1}^p}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}^{c.p}}{\pi_t} + \pi_t^m - \tilde{\mathcal{T}}_t^P \qquad (۳)$$

$$k_t = (1-\delta_k)k_{t-1} + \left(1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right) i_t \qquad (۴)$$

که در آن، $\mathcal{P}_{it} = \frac{P_{it}}{P_t}$ نسبت شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری به شاخص قیمت کالاهای مصرفی است که می‌توان آن را به‌صورت رابطه (۵) بیان کرد.

$$\frac{\mathcal{P}_{it}}{\mathcal{P}_{it-1}} = \frac{\pi_{it}}{\pi_t} \qquad (۵)$$

$\pi_{\mathrm{it}} = \frac{\mathrm{P_{it}}}{\mathrm{P_{it-1}}}$ نوخ تورم کالاهای سرمایه‌گذاری و $\pi_{\mathrm{t}} = \frac{\mathrm{P_t}}{\mathrm{P_{t-1}}}$ نرخ تورم کالاهای مصرفی داخلی است. مصرف‌کننده تابع هدف (۱) را نسبت به قیود (۳) و (۴) حداکثر می‌کند و روابط اقتصادی را برای تقاضای پول، مصرف و عرضه کار به‌دست می‌آورد.

۲-۱-۴. خانوار وام‌گیرنده

خانوار وام‌گیرند، منبع درآمدی غیر از عرضه نیروی‌کار ندارد. بنابراین،، فرض می‌شود برای تأمین مخارج مصرفی، از بانک وام می‌گیرد که حداکثر وام براساس نسبتی از درآمد خانوار، به شکل رابطه (۶) است.

$$l_t^l = ltv^l\ (w_t h_t^l) \qquad (۶)$$

1. Agenor et al.

مانند خانوار پس‌اندازکننده، ارزش فعلی مطلوبیت خانوار وام‌گیرنده هم به شکل رابطه (۱) است. خانوار وام‌گیرنده علاوه بر اینکه درآمد خود را صرف مصرف کالاها، نگهداری اسکناس و مسکوک می‌کند، بخشی از آن را برای پرداخت بدهی‌های دوره قبل کنار می‌گذارد. همچنین به‌دلیل نداشتن سپرده بانکی شاخص ترکیبی دارایی‌ها (x_t) برای این خانوار به شکل رابطه (۷) است.

$$x_t = m_t^c \qquad (۷)$$

قید بودجه حقیقی خانوار با لحاظ مالیات پرداختی به‌صورت رابطه زیر است.

$$c_t^I + m_t^{c.I} + \left(1 + r_{h,t-1}\right)\frac{l_t^h}{\pi_t} = w_t h_t^I + \frac{m_{t-1}^{c.I}}{\pi_t} + l_t^h - \breve{\mathcal{T}}_t^I \qquad (۸)$$

هدف خانوارها حداکثر کردن ارزش تنزیل شده مطلوبیت انتظاری نسبت به قید بودجه بین زمانی است. با این کار، روابط اقتصادی برای مصرف، تقاضای پول و عرضه نیروی کار استخراج می‌شود. با جمع عرضه و تقاضای دو گروه از خانوارها، مخارج مصرفی، تقاضای پول جامعه و عرضه نیروی‌کار براساس رابطه (۹) به‌دست می‌آیند.

$$\Gamma_t = \Gamma_t^p + \Gamma_t^I \qquad \Gamma = c, n, m^c \qquad (۹)$$

۳-۱-۴. تقاضای واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای

فرض می‌شود مصرف کل خانوارها بر حسب قیمت حقیقی (c_t) از کالاهای مصرفی داخلی (c_t^d) و کالاهای مصرفی وارداتی (c_t^m) تشکیل شده است که از طریق جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز طبق رابطه زیر با هم ترکیب می‌شوند.

$$c_t = \left[\omega_c^{d\frac{1}{\mu_c}} c_t^{d\frac{\mu_c-1}{\mu_c}} + (1-\omega_c^d)^{\frac{1}{\mu_c}} c_t^{m\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}\right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c-1}} \qquad (۱۰)$$

در این رابطه، ω_c^d سهم کالاهای تولیدی داخلی در سبد مصرفی خانوارها و μ_c کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی است. با توجه به قیمت هر گروه از این کالاها، خانوارها میزان مصرف از هر یک را، طبق رابطه زیر به‌نحوی انتخاب می‌کنند که هزینه به‌دست آوردن هر سطح مفروض از مصرف کالای ترکیبی، حداقل شود.

$$Min: \quad p_t c_t = p_t^d c_t^d + p_t^{cm} c_t^m \qquad (۱۱)$$

$$S.T. \quad \left[\omega_c^{d\frac{1}{\mu_c}} c_t^{d\frac{\mu_c-1}{\mu_c}} + (1-\omega_c^d)^{\frac{1}{\mu_c}} c_t^{m\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}\right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c-1}} \leq c_t \qquad (۱۲)$$

که در آن، p_t^d و p_t^{cm} به‌ترتیب، شاخص قیمت کالاهای داخلی و مصرفی وارداتی است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$p_t^{cm} = S_t\, p_t^* \qquad (۱۳)$$

به عبارت دیگر، براساس رابطه فوق، قانون تک قیمتی برقرار است. با حداقل سازی رابطه (۱۱) نسبت به قید (۱۲)، توابع تقاضا برای کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی، به‌صورت روابط زیر به‌دست می‌آید.

$$c_t^d = \omega_c^d \left(\frac{p_t^d}{p_t}\right)^{-\mu_c} c_t \quad , \quad c_t^d = \omega_c^d \, \mathcal{P}_t^{d-\mu_c} \, c_t \tag{۱۴}$$

$$c_t^m = (1-\omega_c^d)\left(\frac{p_t^{cm}}{p_t}\right)^{-\mu_c} c_t \quad , \quad c_t^m = (1-\omega_c^d)\, \mathcal{P}_t^{cm-\mu_c} \, c_t \tag{۱۵}$$

که در آن:

$$\mathcal{P}_t^d = \frac{p_t^d}{p_t} \tag{۱۶}$$

$$\mathcal{P}_t^{cm} = \frac{p_t^{cm}}{p_t} = \frac{S_t \, p_t^*}{p_t} = \frac{e_t}{\mathcal{P}_t^{cm}} \tag{۱۷}$$

رابطه (۱۶)، نسبت قیمت کالاهای تولید داخل به شاخص قیمت کل مصرف است و رابطه (۱۷) نسبت شاخص قیمت واردات به شاخص قیمت کل مصرف است که با توجه به فرض برابری قیمت در رابطه (۱۸)، این نسبت برابر خواهد بود با نرخ ارز حقیقی e_t، که می‌توان این روابط را به‌صورت زیر بیان کرد.

$$\frac{\mathcal{P}_t^d}{\mathcal{P}_{t-1}^d} = \frac{\pi_t^d}{\pi_t} \tag{۱۸}$$

$$\frac{e_t}{e_{t-1}} = \frac{\hbar_t \, \pi_t^*}{\pi_t} \tag{۱۹}$$

که در آن، $\pi_t^d = \frac{\mathcal{P}_t^d}{\mathcal{P}_{t-1}^d}$ و $\hbar_t = \frac{S_t}{S_{t-1}}$ به‌ترتیب، نرخ تورم کالاهای تولید داخل و نرخ کاهش ارزش پول ملی (نرخ رشد ارز) است. با جایگذاری روابط ۱۴ و ۱۵ در رابطه ۱۰ (سبد مصرفی خانوار)، ارتباط بین سطح عمومی قیمت‌ها با اجزای آن، طبق رابطه ۲۰ به‌دست می‌آید.

$$p_t = \left[\omega_c^d \, p_t^{d\,1-\mu_c} + (1-\omega_c^d)\, p_t^{m\,1-\mu_c}\right]^{\frac{1}{1-\mu_c}} \tag{۲۰}$$

با تکرار این رویکرد برای سرمایه‌گذاری، ترکیب سرمایه‌گذاری از کالاهای داخلی (i_t^d) و کالاهای وارداتی سرمایه‌ای (i_t^m) نیز استخراج می‌شود.

$$i_t = \left[\omega_i^{d\,\frac{1}{\mu_i}} \, i_t^{d\,\frac{\mu_i-1}{\mu_i}} + \left(1-\omega_i^d\right)^{\frac{1}{\mu_i}} \, i_t^{m\,\frac{\mu_i-1}{\mu_i}}\right]^{\frac{\mu_i}{\mu_i-1}} \tag{۲۱}$$

در این رابطه، ω_i^d سهم سرمایه‌گذاری داخلی از سرمایه‌گذاری کل و μ_i کشش جانشینی بین کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی است. مشابه روشی که در کالاهای مصرفی بیان شد، تقاضا برای هر یک از این کالاها براساس رابطه زیر، به‌نحوی تعیین می‌شود که هزینه به دست آوردن هر سطح مفروض از سرمایه‌گذاری ترکیبی، حداقل گردد. بنابراین، نتیجه می‌شود.

$$Min: \quad p_t^I i_t = p_t^d i_t^d + p_t^{im} i_t^m \tag{۲۲}$$

$$S.T. \quad \left[\omega_i^{d\,\frac{1}{\mu_i}} \, i_t^{d\,\frac{\mu_i-1}{\mu_i}} + \left(1-\omega_i^d\right)^{\frac{1}{\mu_i}} \, i_t^{m\,\frac{\mu_i-1}{\mu_i}}\right]^{\frac{\mu_i}{\mu_i-1}} \leq i_t \tag{۲۳}$$

که در آن، p_t^d و p_t^{im}، به‌ترتیب، شاخص قیمت کالاهای داخلی و وارداتی سرمایه‌ای است. از حل شرایط مرتبه اول، توابع تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای داخلی و وارداتی به‌صورت روابط زیر به‌دست می‌آید.

$$i_t^d = \omega_i^d \left(\frac{p_t^d}{p_t^I}\right)^{-\mu_i} i_t \quad , \quad i_t^d = \omega_i^d \, \mathcal{P}_{it}^{d^{-\mu_i}} \, i_t \tag{۲۴}$$

$$i_t^m = (1-\omega_i^d)\left(\frac{p_t^{Im}}{p_t}\right)^{-\mu_i} i_t \quad , \quad i_t^m = (1-\omega_i^d)\, \mathcal{P}_t^{Im^{-\mu_i}} \, i_t \tag{۲۵}$$

که در آن:

$$\mathcal{P}_{it}^d = \frac{p_t^d}{p_t^I} \tag{۲۶}$$

$$\mathcal{P}_t^{Im} = \frac{p_t^{Im}}{p_t} = \frac{S_t \, p_t^*}{p_t} = \frac{e_t}{\mathcal{P}_t^{Im}} \tag{۲۷}$$

با جایگذاری روابط ۲۴ و ۲۵ در سبد سرمایه‌گذاری رابطه ۲۲، ارتباط بین سطح عمومی قیمت کالاهای سرمایه‌ای (p_t^I) با اجزای آن براساس رابطه زیر به‌دست می‌آید.

$$p_t^I = \left[\omega_c^d \, p_t^{d^{1-\mu_i}} + (1-\omega_i^d)\, p_t^{Im^{1-\mu_i}}\right]^{\frac{1}{1-\mu_i}} \tag{۲۸}$$

۲-۴. تولیدکننده کالاهای نهایی

فرض می‌کنیم که بنگاهی وجود دارد که زنجیره‌ای از کالاهای متمایز و جانشین ناقص که توسط بنگاه‌های واسطه عرضه می‌شود را خریداری می‌کند و این کالاها را براساس یک جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز[1] به شکل رابطه (۲۹) ترکیب، و کالای نهایی y_t را عرضه می‌کند که در این رابطه، θ کشش جانشینی ثابت کالاهای واسطه‌ای است.

$$y_t = \left(\int_0^1 y_{jt}^{\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)} d_j\right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad \theta > 1 \tag{۲۹}$$

مسئله بهینه‌یابی بنگاه تولیدکننده نهایی، به‌صورت رابطه (۲۹) است.

$$Max_{y_{jt}}: p_t y_t - \int_0^1 P_{jt} \, y_{jt} d_j \tag{۳۰}$$

براساس شرط سود صفر، تابع تقاضا برای محصول تولید شده هر یک از بنگاه‌های واسطه و شاخص قیمت کالای نهایی، به‌صورت روابط (۳۱) و (۳۲) است.

$$y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t^d}\right)^{-\theta} y_t \tag{۳۱}$$

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} d_j\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{۳۲}$$

۳-۴. تولیدکننده کالاهای واسطه

هر تولیدکننده، کالای واسطه J را با ترکیب نهاده‌های سرمایه، نیروی کار و نهاده‌های وارداتی، تولید می‌کند که آن را در شرایط رقابت ناقص می‌فروشد. تولیدکننده برای تهیه نهاده‌های خود، باید سپرده‌های بانکی را حفظ کند تا هزینه معاملات مرتبط با پرداخت برای نهاده‌های خود را به حداقل برساند. او سپرده‌ها را با بخشی از ثروت خالص خود و بخشی را با وام گرفتن از بانک‌ها با قید ترازنامه حقیقی خود که در ذیل داده شده است، تأمین می‌کند.

1. Dixit - Stiglitz

$$d_t^m = l_t^m + n_t \quad (۳۳)$$

هر بنگاه برای پرداخت بخشی از هزینه نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های وارداتی، از بانک وام دریافت می‌کند. برای لحاظ هزینه تعدیل قیمت از قاعده روتمبرگ (۱۹۸۲) استفاده می‌شود.

$$y_{jt} = a_t\left(h_{jt}^{1-\alpha}k_{jt}^{\alpha}\right)^{1-\chi}\left(f_{jt}^m\right)^{\chi} \quad (۳۴)$$

که h_{jt} تعداد ساعات کار، $\alpha \in (0,1)$ و a_t بیانگر شوک تکنولوژی است که از فرایند زیر پیروی می‌کند:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + (1-\rho_a)\bar{a} + \varepsilon_{a,t} \quad \varepsilon_{a,t} \approx N\left(0,\sigma_{\varepsilon_{t,a}}\right) \text{ و } \rho_a \in (0,1) \quad (۳۵)$$

هر بنگاه j مقدار l_t^m در آغاز هر دوره، از بانک وام دریافت می‌کند و به نسبت ltv^m از هزینه سرمایه، نیروی کار و نهاده‌های وارداتی را تأمین مالی می‌نماید. مقدار وام دریافتی برابر است با:

$$L_{jt}^m \leq ltv^m(p_{jt}r_t^k K_{jt} + p_{jt}w_t h_{jt} + s_t\Theta_t^{fm}f_{jt}^m) \quad (۳۶)$$

در رابطه یاد شده، Θ_t^{fm} نسبت شاخص قیمت نهاده‌های وارداتی به شاخص قیمت مصرف‌کننده است. نرخ بازپرداخت وام در پایان دوره r_{jt}^l است. همانند روتمبرگ (۱۹۸۲)، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای، با هزینه تعدیل زیر مواجه است:

$$\mathrm{pac}_t^j = \frac{\varphi_P}{2}\mathrm{y}_t\left(\frac{\mathrm{p}_{jt}}{(\bar{\pi})\mathrm{p}_{jt-1}} - 1\right)^2 \quad (۳۷)$$

که $\varphi_p \geq 0$ ، پارامتر هزینه تعدیل یا درجه چسبندگی قیمت، $\bar{\pi}$ نرخ تورم در وضعیت تعادل پایدار، y_t کل تولید است. بنگاه به‌دنبال حداکثر سازی مجموع سود حقیقی جاری و آتی است:

$$E_t\sum_{t=0}^{\infty}\left[\lambda_t(\beta^s)\frac{\pi_{t+s}^m}{P_{t+s}}\right] \quad (۳۸)$$

که در آن، تابع سود اسمی عبارت است از:

$$\pi_{jt}^m = P_{jt}Y_{jt} + i_{D.t}D_t^m(1-\varepsilon^m) - P_t mc_t Y_{jt} - i_{m.t}L_t^m - PAC_t^j \quad (۳۹)$$

و تابع سود حقیقی عبارت است از:

$$d_{jt}^m = \frac{p_{jt}}{P_t}y_{jt} + r_{d.t}\frac{d_t^m}{\pi_t}(1-\varepsilon^m) - mc_t y_{jt} - r_{m,t}\frac{l_t^m}{\pi_t} - pac_t^j \quad (۴۰)$$

$r_{d.t}\frac{d_t^m}{\pi_t}(1-\varepsilon^m)$، درآمد ناشی از سود سپرده‌گذاری تولیدکننده در بانک پس از کسر هزینه‌های مربوط به نظارت، pac_t^j هزینه تعدیل قیمت، $\frac{l_t^m}{\pi_t}r_{m,t}$ هزینه‌ای بهره‌ای وام بانکی و mc_t هزینه نهایی بنگاه است.

بنگاه تابع سود را با توجه به روابط مذکور، نسبت به سرمایه k_{jt}، نیروی کار h_{jt}، نهادهٔ وارداتی f_{jt}^m و p_{jt} حداکثر می‌کند.

بهینه‌یابی بنگاه‌ها در دو مرحله انجام می‌شود؛ مرحله نخست، بهینه‌یابی داخلی است که بنگاه با توجه به بهای عوامل تولید، میزان استخدام از نهاده‌ها را به‌نحوی تعیین می‌کند که در هر سطح از تولید، هزینه کل آن حداقل شود. در این مرحله، با حداقل سازی هزینه بنگاه در این فرایند، میزان تقاضا برای نهاده‌های تولید، وام بنگاه و همچنین هزینه نهایی براساس روابط زیر تعیین می‌شود:

$$w_t = \frac{1-\alpha}{\alpha} r_{k,t} \frac{k_{t-1}}{h_t} \quad (۳۸)$$

$$\Theta_t^{fm} = \frac{(1-\alpha)(1-\chi)}{\chi} r_{k,t} \frac{k_{t-1}}{f_t^m} \quad (۳۹)$$

$$mc_t = \left(1 + ltv^m . r_{m,t}\right) \frac{1}{\alpha_t} \left(\frac{r_{k,t}{}^{\alpha}}{\alpha^{\alpha}} . \frac{w_t^{1-\alpha}}{(1-\alpha)^{1-\alpha}}\right)^{1-\chi} \left(\frac{\Theta_t^{fm}}{\chi}\right)^{\chi} \quad (۴۰)$$

در مرحله دوم، بهینه‌یابی خارجی بنگاه انجام می‌شود. در این مرحله، بنگاه با توجه به ساختار بازار و تقاضای موجود برای محصول آن بنگاه، حداکثرسازی سود را انجام می‌دهد. با توجه به آنکه ساختار بنگاه‌های واسطه برای لحاظ چسبندگی‌های اسمی در مدل کینزین‌های جدید، به‌صورت رقابت انحصاری فرض می‌شود، در این شرایط، ۱- بنگاه امکان قیمت‌گذاری دارد و ۲- محدوده‌ای وجود دارد که به‌رغم هزینه نهایی، بنگاه آن را در تغییر قیمت منعکس نخواهد کرد.

بنگاه رقابت انحصاری با توجه به تقاضای بازار، قیمت محصول خود $\left(P_{i,t}^{*,d}\right)$ را به‌نحوی انتخاب خواهد کرد که سود آن حداکثر شود. همچنین در این مطالعه برای تعدیل قیمت‌ها، از روش کالو (۱۹۸۳)، استفاده می‌شود. در این روش، فرض بر این است، γ درصد از بنگاه‌ها در هر دوره قادر به تنظیم قیمت جدید نیستند و درنتیجه، قیمت خود را طی دوره ثابت نگه‌می‌دارند. در مقابل، ۱-γ درصد از بنگاه‌ها، می‌توانند قیمت بهینه محصول خود را با توجه به تقاضای آن تعیین کنند. بنابراین، بنگاهی که قیمت خود را تغییر می‌دهد، با رابطه زیر مواجه است.

$$\underset{p_t^{\mathrm{d}}(i)}{Max} \quad E_t \sum_{k=0}^{\infty} \left(\beta_p \gamma\right)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[\frac{p_t^{\mathrm{d}}(i)}{p_{t+k}^{\mathrm{d}}} - mc_{t+k}\right] y_{t+k}(i) \quad (۴۱)$$

$$S.T. \quad y_t(i) = \left(\frac{p_t^{\mathrm{d}}(i)}{p_t^{\mathrm{d}}}\right)^{-\theta} y_t \quad (۴۲)$$

در صورتی که فرض شود قیمت انتخاب شده توسط این واحدها در زمان t معادل $P_t^{*,d}$ باشد، شرایط مرتبه اول آن به شکل رابطه زیر خواهد بود:

$$\frac{p_t^{*,\mathrm{d}}}{p_t^d} = \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \left(\beta_p \gamma\right)^k \lambda_{p,t+k}\, y_{t+k}\, mc_{t+k} \left(\frac{p_{t+k}^{\mathrm{d}}(i)}{p_t^d}\right)^{\theta}}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \left(\beta_p \gamma\right)^k \lambda_{p,t+k}\, y_{t+k} \left(\frac{p_{t+k}^{\mathrm{d}}}{p_t^d}\right)^{\theta-1}} \quad (۴۳)$$

رابطه فوق، نشان می‌دهد که بنگاه‌های تنظیم کننده قیمت، چگونه قیمت‌های خود را نسبت به قیمت‌های کنونی تنظیم می‌کنند. p_t^d در واقع، متوسطی است از قیمت‌های تنظیم شده با نسبت (۱-γ) از بنگاه‌هایی که خود را در زمان t تنظیم می‌کنند و نسبت (γ) از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان قبل‌تر تنظیم کرده‌اند. بنابراین، شاخص قیمت تولیدکنندگان داخلی (p_t^d) را می‌توان به‌صورت رابطه زیر نوشت:

$$p_t^{\mathrm{d}} = \left[(1-\gamma)\left(p_t^{*,\mathrm{d}}\right)^{1-\theta} + \gamma\left(p_{t-1}^{\mathrm{d}}\right)^{1-\theta}\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۴۴)$$

از ترکیب دو رابطه قبل، منحنی فیلیپس به دست می‌آید که رابطه خطی لگاریتمی شده آن به شکل رابطه زیر است:

$$\hat{\pi}_t^{\mathrm{d}} = \frac{1}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{t+1}^{\mathrm{d}} + \frac{(1-\beta\gamma)(1-\gamma)}{\gamma} \widehat{mc}_t \quad (۴۵)$$

۴-۴. تجارت خارجی

در بخش واردات، کالاهای مختلفی شامل کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و نهاده‌های واسطه‌ای توسط بنگاه‌ها وارد می‌شود و صادرات نیز شامل صادرات غیرنفتی و صادرات نفتی است.

۴-۴-۱. واردات کالاها

فرض می‌شود در هر گروه از کالاهای وارداتی، تعداد زیادی از بنگاه‌ها وجود دارند که کالاهای متفاوتی شامل کالاهای مصرفی(c_t^m)، کالاهای سرمایه‌ای(i_t^m) و نهاده‌های واسطه‌ای(f_t^m) را از بازارهای جهانی با قیمت دلاری $P_t^{*,\Xi}$ خریداری می‌کنند. در این شرایط، هزینه نهایی بنگاه‌های وارداتی از حاصل ضرب قیمت جهانی کالاهای وارداتی در نرخ ارز به‌دست می‌آید. با توجه به اینکه واردات بخشی از کالاها براساس نرخ ارز رسمی انجام می‌شود، در هنگام تبدیل، از نرخ ارز موزون $(\acute{S})$ که ترکیبی از نرخ ارز بازار آزاد و نرخ ارز رسمی است، استفاده می‌شود. بنابراین، هزینه نهایی کالاهای وارداتی بر حسب قیمت‌های حقیقی به شکل رابطه زیر است.

$$mc_t^{\Xi m} = \frac{\acute{s}_t\, p_t^{*,\Xi}}{p_t^{\Xi m}} \quad , \quad \Xi = c\,, i\,, f \tag{۴۶}$$

در مرحله بعد، بنگاه‌های وارداتی با قیمت‌گذاری مجدد کالاها، آنها را با قیمت ریالی $P_t^{\Xi m}(i)$ به بنگاه جمع‌گر کالاهای وارداتی عرضه می‌کنند که با توجه به فرایند تعدیل قیمت، این اثرات دیگر کامل نخواهد بود. بنگاه جمع‌گر نیز با ترکیب آن‌ها براساس تابع دیگسیت-استیگلیتز در رابطه زیر، کالای واردات نهایی را با قیمت $P_t^{\Xi m}$ به متقاضیان عرضه می‌کند:

$$\Xi_t^m = \left[\int_0^1 (\Xi_t^m(i))^{\frac{\theta_\Xi - 1}{\theta_\Xi}} di\right]^{\frac{\theta_\Xi}{\theta_\Xi - 1}} \quad , \quad \Xi = c\,, i\,, f \tag{۴۷}$$

مشابه آنچه در مورد بنگاه‌های داخلی بیان شد، بنگاه جمع‌گر، ترکیب کالاهای وارداتی را به‌نحوی انتخاب می‌کند که سودش در رابطه زیر حداکثر شود:

$$Max_{y_t(i)}: p_t^{\Xi m}\, \Xi_t^m - \int_0^1 p_t^{\Xi m}(i).\, \Xi_t^m(i) di \tag{۴۸}$$

با اعمال شرط رقابتی و سود صفر، تقاضا برای هر یک از کالاهای وارداتی و همچنین قیمت کالای نهایی وارداتی تعیین می‌شود.

$$\Xi_t^m(i) = \left(\frac{p_t^{\Xi m}(i)}{p_t^{\Xi m}}\right)^{-\theta_\Xi} \Xi_t^m \tag{۴۹}$$

$$p_t^{\Xi m} = \left(\int_0^1 \left(p_t^{\Xi m}(i)\right)^{1-\theta_\Xi} di\right)^{\frac{1}{1-\theta_\Xi}} \tag{۵۰}$$

برای مدل‌سازی تعدیل قیمت کالاهای وارداتی با توجه به تقاضاهای کالاها، از روش کالو (۱۹۳۸)، استفاده می‌شود. فرض بر این است که در هر دوره تنها $(1-\gamma_\Xi)$ درصد از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت بهینه محصول خود را با توجه به تقاضای آن (رابطه ۴۹) تعیین کنند. پس از انجام بهینه‌یابی، همانند بنگاه‌های داخلی، شاخص قیمت $p_t^{\Xi m}$ را می‌توان به‌صورت رابطه زیر نوشت.

$$\underset{p_t^{\Xi m}(i)}{Max} \quad E_t \sum_{k=0}^{\infty} \left(\beta_p \gamma_\Xi\right)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[\frac{p_t^{\Xi m}(i)}{p_{t+k}^{\Xi m}} - mc_{t+k}^{\Xi m}\right] \Xi_t^m(i) \tag{۵۱}$$

$$S.T. \quad \Xi_t^m(i) = \left(\frac{p_t^{\Xi m}(i)}{p_t^{\Xi m}}\right)^{-\theta_\Xi} \Xi_t^m \tag{۵۲}$$

در صورتی که فرض شود قیمت انتخاب شده توسط این واحدها در زمان t معادل $p_t^{\#,\Xi}$ باشد، شرایط مرتبه اول آن به شکل رابطه زیر خواهد بود:

$$\frac{p_t^{\#,\Xi}}{p_t^{\Xi m}} = \left(\frac{\theta_\Xi}{\theta_{\Xi-1}}\right) \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \left(\beta_p \gamma_\Xi\right)^k \lambda_{p,t+k}\, \Xi_{t+k}^m\, mc_{t+k}^{\Xi m} \left(\frac{p_t^{\Xi m}(i)}{p_{t+k}^{\Xi m}}\right)^{\theta_\Xi}}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \left(\beta_p \gamma_\Xi\right)^k \lambda_{p,t+k}\, \Xi_{t+k}^m \left(\frac{p_t^{\Xi m}(i)}{p_{t+k}^{\Xi m}}\right)^{\theta_{\Xi-1}}} \tag{۵۳}$$

این رابطه، نشان می‌دهد که چگونه بنگاه‌های تنظیم کننده قیمت، قیمت‌های خود را نسبت به قیمت‌های کنونی بهینه‌یابی می‌کنند. $p_t^{\Xi m}$ در واقع، متوسطی است از قیمت‌های تنظیم شده با نسبت $(1-\gamma_\Xi)$ از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان t تنظیم می‌کنند و نسبت (γ_Ξ) از بنگاه-هایی که قیمت خود را در زمان قبل‌تر تنظیم کرده‌اند. بنابراین، شاخص قیمت $p_t^{\Xi m}$ را می‌توان به‌صورت رابطه زیر نوشت:

$$p_t^{\Xi m} = \left[(1-\gamma_\Xi)\left(p_t^{\#,\Xi}\right)^{1-\theta_\Xi} + \gamma_\Xi \left(p_t^{\Xi m}\right)^{1-\theta_\Xi}\right]^{\frac{1}{1-\theta_\Xi}} \tag{۵۴}$$

با در نظر گرفتن دو رابطه قبل، پویایی‌های نرخ تورم وارداتی در هر گروه کالایی، به‌صورت لگاریتمی خطی به شکل رابطه زیر، به‌دست می‌آید:

$$\hat{\pi}_t^{\Xi m} = \frac{1}{1+\beta_p} E_t \hat{\pi}_t^{\Xi m} + \frac{(1-\beta_p\gamma_\Xi)(1-\gamma_\Xi)}{\gamma_\Xi} \widehat{mc}_t^{\Xi m} \tag{۵۵}$$

۲-۴-۴. صادرات غیرنفتی

فرض می‌شود با توجه به تقاضای جهانی برای کالاهای داخلی، بخشی از کالاهای نهایی داخلی، توسط بنگاه‌های صادراتی با قیمت P_t^d خریداری و در خارج با قیمت $(P_t^{*,x})$ عرضه می‌شود. با توجه به سهم پایین صادرات غیرنفتی ایران در دنیا، تقاضا برای صادرات ایران (x_t)، براساس رابطه زیر به درآمد جهانی (y_t^*)، کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و صادراتی (θ_x) و همچنین نسبت قیمت کالای صادراتی ایران $(P_t^{*,x})$ به جهان (P_t^*)، بستگی خواهد داشت.

$$x_t = \left(\frac{P_t^{*,x}}{P_t^*}\right)^{-\theta_x} y_t^* \quad , \; x_t = (\mathcal{P}_t^{*,x})^{-\theta_x} y_t^* \tag{۵۶}$$

قیمت دلاری کالای صادراتی ایران با توجه به قیمت داخلی آن (P_t^d) و نرخ ارز بازار آزاد (s_t)، طبق رابطه زیر خواهد بود:

$$P_t^{*,x} = \frac{P_t^d}{s_t} \tag{۵۷}$$

$$ln\pi_t^* = \left(1-\rho_{p*}\right) ln\bar{\pi}^* + \rho_{p*} ln\pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{p*} \;\; , \;\; \varepsilon_t^{p*} \sim i.i.d.N\,(0, \sigma_{p*}^2) \tag{۵۸}$$

$$lny_t^* = \left(1-\rho_{y*}\right) ln\bar{y}^* + \rho_{y*} lny_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y*} \;\; , \;\; \varepsilon_t^{y*} \sim i.i.d.N\,(0, \sigma_{y*}^2) \tag{۵۹}$$

۴-۴-۳. صادرات نفتی

با توجه به آنکه جریان تولید نفت، بیشتر به ذخایر نفتی یک کشور وابسته است و چندان با افزایش سرمایه و کار نمی‌توان آن را تغییر داد، تولید نفت در ایران به‌صورت برونزا فرض می‌شود. همچنین ازآنجا که قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین شده و سهمیه صادرات نفت ایران نیز از طریق اوپک مشخص می‌شود، درآمدهای ارزی برونزای حاصل از صادرات نفت خام (Or_t)، به‌صورت معادله زیر در قالب یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول در نظر گرفته می‌شود.

$$\log or_t = (1-\rho_{or})\overline{\log or} + \rho_{or}\log or_{t-1} + u_t^{or}, \quad u_t^{or} \sim N(0,\sigma_{OR}^2) \qquad (۶۰)$$

در این معادله، or_t حاصل‌ضرب قیمت جهانی نفت در مقدار صادرات نفت است. بخشی از درآمدهای نفتی $\left(\omega_g^{or}\right)$ به‌عنوان درآمد، به دولت اختصاص یافته و مابقی آن $\left(1-\omega_g^{or}\right)$ نیز سهم شرکت نفت و صندوق توسعه ملی است.

۴-۴-۴. تراز تجاری

براساس رابطه (۶۱)، خالص صادرات غیر نفتی (nx_t^*)، حاصل ارزش خالص صادرات برحسب قیمت‌های دلاری است که با افزوده شدن درآمدهای ارزی حاصل از نفت (or_t)، تراز تجاری کشور (z_t^*) براساس رابطه (۶۲) به‌دست می‌آید. همچنین ارزش حقیقی تراز تجاری برحسب پول داخلی نیز در رابطه (۶۳) آمده است.

$$nx_t^* = p_t^{*.x}x_t - p_t^{*.m}m_t \qquad (۶۱)$$

$$z_t^* = or_t + nx_t^* \qquad (۶۲)$$

$$z_t = \frac{s_t\, z_t^*}{p_t} \qquad (۶۳)$$

در رابطه (۶۱)، m_t مجمع وزنی واردات و $P_t^{*,m}$ قیمت موزون واردات برحسب دلار است که طبق روابط زیر استخراج می‌شود.

$$m_t = c_t^m + i_t^m + f_t^m \qquad (۶۴)$$

$$p_t^{*.m} = (p_t^{*,c})^{\omega_m^c}\left(p_t^{*,i}\right)^{\omega_m^i}\left(p_t^{*,f}\right)^{\omega_m^f} \quad , \ \omega_E^{cm} + \omega_E^{im} + \omega_E^{fm} = 1 \qquad (۶۵)$$

۴-۵. بانک

۴-۵-۱. بانکداری ذخیره جزئی

بانک نماینده‌ای وجود دارد که به‌دلیل نقش واسطه‌گر وجوه مالی، منابع سپرده‌ای خانوارها (d_t) را تجمیع و بعد از توزیع ذخایر احتیاطی و قانونی به نسبت rr_t در نزد بانک مرکزی، مابقی آن را به خانوارها و بنگاه‌ها، به‌ترتیب، وام مصرفی(l_t^h) و تولیدی(l_t^m) اعطا می‌کند.

در اقتصاد ایران، به‌دلیل ناترازی‌های مالی موجود در شبکه بانکی، اعم از عدم تعادل ترازنامه به‌واسطه انباشت دارایی‌های منجمد و موهوم در ترازنامه بانک‌ها، عدم تعادل درآمد و هزینه به‌واسطه پرداخت سودهای بالا به سپرده‌گذاران و عدم تعادل جریان نقدی، منجر به تکیه روزافزون بانک‌ها به منابع بانک مرکزی از طریق اضافه برداشت و استفاده از خطوط اعتباری بانک مرکزی شده است. این

امر پیامدها و آثار زیان‌بار کلان اقتصادی را از طریق افزایش پایه پولی و نقدینگی و درنهایت، افزایش تورم به‌دنبال داشته است. در چنین شرایطی، ملاحظه می‌شود که از منظر اقتصاد خرد، بنگاه‌ها و فعالان بخش حقیقی اقتصاد همواره از کمبود تسهیلات و اعتبارات بانکی رنج می‌برند، لیکن از منظر اقتصاد کلان، اقتصاد کشور، همواره با معضل رشدهای بالای نقدینگی و تورم‌های دو رقمی مواجه بوده است.

بخشی از دارایی‌های بانک (حدودا ۳۵ درصد)[۱] به‌صورت منجد باقی می‌ماند که منجر به کاهش قدرت وام‌دهی بانک‌ها می‌گردد. از طرفی، فرض می‌شود که با توجه به شرایط کلان اقتصادی، ϕ_t درصد از دارایی بانک‌ها غیرنقدی است که منجر به کاهش قدرت وام‌دهی بانک‌ها می‌شود. در رابطه (۲۳)، u_t^{ϕ} شوک وارده بر متغیر انجماد دارایی‌ها است.

$$\emptyset_t = \left(\frac{\emptyset_{t-1}}{\sigma}\right)^{\rho_\phi} \left(\frac{y_t}{y}\right)^{\psi_y^{\phi}} \left(\frac{q_t}{q}\right)^{\psi_q^{\phi}} e^{\varepsilon_t^{\phi}} \quad , \qquad \varepsilon_t^{\phi} \sim N(0, \sigma_\phi^2) \tag{۶۶}$$

در این شرایط، ممکن است بانک‌ها در مواقع کسری منابع جهت اعطای تسهیلات، بخشی از کسری منابع را از طریق استقراض از بانک مرکزی ($d^c{}_t$) تأمین کنند. همچنین بانک‌ها باید حداقل نسبت کفایت سرمایه (car) که توسط بانک‌مرکزی اعلام می‌شود را رعایت کنند؛ در غیر این صورت، متحمل هزینه تعدیل (κ) می‌شوند. با توجه به این مفروضات، جریان گردش وجوه ترازنامه بانک‌ها و سود بانک‌ها مطابق مطالعه آنجلینی و همکاران[۲](۲۰۱۴)، به شکل روابط (۶۸)، (۶۹) و (۷۰) است. بانک‌ها ملزم به نگهداری درصدی از سپرده‌های مردم، تحت عنوان ذخیره قانونی نزد بانک‌مرکزی هستند، از این رو، اگر نرخ ذخیره قانونی بانک‌ها در دوره جاری برابر با rr_t باشد، در این صورت داریم:

$$RR_t = rr_t d_t \tag{۶۷}$$

به‌طوری‌که RR_t برابر با مجموع سپرده قانونی بانک‌ها نزد بانک‌مرکزی است.

$$l^m{}_t + l^h{}_t + \emptyset_t = (1 - rr_t)d_t + K^B{}_t + d^c{}_t \tag{۶۸}$$

$$\pi_{B.t} = R_{m,t}L_{m,t} + R_{h,t}L_{h,t} - R_{d,t}D_t - R_{c,t}d^c{}_t - \frac{\kappa}{2}\left(\frac{k_t{}^B}{l_t^m} - \overline{car}\right)^2 K_t{}^B - \frac{\kappa}{2}\left(\frac{k_t{}^B}{l_t^h} - \overline{car}\right)^2 \tag{۶۹}$$

$$L_t = l^m{}_t + l^h{}_t \tag{۷۰}$$

فرض می‌شود که معادله تشکیل سرمایه بخش بانکی به‌صورت رابطه (۷۱) است (گرالی و همکاران، ۲۰۱۰).

$$K_t{}^B = (1 - \delta_{KB})K_{t-1}^B + \pi_t^B \tag{۷۱}$$

با حداکثر سازی سود بانک با توجه به قید ترازنامه، رفتار نرخ‌های سود و وام مشخص می‌شود.

---

۱. گزارش بانک مرکزی ج. ا. ا.، ۱۴۰۱

2. Angelini et al.

۲-۵-۴. بانکداری ذخیره کامل

بخش بانکی یکی از مهم‌ترین بخش‌های مدل است. بانک‌ها در این مدل، نقش واسطه‌گر وجوه مالی را برعهده دارند؛ اما برخلاف بانکداری ذخیره جزئی، در این مدل، به‌دنبال حداکثر کردن سود خود از طریق گسترش اعتبار نیستند. آن‌ها منابع سپرده‌ای خانوارها (d_t) را جذب می‌کنند و صد در صد آن‌ها را نزد بانک مرکزی ذخیره‌گیری می‌کنند. چون ویژگی اصلی سیستم FRB این است که بانک‌ها باید ذخیره ۱۰۰ درصدی از سپرده‌ها را نزد بانک مرکزی نگهداری نمایند و به عبارت دیگر، پشتوانه هر سپرده، ذخایر بانک مرکزی (rr_t) است.

$$d_t = rr_t \tag{۷۲}$$

این بدان معنا است که بانک‌ها با ایجاد سپرده‌های جدید نمی‌توانند وام دهند. در عوض، تأمین وام آن‌ها باید از طریق حقوق صاحبان سهام و قرض از بانک مرکزی (d_t^c) صورت بگیرد. با توجه به اینکه هدف FRB جداسازی سیستم پرداخت از سیستم تأمین مالی و همچنین جداسازی سیاست پولی از سیاست اعتباری است. بنابراین در این رویکرد در عمل اعتباردهی بانک‌ها به خانوارها حذف می‌شود و تنها اعتباری که بانک‌ها می‌دهند، سرمایه‌گذاری و مشارکت در اهداف تولیدی است. به عبارت دیگر، خانوارها پول خصوصی مبتنی بر بدهی را با پول عاری از بدهی دولت جایگزین می‌کنند. تنها اعتبار باقی‌مانده وام دهی برای اهداف سرمایه‌گذاری مولد است. در کل، این فرایند اعتبار دهی بانک‌ها منجر به خلق پول نمی‌شود؛ چرا که بانک‌ها تنها می‌توانند پول موجود (پول بانک مرکزی) را وام دهند و فاقد قدرت خلق پول می‌باشند و خلق پول تنها توسط بانک مرکزی صورت می‌گیرد و با این کار، نهاد بانک به جایگاه واقعی واسطه‌گری مالی باز می‌گردد.

از منظر ترازنامه‌ای هم انتقال به ترازنامه سیستم جدید بانکی از نظر مفهومی به این صورت است که سیستم بانکی بلافاصله با سپرده‌گذاری افراد در بانک، با فرض اینکه نرخ ذخایر اولیه صفر است، ذخایر سپرده‌ها را از صفر به ۱۰۰ درصد افزایش می‌دهند؛ به‌طوری‌که $d_t = rr_t$ است. با این کار بانک مرکزی می‌تواند به‌طور مستقل، پول (پول برونزا) و اعتبار (پول درونزا) را کنترل کند. با این تغییرات، ترازنامه کلی بانک (قبل از تفکیک وظایف پولی و اعتباری) تحت FRB به رابطه زیر تبدیل می‌شود (بنز و کامهوف، ۲۰۱۳).

$$l^l{}_t + rr_t = d_t^c + d_t + K^B{}_t \tag{۷۳}$$

در این رابطه، $l^l{}_t$، وام سرمایه‌گذاری، rr_t، ذخایر سپرده، d_t^c، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، d_t، سپرده و $K^B{}_t$ سرمایه بانک است. حال با تفکیک ترازنامه بانک به دو بخش پول و اعتبار، با توجه به برابری $d_t = rr_t$ و حذف این دو متغیر از طرفین رابطه (۷۳) که به معنی تفکیک وظایف پولی و اعتباری سیستم بانکی است، عملکرد اعتبار سیستم بانکی توسط رابطه (۷۴) ارائه می‌شود.

$$l^l{}_t = d_t^c + K^B{}_t \tag{۷۴}$$

ترازنامه فوق، نشان‌دهنده این است که اکنون تفکیک بین عملکردهای پولی و اعتباری سیستم بانکی رخ داده است. پول تقریباً بدون تغییر باقی مانده، چون به‌طورکامل توسط ذخایر، پشتیبانی

شده است و اعتبار که فقط شامل وام‌های سرمایه‌گذاری است، با سهام و اعتبار بانک‌مرکزی (قرض از بانک مرکزی و مؤسسات اعتباری) تأمین می‌شود.

بانک مرکزی از طریق کنترل نرخ بهره اعتبار (نرخ تنزیل)، $r_{c,t}$، بر نرخ بهره وام تأثیر می‌گذارد. همچنین می‌تواند از طریق مقررات کفایت سرمایه بر میزان وام سرمایه‌گذاری $(l^I{}_t)$ تأثیر بگذارد؛ اما تا زمانی که این مقررات سختگیرانه نباشد، بانک‌ها قدرت قابل‌توجهی در تعیین مقدار کل اعتبار دارند و البته آنها کاملاً مسئول تخصیص آن اعتبار هستند و هیچ چیز با توانایی بخش مالی خصوصی در تسهیل تخصیص سرمایه به مولدترین مصارف آن، تداخل ندارد. همچنین بانک‌ها باید حداقل نسبت کفایت سرمایه (car) که توسط بانک‌مرکزی اعلام می‌شود را رعایت کنند؛ در غیر این صورت، متحمل هزینه تعدیل (κ) می‌شوند. لذا سرمایه بانک مشمول مقرراتی است که ویژگی‌های چهارچوب مقررات بازل از جمله هزینه‌های نقص حداقل کفایت سرمایه را رعایت می‌کند (گرتلر و کارادی[1] ,۲۰۱۰).

با استفاده از مطالعه گرالی و همکاران (۲۰۱۰)، فرض می‌شود که معادله تشکیل سرمایه بخش بانکی به‌صورت رابطه (۷۵) است:

$$K_t{}^B = (1-\delta_{KB})K_{t-1}^B + \pi_t^B \qquad (۷۵)$$

با توجه به این مفروضات، سود بانک‌ها مطابق مطالعه بنز و کامهوف (۲۰۱۴)، به شکل روابط زیر است:.

$$\pi_{B.t} = R_t^I l_t^l - R_t^d d_t - \mathrm{R_{c,t}d^c{}_t} - \frac{k_{kB}}{2}\left(\frac{k_t{}^B}{l_t} - \overline{car}\right)^2 K_t{}^B \qquad l_t = l_t^l \quad (۷۶)$$

که مورد اول و دوم، به‌ترتیب، درآمد بهره‌ای وام سرمایه‌گذاری و مشارکت در اهداف تولیدی و هزینه بهره‌ای سپرده‌های بانکی و مورد سوم، هزینه بهره‌ای اعتبار بانک مرکزی است که توسط بانک‌ها به بانک مرکزی پرداخت می‌شود. با حداکثر سازی سود بانک با توجه به قید ترازنامه، رفتار نرخ‌های سود و وام با توجه به شرایط بانک مشخص می‌شود.

۶-۴. بانک مرکزی و دولت

۱-۶-۴. بانک مرکزی

پایه پولی واقعی، mb_t، جمع دارایی‌های خارجی، بدهی دولت به بانک مرکزی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی است.

$$mb_t = fr_t + dg_t + d^c{}_t \qquad (۷۷)$$

که در آن، ذخایر خالص خارجی برابر با انباشت ذخایر دوره قبل و میزان دلاری که دولت به دلیل عدم امکان فروش در بازار به ریال تبدیل می‌کند.

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega_{\mathrm{fr}}^{\mathrm{or}}\, e_t\, or_t \qquad (۷۸)$$

1. Gertler and Karadi

۲-۶-۴. سیاست‌گذاری پولی و ارزی

در ادبیات مربوط به مدل‌های DSGE برای سیاست‌گذار پولی، از قاعده تیلور نرخ بهره استفاده می‌شود، اما در اقتصاد ایران به‌دلیل بانکداری بدون ربا، این امکان وجود نخواهد داشت. به‌همین جهت، قاعده سیاست‌گذاری روی نرخ رشد پایه پولی لحاظ می‌شود. در این شرایط، فرض می‌شود که بانک مرکزی، در جهت رسیدن به اهداف خود، یعنی کاهش شکاف تولید و تورم، به‌صورت معادله‌های زیر عمل می‌کند.

$$rmb_t = \frac{mb_t}{mb_t/\pi_t} - 1 \tag{۷۹}$$

$$rmb_t = \left(\frac{rmb_{t-1}}{rmb}\right)^{\rho_{rmb}} \left(\frac{y_t}{y}\right)^{\bar{\omega}^{y}_{rmb}} \left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{\bar{\omega}^{p}_{rmb}} \tag{۸۰}$$

با توجه به وجود نظام ارزی دوگانه در اقتصاد ایران، فرض می‌شود که دو نرخ ارز متداول است؛ یکی، نرخ ارز رسمی و دیگری، نرخ ارز بازار آزاد. نرخ ارز رسمی $(\bar{s}_t)$ براساس رابطه (۸۱) براساس یک فرایند AR (1) تعیین می‌شود و نرخ ارز بازار آزاد (s_t) براساس رابطه (۸۲) با توجه به دخالت بانک مرکزی در بازار براساس نسبت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به پایه پولی و فشارهای تورمی تعیین می‌شود.

$$log_{\bar{s}_t} = \rho_{\bar{s}}\, log\bar{s}_{t-1} + (1-\rho_s) log\ \bar{s} + u_t^{\bar{s}} \quad , \quad u_t^{\bar{s}} \sim N(0, \sigma_{\bar{s}}^2) \tag{۸۱}$$

$$\frac{s_t}{s} = \left(\frac{s_{t-1}}{s}\right)^{p_s} \left(\frac{{}^{fr_t}/_{mb_t}}{{}^{fr}/_{mb}}\right)^{\bar{\omega}_s^{fr}} \left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{\bar{\omega}_s^{\pi}} \tag{۸۲}$$

۳-۶-۴. قید بودجه دولت

سیاست مالی از یک قاعده کسری ساختاری پیروی می‌کند. در این مدل، دولت تلاش می‌کند تا هزینه‌های خود (g_t) را از محل دریافت مالیات‌ها (T_t)، فروش اوراق مشارکت (b_t)، بخشی از درآمد حاصل از فروش نفت $(\omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}}.\, e_t.\, or_t)$ و کسری بودجه (بدهی دولت به سیستم بانکی در دوره جاری) (dg_t) متوازن نگه‌دارد. در این شرایط، قید بودجه دولت برحسب ارزش‌های حقیقی به‌صورت معادله زیر بیان می‌شود (برغعی و محمدیان، ۱۳۹۷).

$$g_t = \omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}}.\, e_t.\, or_t + b_t + T_t + dg_t \tag{۸۳}$$

مخارج دولت از دو جزء مخارج جاری و سرمایه‌گذاری تشکیل می‌شود که به‌صورت روابط (۸۴) و (۸۵) هستند.

$$g_t^c = (1-\rho_{gc})\bar{g}^c + \rho_{gc}\, g_{t-1}^c + \rho_{orc} or_t + u_t^{gc} \quad , u_t^{gc} \sim N(0, \sigma_{gc}^2) \tag{۸۴}$$

$$g_t^k = (1-\rho_{gk})\bar{g}^k + \rho_{gk}\, g_{t-1}^k + \rho_{ork} or_t + u_t^{gk} \quad , u_t^{gk} \sim N(0, \sigma_{gk}^2) \tag{۸۵}$$

رابطه مالیات به‌صورت رابطه زیر است که در آن، τ کشش درآمدی مالیات است.

$$T_t = y_t^{\tau} \tag{۸۶}$$

در صورت بروز تکانه مثبت در مخارج و یا تکانه منفی در درآمد دولت، کسری بودجه (bd_t) روی می‌دهد. در این شرایط، دولت می‌کوشد کسری منابع را با استقراض از مردم و استقراض از بانک مرکزی تأمین کند. بنابراین، در بودجه دولت، علاوه بر تبدیل بخشی از درآمدهای ارزی به ریال، پایه پولی از محل کسری بودجه و درنتیجه، بدهی دولت به بانک مرکزی (dg_t) نیز متأثر می‌شود. درصورتی‌که سهم استقراض از مردم، ω_{bd}^{b} در نظر گرفته شود، بقیه آن از طریق بانک مرکزی تأمین خواهد شد. در این شرایط، انباشت خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، برحسب مقادیر حقیقی طبق معادله زیر خواهد بود:

$$dg_t = \left(1 - \omega_{bd}^{b}\right) bd_t + \frac{dg_{t-1}}{\pi_t} \qquad (۸۷)$$

علاوه بر این، با توجه به آنکه جریان تولید نفت بیشتر به ذخایر نفتی یک کشور وابسته است، ارزش‌افزوده حاصل از این بخش، برونزا است و ارتباطی به عوامل تولید ندارد. با توجه به اینکه سهم صادرات نفت ایران توسط اوپک و قیمت نفت هم به‌صورت برونزا در بازارهای جهانی تعیین می‌شود، لذا درآمد ریالی حاصل از صادرات نفت خام (or_t)، از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند (افشار و همکاران، ۱۳۹۷).

$$\log or_t = (1 - \rho_{or}) \log \overline{or} + \rho_{or} \log or_{t-1} + \varepsilon_t^{or}, \quad \varepsilon_t^{or} \sim N(0, \sigma_{OR}^2) \qquad (۸۸)$$

۷-۴. شرط تسویه بازار

شرایط تسویه بازار کالا در معادله (۸۹) نشان داده شده است. این شرط، دلالت بر این دارد که حاصل تولید غیرنفتی و ارزش افزوده حاصل از فروش نفت، برابر مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، خالص صادرات و کلیه هزینه‌های تعدیل ($\mathrm{AC_t}$) است.

$$y_t + e_t\, or_t = c_t + IT_t + g_t + AC \qquad (۸۹)$$

۵. حل و تقریب مدل

۵-۱. تعیین مقادیر ورودی و ارزیابی اعتبار مدل

با بهینه‌سازی توابع هدف هر یک از کارگزاران، مجموعه‌ای از روابط اقتصادی به‌دست آمده، که برای خطی‌سازی معادلات از روش اوهلیگ[1] (۱۹۹۹) و تیلور استفاده شده است. در مرحله بعد جهت کاهش تعداد پارامترهای تخمین زده شونده، تعدادی از آن‌ها با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران[2] طی بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۰ کالیبره شده‌اند که مقادیر به‌دست آمده به‌همراه نسبت‌های پایدار متغیرها، در جدول (۱) ارائه شده است.

1. Uhlig
2. http://tsd.cbi.ir

جدول ۱: حالت پایدار برخی متغیرهای مدل

Tabel 1: Steady State of Some Model Variables

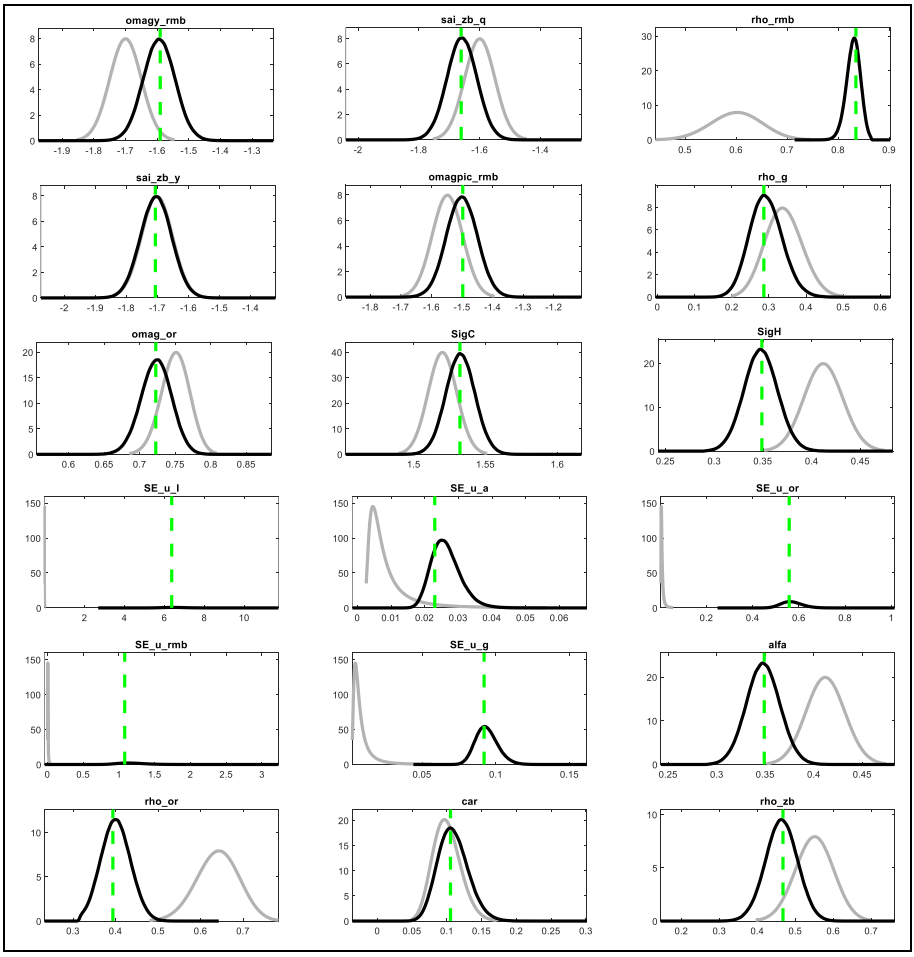
متغیر	حالت پایدار	متغیر	حالت پایدار
$\bar{y}$	۱	$\frac{\overline{eo}}{\bar{g}}$	۰/۴۶
$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	۰/۵۸	$\frac{\overline{other}}{\bar{g}}$	۰/۱۴
$\frac{\bar{\iota}}{\bar{y}}$	۰/۲۳	$\frac{\overline{gc}}{\bar{g}}$	۰/۷
$\frac{\bar{m}}{\bar{y}}$	۰/۱۲	$\frac{\overline{gk}}{\bar{g}}$	۰/۳
$\frac{\bar{g}}{\bar{y}}$	۰/۲۶	$\frac{\overline{p_t^x}}{\overline{nx}}$	۰/۲۶
$\frac{\overline{or}}{\bar{y}}$	۰/۱۶	$\frac{\overline{p_t^m}}{\overline{nx}}$	۱/۲۶
$\frac{\overline{\omega\, or}}{\bar{g}}$	۰/۴۵	ω_g^{or}	۰/۶۵
$\frac{\bar{T}}{\bar{g}}$	۰/۳۷	ω_c^d	۰/۹۱
$\frac{\overline{kb}}{\bar{d}}$	۰/۱۱	ω_m^c	۰/۱۵
$\frac{\overline{fr}}{\overline{mb}}$	۰/۵۷	ω_m^f	۰/۶۲
$\frac{\overline{dg}}{\overline{mb}}$	۰/۱۳	ω_i^d	۰/۷۵
$\frac{\overline{dc}}{\overline{mb}}$	۰/۳۹	ω_m^i	۰/۲۳
$\frac{\overline{eo}}{\overline{mb}}$	۱/۶۸	φ_{gc}^o	۰/۴
$\frac{\bar{m}}{\overline{mb}}$	۰/۳۳	φ_{gk}^o	۰/۶۷
$\frac{\bar{d}}{\overline{mb}}$	۴/۳	ρ_a	۰/۷۶

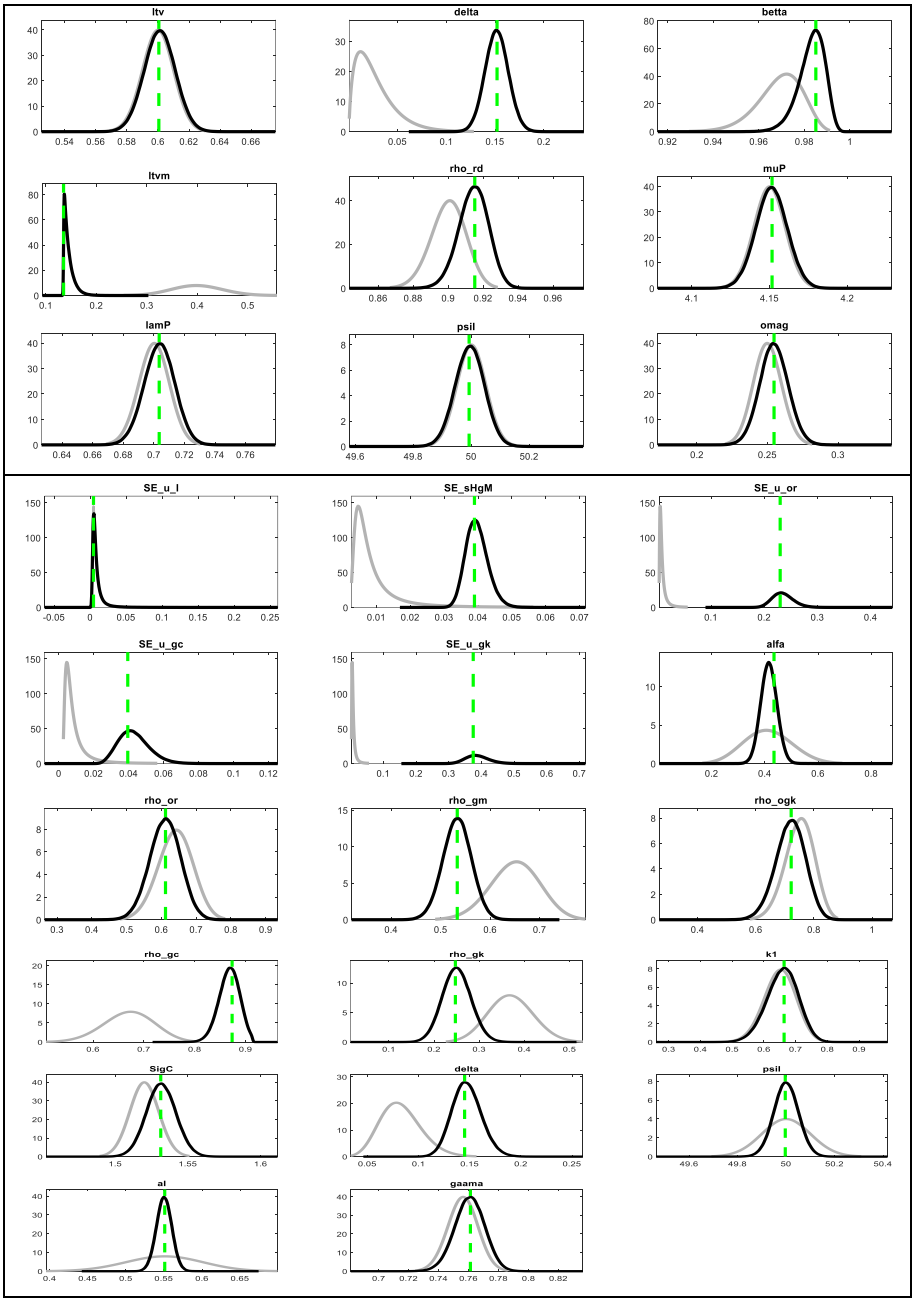
مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۵. آزمون اعتبار سنجی مدل

برای اعتبار سنجی مدل، پارامترهای منتخب الگو با استفاده از روش بیزین تخمین زده شده که نمودارهای مربوط به توزیع پیشین و پسین، در نمودار (۱) نشان داده شده است. همان‌گونه که در نمودار مشاهده می‌شود، نتایج خروجی منحنی‌های دو توزیع پسین و پیشین از یکدیگر جدا هستند که بیانگر آن است که این پارامترها قابل شناسایی هستند. منحنی‌های به رنگ خاکستری، توزیع

پیشین و منحنی‌های به رنگ مشکی، توزیع پسین پارامترها را نشان می‌دهند. انطباق نمای محاسبه شده با حداکثر لگاریتم چگالی پسین در مورد کلیه پارامترها بیانگر صحت برآوردها است.



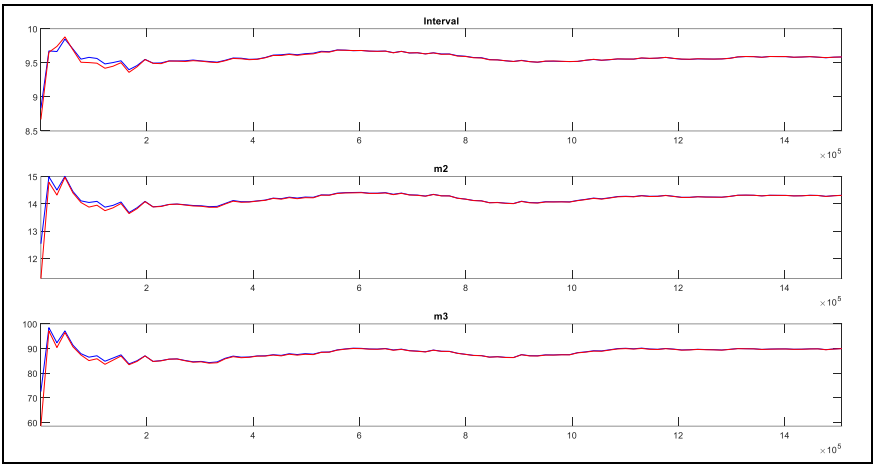


نمودار ۱: توزیع پیشین و پسین پارامترهای برآورد شده

Figure 1: Prior and Posterior Distribution of Estimated Parameters

مأخذ: یافته‌های تحقیق

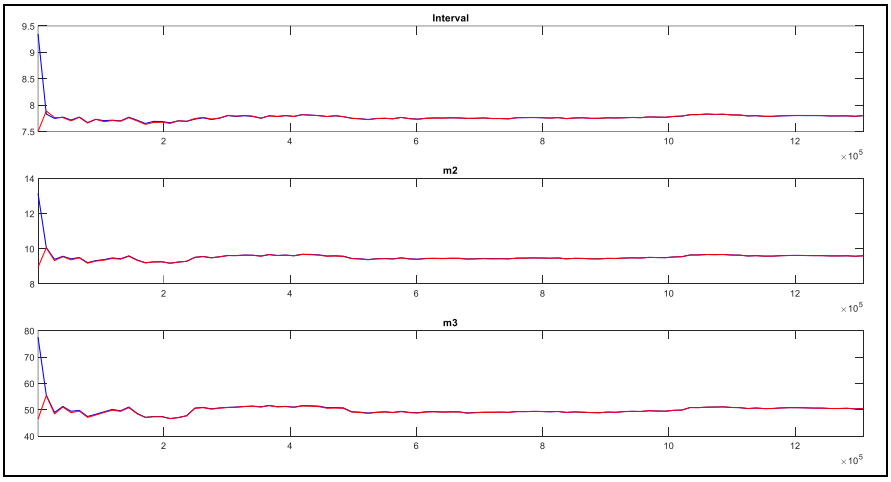
به منظور بررسی همگرایی پارامترها به‌صورت یک و چند متغیره از آزمون تشخیصی MCMC بروکز و گلمن[1] (زنجیره مارکوف مونت کارلو) استفاده شده که نتایج هر دو مدل در نمودار (۲)، (۳) و پیوست قابل مشاهده می‌باشد. این آماره، بیانگر این است که، پارامترهای برآورد شده الگوها از استحکام کافی برخوردارند و این تخمین‌ها قابل اتکا هستند.



نمودار ۲: آزمون تشخیصی چند متغیره بروکز و گلمن، مدل اول (پایه)

Figure 2: Brooks and Gelman Multivariate Diagnostic, Model 1 (Base)

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۳: آزمون تشخیصی چند متغیره بروکز و گلمن، مدل دوم (مطلوب)

Figure 3: Brooks and Gelman multivariate diagnostic, second model (preferred)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

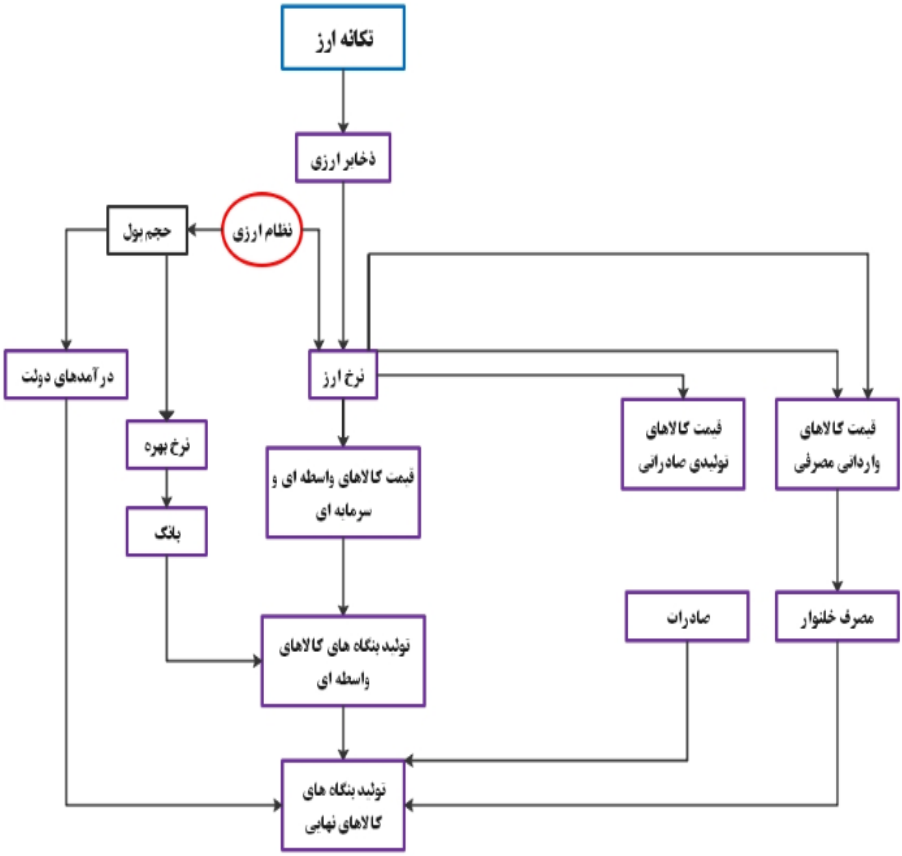
1. Brroks & Gelman

۳-۵. تابع ضربه-واکنش[1]

یکی دیگر از ابزارهای بررسی خوبی برازش مدل، بررسی رفتار توابع ضربه واکنش، در واکنش به تکانه‌ها است. در این قسمت، با وارد کردن تکانه‌ها به مدل، به بررسی آثار نهایی این تکانه‌ها بر متغیرهای مهم اقتصاد تحت دو نوع مدل بانکداری ذخیره جزئی و کامل پرداخته می‌شود.

۱-۳-۵. تحلیل مقایسه‌ای آثار تکانه نرخ ارز تحت دو نوع بانکداری

در نمودار (۴)، مکانسیم انتقال تکانهٔ نرخ ارز به‌صورت شماتیک و توابع ضربه واکنش نسبت به تکانهٔ نرخ ارز اسمی، به اندازه یک انحراف معیار در نمودار (۵)، تحت دو نوع بانکداری ذخیره جزئی و کامل برای اقتصاد ایران گزارش شده‌اند.



نمودار ۴: مکانیسم انتقال تکانه نرخ ارز

Figure 4: Exchange Rate Impulse Transmission Mechanism

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1 .Impulse Response Function

در این قسمت، آثار یک شوک نرخ رشد اسمی ارز در بازار به اندازه یک انحراف معیار (۱۰ درصد) بر روی متغیرها نشان داده می‌شود. تکانه ارزی، ابتدا باعث می‌شود که تجارت خارجی تحت تأثیر قرار گیرد. لذا براساس نمودار (۵)، یک تکانه نرخ رشد اسمی ارز در بازار آزاد به میزان ۱۰ درصد به سیستم اعمال شده است که در نتیجه آن، صادرات غیرنفتی افزایش، ولی واردات کاهش یافته است. همان طور که ملاحظه می‌شود، شدت کاهش واردات کالاهای مصرفی و واسطه‌ای و سرمایه‌ای یکسان نیست. واردات مصرفی در مقایسه با واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای، بیشتر کاهش می‌یابد و واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای به‌دلیل وابستگی کشور به آن‌ها گرچه کاهش یافته و مقاومت نشان داده است، لذا واردات مصرفی به اندازه ۱ درصد کاهش یافته و سپس به سطح باثبات خود باز می‌گردد. واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای حداکثر به میزان ۰/۸ درصد کاهش یافته و سپس به‌طور سریع، افزایش می‌یابد که این امر، نیاز وارداتی کشور را به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای منعکس می‌کند.

شوک ارزی بر مصرف بخش خصوصی بر قیمت حقیقی، تأثیر منفی می‌گذارد. احتمالاً به‌دلیل گران شدن واردات که منجر به کاهش واردات کالاها شده و چون واردات، بخشی از مصرف بخش خصوصی را تشکیل می‌دهد، لذا مصرف بخش خصوصی حدوداً به میزان ۰/۵ درصد کاهش می‌یابد که البته این کاهش، چندان دوام نداشته و از فصل سوم، مجدداً افزایش می‌یابد و روند تغییرات آن مشابه کالاهای وارداتی مصرفی است.

تکانه ارزی، همچنین تأثیر مثبت بر خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی داشته است که این امر، ناشی از آن است که این بخش، از دارایی بانک مرکزی به نرخ ارز که براساس آن درآمدهای ارزی به ریال تبدیل می‌شود، بستگی دارد. بنابراین، ذخایر ارزی بانک مرکزی حدود ۰/۷ درصد افزایش می‌یابد.

نرخ رشد پایه پولی نیز به تبع تکانه ارزی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. با افزایش نرخ ارز، گرچه بانک مرکزی، ابتدا در پاسخ به شرایط تورمی حاصل از تکانه ارزی از طریق تابع عکس‌العمل ارزی، واکنش نشان داده و نرخ رشد پایه پولی را کاهش می‌دهد، ولی این وضعیت چندان با دوام نبوده و نهایتاً نرخ رشد پایه پولی به‌میزان حدود ۰/۴ درصد افزایش می‌یابد.

در بانکداری ذخیره‌گیری کامل، نقدینگی جدید ایجاد شده به شکل سپرده‌های جدیدی در بانک‌ها نگه‌داری و کل آن در بانک‌مرکزی ذخیره‌گیری شده و براساس نیاز اقتصاد به‌صورت اعتبارات بانکی به فعالیت‌های سرمایه‌گذاری مولد اختصاد داده شده است. به عبارت دیگر برخلاف بانکداری ذخیره جزئی، بخش زیادی از نقدینگی ایجاد شده به سمت فعالیت‌های مولد سوق داده می‌شود که به تبع آن، سرمایه‌گذاری و اشتغال افزایش می‌یابند.

در بانکداری ذخیره جزئی، با جریان وجوه منتشر شده از بانک مرکزی به بانک‌ها، با توجه به اینکه بخشی از این اعتبارات صرف وام‌های بلندمدت و دارایی‌های منجمد می‌شود، در قالب اعتبارات به

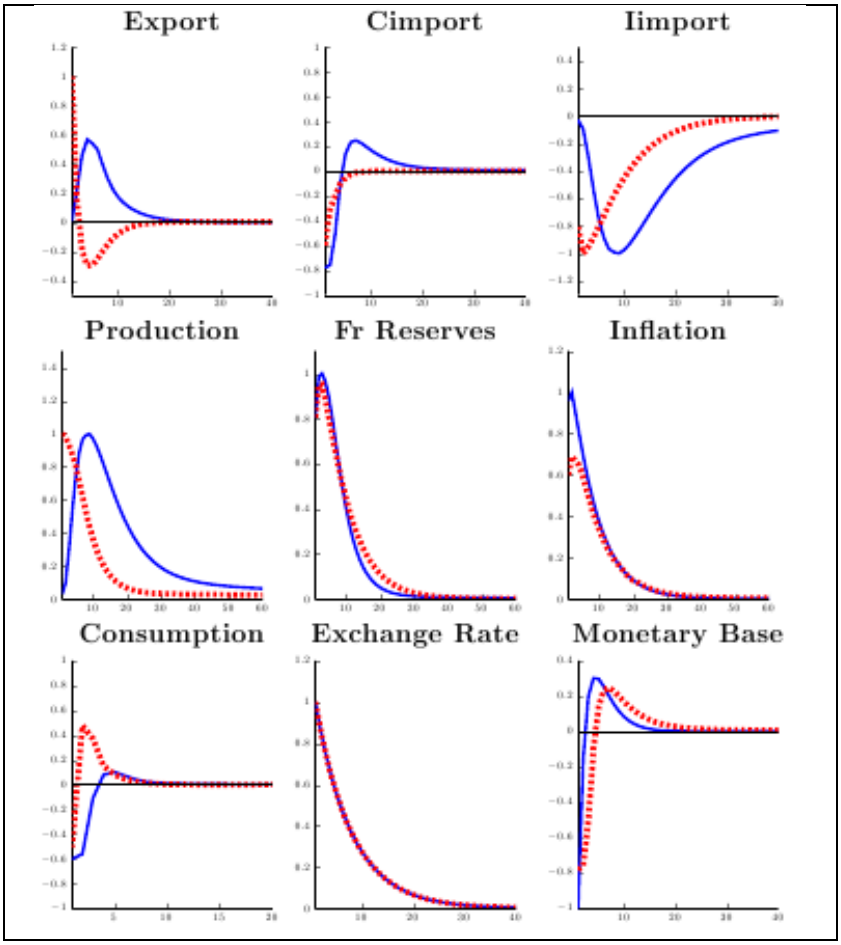
بنگاه‌ها داده نمی‌شود و به همین دلیل، برخلاف اقتصاد بعد گذار، رونق آن‌چنانی در سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال اتفاق نمی‌افتد. همچنین در ادامه جریان وجوه از مصرف کنندگان به بانک‌ها، ذخیره صد در صدی سپرده‌ها اتفاق نمی‌افتد.

همچنین تحت بانکداری ذخیره‌گیری کامل، درصورت ورود این منابع (پایه پولی) به سیستم بانکی، به‌دلیل ذخیره صد در صدی، منجر به اعتباردهی بانک‌ها و به تبع آن، افزایش کمتر تورم و هزینه نهایی شده است. از طرف دیگر، تحت این سیستم، به‌دلیل ذخیره‌گیری کامل، ضریب فزاینده پولی برابر یک و عرضه پول برابر پایه پولی می‌شود که این خود، به معنی کاهش عرضه پول و نقدینگی است.

اما در بانکداری ذخیره جزئی، بانک‌ها عملاً نقش واسطه‌گری وجوه مالی را بازی نمی‌کنند؛ چرا که آن‌ها با جذب سپرده‌ها، اقدام به خلق پول می‌کنند که باعث خلق پول توسط بانک‌ها (پول درونزا) می‌شود. افزایش پول درونزا منجر به انحراف بیشتر حجم پول و نقدینگی از حالت یکنواخت می‌شود که به تبع آن، تورم و هزینه نهایی افزایش می‌یابد که تأثیر منفی بر دامنه نوسان و طول تولید می‌گذارد.

شوک ارزی نیز موجب افزایش تورم می‌شود؛ زیرا با افزایش نرخ رشد اسمی ارز، هزینه نهایی هر واحد واردات افزایش یافته و چون تورم وارداتی، بخشی از تورم کلی کشور را تشکیل می‌دهد، نهایتاً تورم کشور به میزان ۰/۷ افزایش می‌یابد. مجموعه عوامل مذکور، منجر به افزایش طرف تقاضای اقتصاد شده و به افزایش رشد تولید غیرنفتی به‌میزان ۱ درصد می‌انجامد.

در مجموع می‌توان گفت، در اثر تکانه ارزی تحت بانکداری ذخیره کامل، متغیرها بعد از گذشت دوره‌ای کوتاه، به وضعیت باثبات خود رسیده‌اند. در حالی که تحت بانکداری ذخیره جزئی، برگشت به وضعیت باثبات متغیرها طولانی بوده و اثرات شوک به کندی از بین رفته و تا مدت طولانی‌تر در اقتصاد باقی خواهند ماند. به عبارت دیگر، الگوی مطالعه نسبت به الگوی پایه در مواجهه با تکانه ارزی، هم از بعد دامنه و هم از بعد طول نوسان، اندکی متفاوت بوده است.



نمودار۵: توابع عکس‌العمل تکانه ارز (خط: الگوی پایه؛ نقطه چین: الگوی مطالعه)

Figure 5: Impulse Response Functions of Exchange Rate (Line: Baseline Model; Dashed Line: Study Model)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶. خلاصه و نتیجه گیری

در این مطالعه، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران تصریح شده، که در آن، به نقش شوک‌های ارزی تأکید شده، و ساختار مدل مورد استفاده به شرح زیر است:

مدل از بخش‌های خانوار بنگاه‌های داخلی بخش دولت، سیاست‌گذاری پولی و مالی و بخش خارجی تشکیل شده است و خانوارها مطلوبیت مورد انتظار خود را نسبت به قید بودجه، حداکثر می‌کنند. در قید بودجه، خانوارها دارایی‌های مالی شامل پول و اوراق مشارکت می‌باشند و در کنار

آن، خانوارها از عرضه نیروی کار و اجاره سرمایه، درآمد کسب نموده و آن را برای مصرف سرمایه‌گذاری فیزیکی و پس انداز مالی تخصیص می‌دهند.

مصرف خانوارها ترکیبی از مصرف داخلی و مصرف وارداتی است؛ یعنی مصرف خانوارها علاوه بر کالاها و خدمات مصرفی خصوصی شامل کالای وارداتی نیز می‌گردد. در بخش تولید، بنگاه‌ها تابع سود خود را حداکثر می‌کند و بنگاه‌های تولید کننده، کالاهای واسطه‌ای در شرایط رقابت انحصاری عمل می‌کنند. در این مطالعه فرایند تعدیل و چسبندگی قیمت‌ها و دستمزد خانوارها با استفاده از روش کالوو (۱۹۸۳) مدل سازی شده است.

با توجه به اینکه بخش عمده‌ای از درآمدهای دولت از نفت تأمین می‌شود، لذا در آمدهای نفتی در مدل و مکانیزم‌های اثرگذاری آن، با جزئیات بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. دولت، بخشی از درآمد نفت را از طریق فروش به بانک مرکزی و احتمالاً فروش بخشی از آن در بازار از طریق بانک مرکزی در بودجه خود خرج می‌کند. مکانیزم اثرگذاری نفت بر سایر متغیرها از طریق کانال تغییر در ذخایر خارجی بانک مرکزی و پایه پولی و همچنین از طریق بودجه دولت لحاظ شده است. به‌عبارتی، نفت در مدل، هم از طریق تغییر در خالص دارایی‌های خارجی، باعث تغییر در پایه پولی و حجم پول شده و هم، از طریق تغییر در درآمد دولت، مخارج دولت و نهایتاً کل مخارج دولت را تحت تأثیر قرار می‌دهد و نهایتاً تقاضای کل در اقتصاد را تحریک می‌کند.

در بخش سیاست‌گذاری پولی، از روش قاعده تعدیل شده استفاده شده است. در این روش، یک تابع عکس‌العمل سیاست پولی معرفی شده که در آن، بانک مرکزی از ابزار نرخ رشد پایه پولی در واکنش به متغیرهای انحراف تورم از تورم مورد هدف ضمنی، انحراف تولید از روند بلندمدت و انحراف نرخ ارز حقیقی از روند آن، استفاده کند.

علاوه بر سیاست‌گذاری پولی، سیاست‌گذاری ارزی دولت از طریق تصریح تابع عکس‌العمل ارزی بانک مرکزی، در مدل مورد توجه قرار گرفته است که در آن، بانک مرکزی براساس میزان ذخایر ارزی، ملاحظات نرخ تورم، نرخ ارز را از طریق عرضه ارز در بازار مدیریت می‌کند.

مدل طراحی شده در این مطالعه، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی باز بوده و علاوه بر نفت، صادرات غیرنفتی و واردات نیز مدل سازی شده است. مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تصریح شده ابتدا لگاریتم - خطی شده و پارامترهای مدل با استفاده از داده‌های فصلی تعدیل شده اقتصاد ایران طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۷۰ و با به‌کارگیری روش بیزی و الگوریتم متروپلیس هستینگز برآورد شده، و برآورد مدل در فضای برنامه dynare تحت نرم افزار MATLAB صورت گرفته است.

با استفاده از نتایج حاصل از برآورد پارامترها، مدل حل و شبیه‌سازی گردید و بر اساس آن، آثار تکانه ارزی بر متغیرهای کلان مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه، نتایج شبیه‌سازی برای یک شوک مثبت ۱۰ درصدی، برآورد و گزارش شده است و خلاصه یافته‌ها به شرح زیر می‌باشد:

یک تکانه به رشد نرخ ارز اسمی به‌میزان ۱۰ درصد، باعث می‌شود که صادرات غیرنفتی به‌میزان ۱ درصد افزایش، ولی واردات کاهش یافته است و واردات مصرفی به اندازه ۱ درصد کاهش، ولی مجدداً افزایش، و واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای، به‌میزان ۰/۸ درصد کاهش می‌یابد.

شوک ارزی، مصرف بخش خصوصی به قیمت حقیقی را کاهش می‌دهد که البته این کاهش چندان دوام نداشته و از فصل سوم، مجدداً افزایش می‌یابد و روند تغییرات آن، مشابه واردات کالاهای وارداتی مصرفی است.

تکانه ارزی دارای تأثیر مثبت بر خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی بوده، که این امر، ناشی از آن است که این بخش از دارایی بانک مرکزی، به نرخ ارز که براساس آن در آمدهای ارزی به ریال تبدیل می‌شود، بستگی دارد. بنابراین، ذخایر ارزی بانک مرکزی حدود ۰/۷درصد افزایش می‌یابد.

نرخ رشد پایه پولی به میزان ۰/۴ درصد افزایش می‌یابد و نهایتاً موجب افزایش تورم می‌شود؛ زیرا علاوه بر رشد پایه پولی، با افزایش نرخ رشد اسمی ارز، هزینه نهایی هر واحد واردات افزایش یافته و چون تورم وارداتی، بخشی از تورم کلی کشور را تشکیل می‌دهد، لذا تورم افزایش می‌یابد.

افزایش پایه پولی و نقدینگی در اثر افزایش خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی تحت بانکداری ذخیره کامل و جزئی، اثرات متفاوتی بر رونق بخش واقعی اقتصاد می‌گذارد؛ به‌گونه‌ای که در بانکداری ذخیره کامل، نقدینگی جدید ایجاد شده، به شکل سپرده‌های جدیدی در بانک‌ها نگه‌داری و کل آن در بانک‌مرکزی ذخیره‌گیری شده و براساس نیاز اقتصاد به‌صورت اعتبارات بانکی، به فعالیت‌های سرمایه-گذاری مولد اختصاد داده شده است. به عبارت دیگر، برخلاف بانکداری ذخیره جزئی، بخش زیادی از نقدینگی ایجاد شده به سمت فعالیت‌های مولد سوق داده می‌شود؛ اما در بانکداری ذخیره جزئی، با جریان وجوه منتشر شده از بانک مرکزی به بانک‌ها، با توجه به اینکه بخشی از این اعتبارات صرف وام‌های بلندمدت و دارایی‌های منجمد می‌شود، در قالب اعتبارات به بنگاه‌ها داده نمی‌شود و به همین دلیل، برخلاف اقتصاد بعد گذار، رونق آنچنانی در سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال اتفاق نمی‌افتد.

در کل، مقایسه توابع عکس‌العمل متغیرهای منتخب در دو الگو، نشان می‌دهد که بانکداری صد در صدی، سبب شده است تا سهم تکانه‌ها در ایجاد نوسانات متغیرهای کلیدی، دستخوش تغییر شده و حتی جایگاه برخی از آن‌ها با تکانه ارزی تعویض شود.

با توجه به افزایش پایه پولی و نقدینگی، سیاست‌گذاران پولی می‌توانند با افزایش تدریجی ذخیره قانونی و حذف قدرت خلق پول بانک‌ها، باعث تقویت سیاست ارزی و افزایش تأثیرگذاری بانک مرکزی در عرضه پول شوند. از جمله پیشنهادات سیاست‌گذاری برای دولت، این است که با خلق پول پرقدرت، از ایجاد پول توسط بانک‌ها جلوگیری کند.

بنابراین، با توجه به نتایج حاصله برای اقتصاد ایران، اگر هدف دولت، اعمال سیاست ارزی و از همه مهم‌تر ایجاد ثبات در بخش حقیقی اقتصاد باشد، اجرای این سیاست تحت بانکداری ذخیره

کامل نسبت به بانکداری ذخیره جزئی، مؤثرتر خواهد بود؛ چراکه اعمال سیاست ارزی تحت بانکداری ذخیره کامل، ضمن کاهش نوسانات اقتصادی، منجر به رونق بخش حقیقی اقتصاد و به عبارت دیگر، باعث کاهش سیکل‌های تجاری خواهد شد.

سپاسگزاری: در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران محترم مجله پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) برای بهبود و ارتقاء متن مقاله، قدردانی نمایند.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۹۰ درصد)، نویسنده دوم (۱۰ درصد) می‌باشد.

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

Afshari Z, Tavakolian H, Bayat M. The Effect of Stock Price Shock on Macroeconomic Variables: A DSGE Approach. QJER 2018; 18 (2) :81-103.

Angelini, P., Neri, S., & Panetta, F. (2014). The interaction between capital requirements and monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. *46*(6), 1073-1112. https://doi.org/10.1111/jmcb.12134

Agenor, P. R., Alper, K., & daSilva, L. A. P. (2014). sudden floods, macroprudential regulation and stability in an open economy. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 48, 68-100. doi: 10.1016/j.jimonfin.2014.07.007

Benes, J., & Kumhof, M. (2012). The Chicago plan revisited. International Monetary Fund. *IMF Working Paper*, Vol. WP/12/202. https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12202.pdf [2021, August 22].

Benes, J., & Kumhof, M (2013). The Chicago plan revisited. International Monetary Fund. *IMF Working Paper Revised*.

doi: https://doi.org/10.5089/9781475505528.001.

Borghei M S, Mohammadi T. Conditional Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices in Iran: A DSGE Approach. QJER 2018; 18 (2) :21-48.

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, Vol 12(3), 383-398. https://doi.org/10.1016/0304-3932 (83) 90060-0.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2021. [In Persian]

Chari, V. V., & Phelan, C. (2014). On the social usefulness of fractional reserve banking. *Journal of Monetary Economics*, Vol 33. 65, 1-13. 10.1016/j.jmoneco.2014.04.008.

Dixhoorn, C.V. (2013). Full reserve banking: An analysis of four monetary reform plans. *Working Paper*, The sustainable finance lab, Utrecht, Netherlands.

Dow, S., Johnsen, G., & Montagnoli, A. (2015). A critique of full reserve banking. University of Sheffield. *Economic Research Paper*. No. 201500508. http://www.sheffield.ac.uk/economics/research/serp.

Fontana, G., & Sawyer, M. (2016). Full reserve banking: More cranks than brave heretics. *Cambridge Journal of Economics*. 40: 1333-1350. https://doi.org/10.1093/cje/bew016.

Fisher, I. (1935). The debt-deflation theory of great depressions. *Econometrica*, 337-357. https://www.jstor.org/stable/23722440.

Fisher, I. (1936). 100% Money and public debt. *Economic Forum*.Vol. 28. 406-420.

Friedman, M. (1969). The optimum quantity of money and other essays. *Chicago, Adine*, Vol. 36, 81-93.

Friedman, M. (1948). A monetary and fiscal framework for economic stability. *American Economic Review*, Vol. 38. 245-64. doi: 10.4236/tel.2021.112016.

Friedman, M. & Schwartz, A. J. (1963). *A Monetary History of the United States, 1867- 1960*. Princeton: Princeton University Press.

Grace, R (2022). The economics of full reserve banking: Recent developments and critiques. Master Thesis, University of Cape Town. http://hdl.handle.net/11427/37783.

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. M. (2010). Credit and banking in a DSGE model of the Euro area. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 42, 107-141. https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00331.x

Gertler, M., & Karadi, P. (2010). A model of unconventional monetary policy. *Working Paper*, New York University. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.10.004.

Dyson, B., & Jackson, A. (2012). *Modernising Money: Why Our Banking System is Broken and How it Can be Fixed*. London: Positive Money.

Kay, J. (2009). *Narrow Banking: The Reform of Banking Regulation*. 1st. ed. [Ebook]Available:https://www.johnkay.com/wp-content/uploads.

Krainer, R. E. (2017). Economic stability under alternative banking systems: Theory and policy. *Journal of Financial Stability*, Elsevier. Vol. 31, 107-118. doi: 10.1016/j.jfs.2017.05.005.

Khodadadi, F., & Samsami, H. (2022). A comparative analysis of the effects of monetary impulses and government financial expenditures on partial and full reserve banking in Iran: DSGE approach. Q*uarterly Jornal* of *Economic* Res*earch* and *Policies*. Vol 30, 7-52. [In Persian] 10.52547/qjerp.30.102.7.

Khodadadi, F., Samsami, H., & Tavaklian, H. (2023). Evaluating the Macroeconomic Effects of Government Expenditures in the Full Reserve Banking Framework: A DSGE Approach. *Quarterly Jornal of Applied Economics Studies Iran*. Vol 12, 9-45. [In Persian] 10.22084/AES.2022.25696.3400.

Laina, P. (2015). Proposals for full-reserve banking: A historical survey from david ricardo to martin wolf. *Economic Thought*. Vol. 42, 1-19. https://ssrn.com/abstract=2719438.

Laina, P. (2017). Seignorage from full-reserve banking. https://ssrn.com/abstract=3065319.

Laina, P. (2018). Money creation under full-reserve banking: A stock-flow consistent model. *Cambridge Journal of Economics*. Vol. 30, 1 of 31. doi:10.2139/ssrn.2682647.

Mahmoudinia, D., Borhani, L., & Sattari, O. (2019). A survey of the steadiness of Iran's economy under full-reserve banking. *Journal of Economic Policy*, 11(22): 191-225. [In Persian] 10.22034/EPJ.2020.10534.1844.

Mahmoudinia, D., Borhani, L., & Hosseini, H. (2021). Explaining the concept of creating money from nothing in the conventional banking system and moving towards full reserve principle banking: Application of the compatible flow-stock model. *Economic modeling*, Vol. 3. 33-80. [In Persian] 10.30497/ies.2021.75614.

Prescott, E., Wessel, R. (2016). Monetary Policy With 100 Percent Reserve Banking: an Exploration, *NBER Working Paper Series*, Cambridge. https://ssrn.com/abstract=2813879.

Phillips, R. J. (1992). Credit markets and narrow banking. *Levy Institute Working Paper*, No. 77.

Phillips, R., & Roselli, A. (2009). How to avoid the next taxpayer bailout of the financial system: The narrow banking proposal. Networks Financial Institute at Indiana State University, *SSRN Electronic Journal*, Policy Brief No. 5.
doi:10.1007/978-1-4419-6637-7_10.

Pfister, C. (2020). Banque de France *Working Paper* #786. The 100% Reserve Reform: Calamity or Opportunity. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3749135.

Samsami, H., Davoudi, P., & Jahani Goran, J. (2014). Costs of money creation in conventional banking system and Islamic financing solutions. *Economic Research Quarterly*. *14*(55): 71-103. [In Persian]

Sobhani, H., & Drodian, H. (2016). Evaluation of the justification of money creation by the banking system in the Islamic banking system. *Islamic Economy*, *16*(64), 31-54. [In Persian]

Stiglitz, J. (2016). The Theory of Credit and Macro-Economic Stability. *NBER Working Paper*. https://www.nber.org/papers/w22837

Rothbard, M. (1962). *The Case for a 100-Percent Gold Dollar*. published in Yeager, Leland (ed.) In Search of a Monetary Constitution. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Temin, P (2000). *The Great Depression: Real and Imagined Causes*. in S. L. Engerman & R. E. Gallman (eds.). The Cambridge Economic History of the United States. Cambridge: Cambridge University Press. 301-328.
https://ssrn.com/abstract=701277.

Tobin, J. (1985). Financial innovation and deregulation in perspective, bank of Japan. *Monetary and Economic Studies*. Vol 32, 19-29.

Uhlig, H. (1999). A toolkit for analyzing nonlinear dynamic rational expectations models easily. Computational Methods for the Study of Dynamic Economics, Vol. 1995-97.

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 211-238

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.13661

Reducing Subsidies on Basic Goods and Trade Model

Ali Raispour Rajab Ali[1], Mohsen Zayandeh Roudi [2], Mohammad Reza Safavi Gerdini [3]

1. Assistant Professor, Faculty of Literature and Humanities, Islamic Azad University, Kerman Branch, Iran(Corresponding Author). Email: raeispour@iau.ac.ir
2. Associate Professor, Faculty of Literature and Humanities, Islamic Azad University, Kerman Branch, Iran. Email: m_roody2000@yahoo.com
3. Ph. D. Student of International Economics, Faculty of Literature and Humanities Islamic Azad University, Kerman Branch, Iran. Email: msafavigerdini@gmail.com

Abstract

Subsidies for essential goods can have both direct and indirect effects on trade. On one hand, subsidies can increase demand for essential goods, which can benefit domestic producers and exporters of these goods. On the other hand, subsidies can lower the production costs of goods and enhance the competitiveness of domestic products in global markets. However, subsidies for essential goods may also lead to an increase in imports of these goods and a decrease in domestic production, which can have negative effects on the country's trade balance. Since the targeted subsidy policy has significant effects on the comparative advantage of produced goods and consequently on sustainable growth and development, it is very important and necessary to examine the effects of this policy on trade patterns. This study investigates the effects of removing subsidies on essential goods on Iran's trade pattern using the GTAP model. The results indicate that reducing subsidies paid to domestic firms leads to an increase in the exports of their produced goods . Considering the economic results of this research, it is recommended that subsidies paid to the consumption inputs of domestic firms be gradually removed to positively impact Iran's trade balance while avoiding a sudden and significant decline in economic welfare.

Article information

Review History:

Received: Apr. 21, 2024

Revised: Apr. 30, 2024

Accepted: May. 28, 2024

Keywords:

Basic Goods Subsidy

Trade Model

Global Trade Analysis Proje

JEL Classification:

C68, F10, H20, I30

Corresponding Author:

raeispour@iau.ac.ir

Aim and Introduction

In most world economies, governments have been proposed as a complementary institution and are bound to interfere in the economy. The degree of government involvement in any economy depends on the political and economic system in that country. One of the government's intervention tools is subsidy payments considered as financial aids aiming at transferring government resources to buyers and sellers. Therefore, one of the most well-known ways of transferring income to vulnerable groups is subsidy payment. This tool has a long history in different economies. In general, subsidies can be divided into four categories: a) based on the government's goals, which include economic subsidies, development subsidies, social subsidies, political subsidies, and cultural subsidies; b) Based on the stages of the goods, which include consumption subsidies, production subsidies, distribution subsidies, service subsidies, export subsidies, and import reduction subsidies and currency savings; c) Based on the classification of the subsidy itself, which includes direct subsidy and indirect subsidy; and d) based on the reflection of its costs, which includes hidden subsidies and open subsidies. Also, regarding the methods of applying subsidies, it should be noted that subsidies in the consumption sector are mainly paid in cash, goods, general prices and coupons. On the other hand, the payment of subsidy will disrupt the price system and lead to deviation in production and investment.

Since governments dependent heavily on oil revenues usually seek to pay subsidies in general, they normally encounter many problems including waste of resources, increase in consumption, smuggling, lack of efficient allocation of resources and reduction of efficiency in the economy. This happens because the price of subsidized goods is not realistic. For this purpose, Iran and other developing economies are seeking to apply the policy of targeting subsidies. One of the results of policies targeting subsidies is the realization of prices, which will improve the performance of producers and choose an optimal production process. Since targeting subsidies has significant effects on the relative advantage of manufactured goods and subsequent sustainable growth and development, therefore, it is crucially important and essential to investigate the effects of this policy on the business model.

A review of the experimental studies conducted inside the country indicates that the effect of reducing (eliminating) the subsidy of basic goods (Sections 25-22 in the software package of the Global Trade Analysis Project) on the trade pattern has not been investigated so far.

In this regard, the aim of the current research is to investigate the effects of reducing (eliminating) subsidies for basic goods (sections 22-25 in the software package of the Global Trade Analysis Project) on Iran's trade using the GTAP model.

Methodology

The Global Trade Analysis Project model is one of the types of Computable General Equilibrium (CGE) models, the software related to it (GEMPACK, RunGTAP) and the database are provided to the researchers by its designers.

In the current research, the data has been gathered in the form of four sectors (dairy, rice, sugar and other foods) and two regions (Iran and other parts of the world) and the analysis has been done in two scenarios which are designed as follows:
1) 50% reduction in the subsidy paid to the firm's consumption-domestic goods.
2) 100% reduction in the subsidy paid to the firm's consumption-domestic goods.

Findings

The results showed that in both scenarios, the economic welfare of Iran and the rest of the world decreased and increased, respectively, and the intensity of these changes is greater in the second scenario (removal of basic commodity subsidies). The share of resource allocation efficiency and term of trade and savings-investment relationship in reducing economic welfare is higher in the second scenario. The highest decrease in economic welfare in the first and second scenario is related to sector 25 and the lowest decrease in economic well-being in both scenarios is related to sector 22.
Reducing the subsidy paid on the firm's consumption-domestic goods in these sectors will increase the export of these goods. The most positive changes in Iran's trade balance in the first scenario (50% reduction in subsidies) are related to sector 25 and equal to 48.4 million dollars, and the most negative trade balance of Iran in the second scenario (complete elimination of subsidies) is related to sector 25 and equal to 7.96 has been negative. In total, the reduction of subsidies for basic goods simultaneously in all 4 sectors has led to positive changes in Iran's trade balance.

Discussion and Conclusion

According to the economic results of this research, it is recommended to gradually remove the subsidy paid to the firm's consumption domestic goods so that, while having a positive effect on the changes in Iran's trade balance, the economic welfare does not face a large and one-time decline.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۲۱۱ تا ۲۳۸
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.13661

آثار کاهش یارانه کالاهای اساسی بر الگوی تجارت

علی رئیس‌پور رجبعلی[۱]، محسن زاینده‌رودی[۲]، محمدرضا صفوی گردینی[۳]

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرمان، کرمان، ایران (نویسنده مسئول) raeispour@iauk.ac.ir

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرمان، کرمان، ایران m_roody2000@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرمان، کرمان، ایران msafavigerdini@gmail.com

چکیده

یارانه کالاهای اساسی می‌تواند به طور مستقیم و غیرمستقیم بر تجارت تأثیر بگذارد. از یک سو، یارانه‌ها می‌توانند تقاضا برای کالاهای اساسی را افزایش دهند، که این امر می‌تواند به نفع تولیدکنندگان داخلی و صادرکنندگان این کالاها باشد. از سوی دیگر، یارانه‌ها می‌توانند قیمت تمام شده کالاها را کاهش دهند و رقابت‌پذیری کالاهای داخلی را در بازارهای جهانی افزایش دهند. با این حال، یارانه کالاهای اساسی ممکن است منجر به افزایش واردات این کالاها و کاهش تولید داخلی شود، که این امر می‌تواند اثرات منفی بر تراز تجاری کشور داشته باشد.

از آنجایی که سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها، آثار قابل‌توجهی بر مزیت نسبی کالاهای تولید شده و متعاقب آن، رشد و توسعه پایدار دارد، بررسی اثرات این سیاست بر الگوی تجارت، بسیار مهم و ضروری است. در این پژوهش آثار حذف یارانه‌های کالاهای اساسی بر الگوی تجارت ایران با استفاده از الگوی GTAP مورد بررسی قرار میگیرد. نتایج نشان داد، کاهش یارانه پرداختی به بنگاه های داخلی منجر به افزایش صادرات کالاهای تولیدی آنان می‌شود.

با توجه به نتایج اقتصادی این پژوهش، توصیه می‌شود یارانه پرداختی به نهاده های مصرفی بنگاه های داخلی به صورت تدریجی حذف شود تا ضمن اثر مثبت بر تغییرات تراز تجاری ایران، رفاه اقتصادی با اُفت زیاد و یک مرتبه مواجه نگردد.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۲
بازنگری: ۱۴۰۳/۰۲/۱۱
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۰۸

کلمات کلیدی:
یارانه کالاهای اساسی
الگوی تجارت
پروژه تحلیل تجارت جهانی

طبقه‌بندی JEL:
C68, F10, H20, I30

نویسنده مسئول:
raeispour@iau.ac.ir

۱. مقدمه

در اکثر اقتصادهای جهان، دولت‌ها به‌عنوان نهادی مکمل مطرح شده‌اند و ناگزیر به دخالت در اقتصاد می‌باشند. درجه دخالت دولت در هر اقتصاد، به نظام سیاسی و اقتصادی موجود در آن کشور بستگی دارد (امیرنژاد و همکاران، ۱۳۹۴). یکی از ابزارهای دخالت دولت، پرداخت یارانه است. یارانه یکی از انواع کمک‌های مالی است؛ به عبارت دیگر، یارانه انتقال منابع دولت به خریداران و فروشندگان می‌باشد. لذا از جمله شناخته‌ترین راه‌های انتقال درآمد به گروه‌های آسیب‌پذیر، پرداخت یارانه است. این ابزار، سابقه طولانی در اقتصادهای مختلف دارد. به‌طورکلی، یارانه را می‌توان به چهار دسته تقسیم کرد: الف) براساس اهداف دولت که شامل یارانه اقتصادی، یارانه توسعه‌ای، یارانه اجتماعی، یارانه سیاسی و یارانه فرهنگی است؛ ب) براساس مراحل کالا که شامل یارانه مصرفی، یارانه تولیدی، یارانه توزیعی، یارانه خدماتی، یارانه صادراتی و یارانه کاهش واردات و صرفه‌جویی ارزی است؛ ج) براساس نحوه طبقه‌بندی خود یارانه که شامل یارانه مستقیم و یارانه غیرمستقیم است؛ و د) براساس انعکاس هزینه‌های آن که شامل یارانه پنهان و یارانه آشکار است (کلمنتز و همکاران[۱]، ۱۹۹۵). همچنین در مورد شیوه‌های اعمال یارانه، باید خاطر نشان کرد که یارانه در بخش مصرف عمدتاً به شیوه‌های نقدی، کالایی، همگانی قیمتی و کالابرگی پرداخت می‌شود (دادگر و نظری، ۱۳۹۰).

از سوی دیگر، پرداخت یارانه موجب اخلال در نظام قیمتی شده، منجر به ایجاد انحراف در تولید و سرمایه‌گذاری خواهد شد (هد و اسپنسر[۲]، ۲۰۱۷). هنگامی که انگیزه لازم به منظور سرمایه‌گذاری ایجاد شود، قیمت کالاهای اساسی[۳] همچون محصولات کشاورزی در کوتاه‌مدت با افزایش رو به رو می‌شود. همین امر موجب بهبود تکنولوژی تولید، تخصیص بهینه منابع و کاهش هزینه‌های تولید خواهد شد. لذا در بلندمدت قیمت کالاهای اساسی کاهش و تولید افزایش می‌یابد (بارویک و همکاران[۴]، ۲۰۲۱)؛ اما مشکلی که در حرکت از کوتاه‌مدت به بلندمدت باید مدنظر قرار بگیرد، این است که در این میان، طبقه محروم جامعه آسیب خواهند دید، زیرا با افزایش قیمت کالاهای اساسی، درآمد واقعی تولیدکنندگان افزایش و درآمد واقعی مصرف‌کنندگان کاهش می‌یابد. لذا محرومیت در کوتاه‌مدت افزایش خواهد یافت (شاپیرو[۵]، ۲۰۲۱).

همچنین از آنجایی که دولت‌های وابسته به درآمدهای نفتی، معمولاً به‌دنبال پرداخت یارانه به‌صورت عام هستند، شاهد مشکلات بسیاری از جمله اتلاف منابع، افزایش مصرف، قاچاق، عدم تخصیص کارآمد منابع و کاهش کارآیی در اقتصاد هستند. این امر به‌دلیل واقعی نبودن قیمت کالاهای یارانه‌ای اتفاق

---

1. Clements et al. (1995)
2. Head & Spencer (2017)
۳. کالاهای اساسی، کالاهایی هستند که برای رفع نیازهای اولیه خانوار مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ مانند نان، انرژی، سلامت و غیره.
4. Barwick et al (2021)
5. Shapiro (2021)

می‌افتد. ایران نیز کشوری وابسته به درآمد نفتی است و بخش قابل‌توجهی از ثروت خود را به صورت یارانه بر کالاها و خدمات اساسی هزینه می‌کند. همان‌طور که بیان شد، این امر، هم از نظر رشد اقتصادی و هم، از نظر توزیع درآمدی و تخصیص منابع، سیاستی ناکارآمد تلقی می‌شود (سعیدیان‌کیا و همکاران، ۲۰۲۳). به همین منظور، ایران و دیگر اقتصادهای در حال توسعه، به‌دنبال اعمال سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها هستند.

یکی از نتایج سیاست‌های هدفمندسازی یارانه‌ها، واقعی شدن قیمت‌ها است که موجب بهبود عملکرد تولیدکنندگان و انتخاب یک فرایند تولید بهینه خواهد شد. بر این اساس، ترتیب تولید کالاها و داشتن مزیت نسبی آن‌ها تغییر خواهد کرد و ممکن است کالاهایی که تاکنون قابل تجارت بوده‌اند، دیگر مزیت نسبی برای صادرات نداشته و کالاهای دیگری دارای مزیت نسبی برای تجارت شوند؛ زیرا با اجرای قانون هدفمندسازی و کاهش یارانه‌های نهاده‌های تولیدی، قیمت نهاده‌های غیرقابل تجارت تغییر می‌کند و در پی آن، مزیت نسبی، الگوی تولید و تجارت نیز تغییر خواهد کرد. الگوی تولید بهینه الزاماً مطابق الگوی قبلی نمی‌باشد. از این رو، با به کار گرفتن نظریه مزیت نسبی و سیاست هدفمندی یارانه‌ها، می‌توان کشور را به سمت تولیدات جدیدی هدایت کرد که در آن‌ها، با مزیت نسبی همراه است (امامی و شعبانی، ۱۳۸۸).

از سوی دیگر، این سیاست تنها در صورتی می‌تواند از کارآیی و اثربخشی لازم برخوردار باشد و شکاف درآمدی را کاهش دهد که کیفیت نهادی[1] در برخی زمینه‌ها (مثلاً حاکمیت قانون، سطح پایین فساد و رقابت سیاسی بالا)، مجاز به انجام آن باشد (نایبلید و رید[2]، ۲۰۰۸). با این حال، در کشورهای در حال توسعه، چهارچوب نهادی به آهستگی پیشرفت می‌کند و هر از گاهی، به جلو و سپس به عقب حرکت می‌کند. بر این اساس، نگاه دقیق‌تری به این موضوع خاص ضروری است (بلانچتون و چورن[3]، ۲۰۲۱). اما نکته مهم در مورد وضعیت هدفمندی یارانه‌ها، عدم توجه به وابستگی به مسیر نهادی، اجتماعی و اقتصادی است. سیاستمدارانی که اقتصاد و جامعه را فاقد واکنش عقلایی می‌پندارند، انتظار دارند با تغییر یک سیاست (قاعده بازی)، عکس‌العمل‌های موافقی از جانب سایر کارگزاران دریافت کنند، در حالی که جامعه به شیوه‌های پیشین بازی (برای مثال، وجود یارانه و مخارج کم تأمین مواد)، عادت کرده و متناسب با آن، نهادهایی را شکل داده است که نمی‌تواند تغییر یکباره آنها را به‌سرعت بپذیرد.

نتایج مطالعات تجربی نشان داده می‌دهند که هرگاه تغییر سیاستی یکباره رخ داده، نتایج مطلوبی حاصل نشده است. در مقابل، هرگاه تغییرات سیاستی با توجه به پیشینه نهادی جامعه و به‌تدریج انجام شده است، توانسته وضعیت مطلوب مورد نظر سیاستگذاران را به ارمغان آورد (صداقت‌پرست، ۱۳۸۹).

ایران نیز با مشکلات اساسی در زمینه تجارت بین‌الملل و کمبود منابع ارزی مواجه است، و این موضوع، اهمیت تخصیص بهینه منابع و الگوی تولید کارا بر مبنای نظریه مزیت نسبی را بسیار برجسته

1. Institutional quality
2. Nyblade & Reed
3. Blancheton & Chhorn

می‌کند (امیرنژاد و همکاران، ۱۳۹۴). از آنجایی که سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها، آثار قابل‌توجهی بر مزیت نسبی کالاهای تولید شده و متعاقب آن، رشد و توسعه پایدار دارد، بررسی اثرات این سیاست بر الگوی تجارت، بسیار مهم و ضروری است. به این منظور، هدف از پژوهش حاضر، بررسی آثار حذف یارانه‌های کالاهای اساسی (بخش‌های ۲۵-۲۲ در بسته نرم‌افزاری پروژه تحلیل تجارت جهانی[1]) بر الگوی تجارت ایران با استفاده از الگوی GTAP است.

در این راستا، بخش دوم و سوم پژوهش، به‌ترتیب، به ادبیات تجربی و نظری موضوع اختصاص دارد؛ در بخش چهارم، روش‌شناسی پژوهش و در بخش پنجم، یافته‌های پژوهش آمده، و بخش پایانی، به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. پیشینه پژوهش

در زمینه بررسی آثار اقتصادی یارانه‌ها، مطالعات بسیاری انجام شده است که در ادامه، به‌صورت خلاصه مرور شده است:

دفور و ریانو[2] (۲۰۱۷)، در مطالعه خود، یک ارزیابی کمی از تأثیری که یارانه‌ها با سهم صادراتی مورد نیاز خود بر صادرات، شدت رقابت و رفاه، هم در کشور و هم، در شرکای تجاری آن دارد، انجام دادند. آن‌ها در مطالعه خود، از مدل تجاری دو کشور با بنگاه‌های ناهمگن استفاده کردند. نتایج نشان داد که یارانه با سهم صادراتی مورد نیاز، صادرات را بیش از یک یارانه بدون قید و شرط در دسترس همه صادرکنندگان، افزایش می‌دهد.

کومار و همکاران[3] (۲۰۱۹)، به بررسی اثربخشی یارانه‌های شیلات، به‌عنوان ابزار سیاست تجاری برای دستیابی به اهداف توسعه پایدار در سازمان تجارت جهانی، پرداختند. آنها با استفاده از تقاضا و عرضه بازار برای استخراج منابع شیلاتی، اثربخشی یارانه‌ها را به‌عنوان یک ابزار سیاست تجاری برای دستیابی به اهداف کلی توسعه پایدار، بررسی کردند. براساس تجزیه و تحلیل‌های انجام شده، استراتژی‌های سیاستی خاصی دنبال می‌شود که برای کشورها مهم است تا قبل از حذف یارانه‌های شیلات در سازمان تجارت جهانی، آن‌ها را در نظر بگیرند.

موسویان و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی آثار یارانه‌های تحقیق و توسعه و مالیات بر انرژی‌های فسیلی برای توسعه پایدار با استفاده از یک الگوی CGE در ایران پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که سیاست مالیات بر انرژی‌های فسیلی و هم، سیاست یارانه تحقیق و توسعه، قادر به کاهش مصرف انرژی، آلودگی هوا و رفاه اجتماعی هستند.

همچنین مطالعات متفاوتی در حوزه هدفمندی و حذف یارانه‌ها انجام شده است:

1. The Global Trade Analysis Project (GTAP)
2. Defever & Riano (2017)
3. Kumar et al. (2019)

لیو و لی[1] (۲۰۱۱)، مطالعه‌ای با هدف ارزیابی جامع اصلاح یارانه‌های انرژی فسیلی در چین، از یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه[2]استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که حذف یارانه‌های نفت و زغال سنگ، موجب کاهش تولید ناخالص داخلی چین، به‌ترتیب، ۳/۸۰ و ۰/۵۲ درصد می‌شود.

فومسودا و همکاران[3] (۲۰۲۱)، به بررسی آثار اقتصادی حذف یارانه سوخت‌های زیستی تایلند با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه پویا (DCGE) پرداخته‌اند. نتایج شبیه‌سازی، نشان می‌دهد که صرفاً پایان دادن به یارانه قیمت، منجر به انقباض در کل اقتصاد می‌شود. بنابراین، حذف یارانه قیمت، باید همزمان با گسترش سمت عرضه اجرا شود.

فلوریدو و روسا[4] (۲۰۲۳)، در مطالعه خود، به بررسی تأثیر حذف یارانه‌ها در صنعت منابع دریایی اسپانیا پرداختند. آن‌ها با استفاده از یک مدل داده-ستانده به بررسی اثر حذف یارانه‌ها به تفکیک در سه گروه از منابع دریایی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که حذف این یارانه‌ها، موجب کاهش قابل‌توجهی در ارزش افزوده بخش‌های مورد تجزیه و تحلیل خواهد شد که بر عرضه و تقاضای نهاده‌های آن‌ها و بر بقیه بخش‌های اقتصاد، تأثیر می‌گذارد.

علیجانی و همکاران (۱۳۹۱)، به ارزیابی اثرات تغییر و حذف یارانه تولید بر بخش کشاورزی پرداختند. آن‌ها از مدل تعادل عمومی و جدول داده-ستانده مربوط به سال ۱۳۸۰ استفاده کردند. به این منظور و برای بررسی اثر حذف نرخ یارانه بر ارزش افزوده، میزان تولید، واردات و صادرات و اشتغال، سه سناریو مطرح شد. این سناریوها شامل کاهش پله‌ای نرخ یارانه تا حذف نهایی آن بود. نتایج حاکی از این بود که در هر سه سناریو، ارزش افزوده، تولید و صادرات در بخش‌های دامداری، زراعت و مرغداری بیش از سایر بخش‌ها کاهش یافت. از سوی دیگر، حذف یارانه تولید، اثر منفی بر واردات بخش ماهیگیری داشته، اما بر سایر بخش‌ها اثر مثبتی از خود بر جا خواهد گذاشت.

منظور و همکاران (۱۳۸۹)، با هدف بررسی آثار حذف یارانه انرژی از یک الگوی CGE استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که در صورت اجرای سیاست حذف یارانه‌های انرژی، سطح تولید داخل و رفاه خانوارها کاهش می‌یابد. همچنین اقتصاد با افزایش صادرات انرژی و کاهش صادرات کالاهای دیگر مواجه خواهد شد. از طرف دیگر، به‌طور معکوس واردات انرژی، کاهش و واردات سایر کالاها افزایش خواهد یافت.

خسروی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۵)، به بررسی آثار هدفمندی یارانه‌های وضع شده بر حامل‌های انرژی در بخش صنعت و معدن با استفاده از الگوی تعادل عمومی پرداخته‌اند. نتایج، نشان داد که افزایش قیمت حامل‌های انرژی و نرخ ارز، بخشی از آثار منفی بر روی صادرات و تولید را جبران می‌کند.

سفلایی شهربابک و همکاران (۱۳۹۷)، اثرات اقتصادی حذف یارانه نان را با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که در نتیجه این سیاست، مقدار تولید،

1. Liu, & Li
2. The Computable General Equilibrium (CGE)
3. Phomsoda et al. (2021)
4. Florido & Rosa (2023)

صادرات و واردات در کوتاه‌مدت و بلندمدت، کاهش خواهد یافت. همچنین با افزایش واردات در اثر حذف یارانه نان، تأمین امنیت غذایی و تغییرات نرخ وابستگی به واردات افزایش می‌یابد.

مطالعات ذیل، به مسائل مربوط به تجارت و نیز ارتباط میان یارانه‌ها و تجارت در ایران و در سطح بین‌الملل پرداخته‌اند:

لی و همکاران[1] (۲۰۲۱)، مطالعه‌ای با عنوان عدم قطعیت سیاست تجاری، ارتباط سیاسی و یارانه دولتی انجام دادند. آن‌ها در مقاله خود، رابطه علی بین عدم قطعیت سیاست تجاری، یارانه‌های دولتی و نقش ارتباطات سیاسی را با استفاده از داده‌های سالانه شرکت‌های انرژی چین از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۸، تجزیه و تحلیل کردند. نتایج نشان داد وقتی عدم اطمینان سیاست تجاری افزایش می‌یابد، دولت چین تمایل به افزایش یارانه‌ها دارد.

سالاری بردسیری و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی عوامل اثرگذار بر تجارت محصولات کشاورزی در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۰ پرداختند. آن‌ها در مطالعه خود، از مدل تصحیح خطای برداری استفاده نمودند و الگوهای صادرات و واردات بخش کشاورزی را با استفاده از این الگو بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که متغیر تولید بخش کشاورزی و درآمدهای نفتی، آثار مثبتی بر صادرات و واردات دارند. نرخ ارز حقیقی، اثر منفی بر واردات و اثر مثبتی بر صادرات دارد و متغیر شاخص بهای تولیدکننده، آثار عکس از خود بر جای می‌گذارد. همچنین متغیر حجم نقدینگی بر صادرات بخش کشاورزی، اثر منفی دارد؛ در حالی که هدفمندی یارانه‌ها، اثر مثبتی بر بخش کشاورزی از خود بر جای می‌گذارد.

کوره‌پزان و همکاران (۱۴۰۲)، اثر سیاست یارانه صادراتی را بر صادرات پسته و گردو بررسی کردند. این مطالعه برای کشور ایران و در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۰ انجام گرفت. برای این منظور، از الگوی جاذبه و داده‌های تابلویی استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، یارانه صادراتی و جمعیت کشورهای واردکننده، اثر مثبت و معنادار و تحریم، فاصله جغرافیایی و تعرفه، اثر منفی بر صادرات این دو محصول از خود بر جای می‌گذارد.

مرور مطالعات تجربی انجام شده در داخل کشور، حاکی از آن است که تاکنون، اثر کاهش (حذف) یارانه کالاهای اساسی (بخش‌های ۲۵-۲۲ در بسته نرم‌افزاری پروژه تحلیل تجارت جهانی) بر الگوی تجارت بررسی نشده، و در این راستا، انگیزه اصلی پژوهش حاضر، مرتفع ساختن این شکاف مطالعاتی با استفاده از یک الگوی GTAP است.

۳. ادبیات نظری

آدام اسمیت با تأکید بر این نکته که بازار آزاد ابزاری برای تبدیل منافع شخصی به منافع عمومی است، به پایه‌گذاری اقتصاد کلاسیک پرداخت. به این ترتیب که یک دست نامرئی از طریق برقراری تعادل میان عرضه و تقاضا، رقابت‌کنندگان در بازار را به سمت منافع عمومی هدایت می‌کند. در عین حال،

1. Li et al. (2021)

اسمیت معتقد است دولت، برقرار کننده برخی مقررات اخلاقی و اجتماعی و اجراکننده سه وظیفه مهم در یک سیستم اقتصاد آزاد است. این وظایف شامل حمایت از افراد و دارایی‌های جامعه در مقابل دشمنان خارجی، دفاع از منافع اشخاص در برابر دیگر شهروندان و ایجاد نهادها و ارائه خدمات عمومی است (آلتیری[1]، ۲۰۰۹). البته قابل ذکر است که سابقه پرداخت یارانه به زمان مرکانتیلیسم و بعد از جنگ جهانی بازمی‌گردد؛ زیرا به دلیل ایجاد رکود و تورم در اقتصاد، دولت‌ها به دخالت در امور می‌پرداختند (امیرنژاد و همکاران، ۱۳۹۴).

پس از کلاسیک‌ها، اقتصاددانان و نظریه‌پردازان اروپایی بر این باور بودند که اقتصاد شامل بخش خصوصی و دولت است. از این میان می‌توان به نظریه‌پردازانی همچون دایتزل[2] و واگنر[3] اشاره کرد. دایت زل معتقد بود که دولت در اقتصاد نقش ایجادکننده سرمایه را برعهده دارد و عامل اصلی رشد اقتصادی است. واگنر که در بیان گسترش نقش دولت در زمان خود به‌عنوان پیشتاز شناخته می‌شد، به بیان نظریه معروف توسعه دولت پرداخت و برای این منظور، فرمول‌هایی را براساس عوامل فنی، تمرکز جمعیت و شهرنشینی ارائه کرد. این دو نظریه‌پرداز اهداف عمده اقتصادی دولت را در سه زمینه تقسیم‌بندی کردند: الف) تخصیص منابع که با توجه به تخصیص نادرست منابع در یک اقتصاد، عموماً دولت‌ها با در اختیار گرفتن تولید، قیمت‌گذاری، توزیع، دریافت (پرداخت) تعرفه‌ها (یارانه‌ها)، اقدام به تخصیص بهینه منابع می‌کنند؛ ب) توزیع درآمد که با توجه به هدف عادلانه بودن توزیع درآمد، دولت‌ها باید اقدامات لازم را برای رسیدن به عدالت اجتماعی و فراهم کردن ابزارهای مناسب توزیع درآمد در جهت دستیابی به حداکثر رفاه اجتماعی فراهم نمایند؛ ج) ثبات اقتصادی که از دیگر اهداف دولت‌ها به شمار می‌رود و در هر نظام اقتصادی به ثبات قیمت‌ها، کاهش بیکاری، افزایش تولید و غیره برمی‌گردد که این اهداف، ابزارهایی برای رسیدن به رشد و توسعه پایدار را فراهم می‌کند (متقی و همکاران، ۱۳۹۹).

درنهایت، با مطالعه ادبیات نظری، می‌توان ادعا کرد که در طیف گسترده‌ای از نظریه‌های اقتصادی، میزان و اندازه دخالت دولت در هر اقتصاد، متفاوت است؛ اما حضور دولت در تمام نظریه‌ها، به منظور حمایت از اقشار مختلف در قالب نظام تأمین اجتماعی و ایجاد محیطی امن، قابل مشاهده است؛ زیرا وجود یک نظام تأمین اجتماعی منسجم و یک سیستم حمایتی، لازمه داشتن جامعه‌ای باثبات و قدرتمند است. از طرفی، هر جامعه‌ای که به سمت رشد و توسعه اقتصادی در حرکت است، به جهت تغییر در توزیع منابع و امکانات متفاوت، با افزایش شکاف در توزیع درآمد مواجه می‌شود. در چنین شرایطی نیز حضور دولت‌ها به منظور تأمین یک سیستم حمایتی کارآمد و ایجاد یک نظام تأمین اجتماعی، بیش از پیش قابل احساس است تا بتوانند از اقشار آسیب‌پذیر جامعه حمایت کرده و اقتصاد را از پیامدهای نامناسب در امان نگه‌دارند (اندرسون[4]، ۲۰۰۵).

1. Altieri (2009)
2. Dietzel
3. Wagner
4. Anderson & Martin (2005)

عدم وجود یک برنامه منسجم و قدرتمند تأمین اجتماعی، یکی از مشکلات اصلی در کشورهای در حال توسعه است. در ایران، بخش قابل‌توجهی از نظام حمایتی پس از شروع جنگ، اجرایی شد که به صورت یارانه بر کالاهای اساسی بود. همچنین در این دوران، به‌دلیل افزایش هزینه‌های دفاعی و کاهش درآمدهای ارزی، کشور با افزایش قیمت ارز در بازار داخل و کمتر بودن نرخ ارز رسمی نسبت به بازار آزاد مواجه شد. لذا دولت علاوه بر حمایت از اقشار مختلف از طریق پرداخت یارانه بر کالاهای اساسی، اقدام به پرداخت یارانه ضمنی برای کالاها و نهاده‌های وارداتی نمود (تامپسون و همکاران[1]، ۲۰۰۹).

از ویژگی‌های پرداخت یارانه‌ها، هدفمند بودن آن‌ها است. در صورتی که یارانه‌های پرداختی توسط دولت در اختیار گروه‌های هدف قرار بگیرد، هدف اصلی پرداخت یارانه تأمین شده و امنیت اجتماعی و توزیع عادلانه درآمد برقرار می‌شود؛ اما اگر این هدف تحقق نیابد، منجر به اختلال در نظام قیمتی و توزیع ناعادلانه درآمد خواهد شد. شواهد تجربی، حاکی از این است که در اکثر موارد، پرداخت یارانه به‌صورت غیرهدفمند است و نه‌تنها منافع ناشی از آن نصیب گروه‌های کم‌درآمد نمی‌شود، بلکه بیشتر این منافع در اختیار اقشار پردرآمد قرار می‌گیرد (نعمت‌الهی و همکاران، ۱۳۹۴). بنابراین، عموماً سیاست پرداخت یارانه، سیاستی ناکارآمد و به ضرر اقشار آسیب‌پذیر جامعه است. از این رو، همزمان با حرکت دولت در جهت کاهش سهم خود و افزایش خصوصی‌سازی، مسئله هدفمندسازی یارانه‌ها مورد توجه واقع شد. در بیشتر مکاتب اقتصادی، اصلی‌ترین نکات و محورهای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها شامل کاهش یا حذف تعرفه‌ها، آزادسازی نرخ ارز، خصوصی‌سازی منابع، آزادسازی نیروی کار و جابه‌جایی آسان سرمایه و پول می‌باشد (متقی و همکاران، ۱۳۹۹).

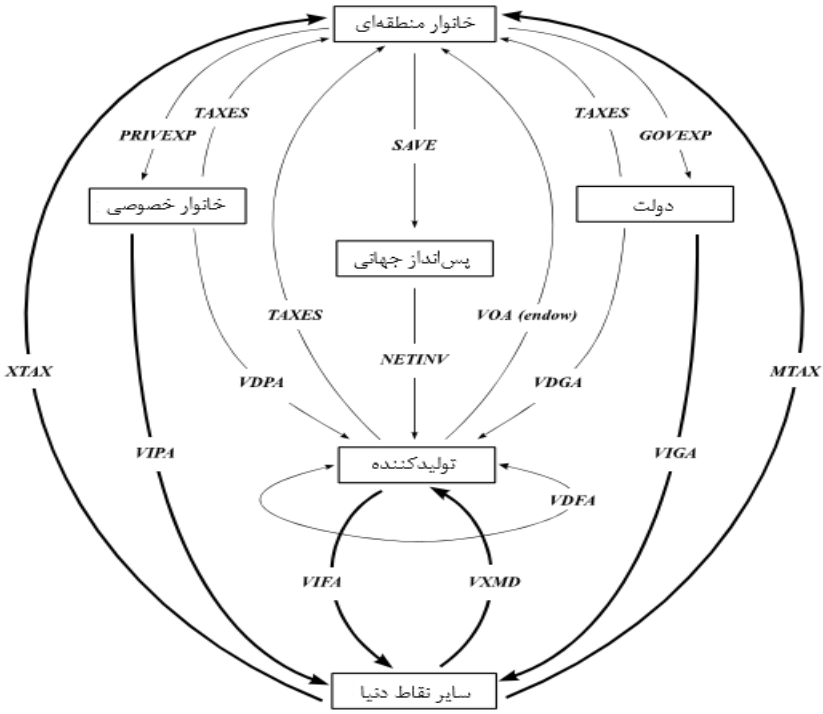
از آنجایی که سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها موجب آزاد شدن قیمت‌ها و کاهش یا حذف حمایت‌های دولتی می‌شود، با واقعی شدن قیمت نهاده‌ها، تولیدکنندگان، میزان به‌کارگیری نهاده‌های تولیدی را بهینه می‌کنند. بنابراین، ازجمله عوامل مؤثر در تولید و صادرات کالاهای اساسی، حذف تدریجی یارانه و افزایش کارآیی در تولید این کالاها است (امیرنژاد و همکاران، ۱۳۹۴). براساس تئوری مزیت نسبی، کشوری که کارآیی بیشتری در تولید کالای مورد نظر دارد، اقدام به تولید و صادرات آن کرده و دیگر کالاها را وارد می‌کند (دینی‌ترکمانی، ۱۳۹۱). نظر به اینکه بخش قابل‌توجهی از درآمد در کشورهای در حال توسعه، به حمایت و پرداخت یارانه به کالاهای اساسی و کالاهای صادراتی اختصاص می‌یابد، قیمت‌های نسبی غیرواقعی در اقتصاد به‌وجود می‌آید که نتیجه آن، از بین رفتن رقابت واقعی میان کالاهای صادراتی است. بنابراین در جریان جهانی‌شدن، این سیاست ناکارآمد است و باید این حمایت منتفی شده و کالاهایی در بخش صادرات باقی بمانند که در تولید آنها مزیت نسبی وجود دارد (کلباسی و جلائی، ۱۳۸۱).

1. Thompson et al. (2009)

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. الگوی پروژه تحلیل تجارت جهانی

در این پژوهش، ارزیابی تجربی و کمی‌سازی نتایج با استفاده از الگوی پروژه تحلیل تجارت جهانی انجام خواهد شد. الگوی GTAP یکی از انواع الگوهای CGE است که نرم افزارهای مرتبط با آن (GEMPACK, RunGTAP) و پایگاه داده توسط طراحان آن در اختیار پژوهشگران قرار می‌گیرد. نظر به ویژگی منبع-باز[۱] الگوی GTAP، می‌توان الگو را براساس اهداف پژوهش بسط و تطبیق داد. در این مطالعه، از نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP استفاده شده است. داده‌ها شامل ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۴۱ کشور و ۶۵ بخش می‌باشد. داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی با توجه به هدف مطالعه، قابلیت تجمیع دارند و برای این منظور، از نرم افزار GTAPAGG استفاده می‌شود. ساختار گرافیکی الگو در شکل ۱ آمده است:



شکل ۱: جریان دایره‌وار فعالیت‌ها در اقتصاد باز چند منطقه‌ای

Figure 1: Circular flow of activities in a multi-regional open economy

منبع: بروکمایر[۲] (۲۰۰۱)

---

۱. این ویژگی به قابل دسترس بودن کد منبع نرم افزار برای افراد اشاره دارد.

2. Brockmeier

در جدول ۱، متغیرهای موجود در ساختار گرافیکی الگوی GTAP معرفی شده است:

جدول ۱: متغیرهای مورد استفاده در جریان دایره‌وار الگوی GTAP

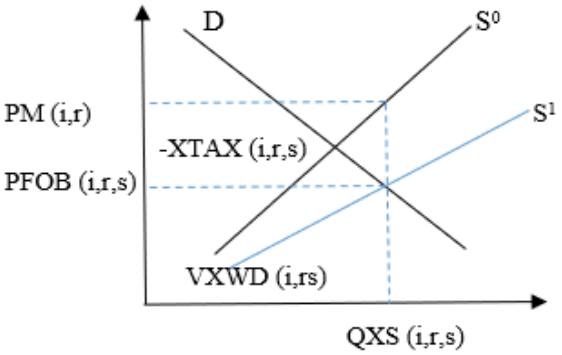
Tabel 1: Variables used in the GTAP circular flow pattern

متغیر	معرفی	متغیر	معرفی
VOA (endow)	درآمد خانوار از محل فروش عوامل اولیه تولید به قیمت عوامل	VIGA	ارزش کالاهای وارداتی خریداری شده توسط دولت به قیمت عوامل
VDFA	ارزش نهاده‌های واسطه‌ای داخلی خریداری شده توسط تولیدکننده‌ها	VIFA	ارزش نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی توسط بنگاه‌ها
VDPA	ارزش کالاهای داخلی خریداری شده توسط خانوار خصوصی به قیمت عوامل	VXMD	ارزش کالاهای صادراتی توسط بنگاه‌ها
VDGA	ارزش کالاهای داخلی خریداری شده توسط دولت به قیمت عوامل	TAXES	انواع مالیات دریافتی از خانوار خصوصی، دولت و تولیدکنندگان
NETINV	سرمایه‌گذاری خالص بنگاه‌ها	MTAX	مالیات بر کالاهای وارداتی
VIPA	ارزش کالاهای وارداتی خریداری شده توسط خانوار خصوصی به قیمت عوامل	XTAX	مالیات بر کالاهای صادراتی

منبع: اقتباس از هرتل[1] (۱۹۹۷) و بروکمایر (۲۰۰۱)

شکل ۲، وضعیتی را نشان می‌دهد که در آن، یارانه بر صادرات کالای i از منطقه r به منطقه s اعمال می‌شود. در نتیجه این سیاست، VXMD اکنون بالاتر از مقدار فوب (fob) است. علاوه بر این، یارانه صادراتی که به صورت VXWD-VXMD محاسبه می‌شود، نشان‌دهنده هزینه‌ای است که خانوار منطقه‌ای در منطقه r به فروشندگان کالای i در منطقه r پرداخت می‌کند. از این رو، توسط مالیات‌های جاری از خانوار منطقه‌ای به تولیدکنندگان در شکل ۱ پوشش داده می‌شود (بروکمایر، ۲۰۰۱).

1. Hertel



شکل ۲: یارانه صادرات

Figure 2: Export subsidy

منبع: بروکمایر (۲۰۰۱)

r, (i, s) + XTAX r, =VXMD (i, s) r, VXWD (i, s)

PM: قیمت داخلی کالای i در منطقه s از مبدأ r؛ PFOB: قیمت فوب کالای i که از منطقه r به منطقه s عرضه شده است؛ QXS: صادرات کالای i از منطقه r به منطقه s؛ VXMD: صادرات کالای i از منطقه r به منطقه s به قیمت داخلی صادرکننده؛ VXWD: صادرات کالای i از منطقه r به منطقه s به قیمت فوب؛ XTAX: درآمدهای مالیاتی/مخارج یارانه؛ D: تقاضا برای واردات کالای i عرضه شده از منطقه r به تفکیک منطقه s؛ $S^{0,1}$: عرضه خالص کالای i قبل از مالیات/مالیات از منطقه r در منطقه s است.

در این پژوهش، تغییر سیاست پرداخت یارانه، منجر به مجموعه جدیدی از قیمت‌ها شده که رفاه و تراز تجاری مناطق مختلف را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این سیاست، تغییر قیمت کالا و روابط تولیدی مرتبط با کالای مورد نظر را به‌همراه دارد. بنابراین، در چهارچوب تعادل عمومی، سایر بخش‌ها از این تغییرات، متأثر خواهند شد. تعداد معادلات در الگوی GTAP بسیار زیاد است و برای مطالعه دقیق‌تر، پیشنهاد می‌گردد به هرتل (۱۹۹۷)، رادرفورد[1](۱۹۹۸) و بورفیشر[2](۲۰۲۱) و فایل TABmate از بسته نرم‌افزاری GEMPACK مراجعه شود؛ اما با توجه به هدف اصلی این پژوهش، معادلات مربوط به رفاه و تراز تجاری بررسی شده است.

در الگوی GTAP، رفاه اقتصادی (تغییرات معادل[3] خانوار منطقه‌ای) ناشی از تکانه سیاستی، از تخصیص درآمد ملی به مصرف خصوصی، مصرف دولتی و پس‌انداز حاصل خواهد شد. تغییرات معادل (EV) از تفاوت بین مخارج لازم (ep) برای کسب مطلوبیت جدید در قیمت‌های اولیه و مخارج اولیه حاصل می‌شود (نجاتی و همکاران، ۱۴۰۱):

1. Rutherford
2. Burfisher
3. Equivalent Variation (EV)

$$UU_r^0 = \prod_i \left(X_{i,r}^{P^0}\right)^{\alpha_{i,r}} \quad (۱)$$

$$ep(P^q, UU) = \underset{XP}{min} = \{P^q . PUU(X^P) = UU\} \quad (۲)$$

$$EV = ep\left(P^{q^0}, UU^1\right) - ep\left(P^{q^0}, UU^0\right) \quad (۳)$$

به عبارت دیگر، EV از مسئله حداقل‌سازی مخارج استخراج می‌گردد. UU^0 و UU^1 مطلوبیت خانوار منطقه‌ای قبل و پس از اعمال تکانه، $X_{i,r}^{P^0}$ مصرف کالای i در منطقه r، $\alpha_{i,r}$ سهم کالاها در تابع مطلوبیت و P^q قیمت کالاها است. به بیان دیگر، تغییرات معادل در منطقه r عبارت است از:

$$EV_r = INCOME_r(u_r + pop_r) \quad (۴)$$

در این رابطه، $INCOME$ سطح درآمد منطقه r، u_r درصد تغییرات در مطلوبیت سرانه در منطقه r، pop نرخ تغییر جمعیت می‌باشد. تغییرات معادل، همانند رابطه ۳، از تفاوت مخارج لازم جهت کسب مطلوبیت جدید (بعد از اعمال تکانه سیاستی) در قیمت‌های اولیه و سطح مطلوبیت اولیه حاصل می‌شود:

$$EV = Y_{EV} - \bar{Y} \quad (۵)$$

از طرفین رابطه فوق، دیفرانسیل‌گیری شده است:

$$dEV = (0.01)Y_{EV}\, y_{EV} \quad (۶)$$

در این رابطه، dEV درصد تغییرات در رفاه خانوار منطقه‌ای و y_{EV} درصد تغییر در Y_{EV} است. اگر تقاضای خانوار منطقه‌ای به صورت سرانه نشان داده شود، آنگاه می‌توان y_{EV} را به درصد تغییر در جمعیت n و درصد تغییر در سرانه مخارج X_{EV} جهت کسب مطلوبیت سرانه با قیمت‌های جدید تفکیک نمود:

$$y_{EV} = n + X_{EV} \quad (۷)$$

$$dEV = (0.01)Y_{EV}\, n + (0.01)Y_{EV}W_{EV}\, u \quad (۸)$$

در این رابطه، W_{EV} کشش هزینه مطلوبیت می‌باشد. همچنین جهت شناسایی اجزای dEV باید درآمد منطقه‌ای تجزیه گردد:

$$D = Y(y - p) \quad (۹)$$

در این رابطه، p درصد تغییرات قیمت می‌باشد. تجزیه EV به‌صورت تابعی از درآمد منطقه‌ای از قرار ذیل است:

$$dEV = (0.01)(1 - {}^{W_{EV}}/_{W})Y_{EV}\, n + (0.01)({}^{W_{EV}}/_{W})({}^{Y_{EV}}/_{Y}) \quad (۱۰)$$

اولین عبارت در معادلهٔ (۱۰)، تأثیر تغییر جمعیت را بر EV منطقه‌ای نشان می‌دهد. این یک مقیاس ساده از نرخ رشد جمعیت است. عبارت دوم، ارتباط بین تغییر در کل درآمد واقعی در منطقه و EV را نشان می‌دهد.

تغییرات در تراز تجاری عبارت است از:

$$DTBAL_i(i,r) = \left[{}^{VXW(i,r)}/_{100}\right] vxwfob(i,r) - \left[{}^{VIW(i,r)}/_{100}\right] viwcif(i,r) \quad (۱۱)$$

در رابطه، $DTBAL_i(i,r)$ تغییرات در تراز تجاری براساس کالای i و منطقه r است. همچنین $VXW(i,r)$ ارزش کالای صادراتی به قیمت فوب (میلیون دلار آمریکا) در سال پایه، $vxwfob(i,r)$ تغییرات در ارزش کالای صادراتی به قیمت فوب (میلیون دلار آمریکا) نسبت به سال پایه برحسب درصد، $VIW(i,r)$ ارزش کالاهای وارداتی به قیمت سیف (میلیون دلار آمریکا) در سال پایه و $viwcif$ تغییرات در ارزش کالای وارداتی به قیمت سیف (میلیون دلار آمریکا) نسبت به سال پایه برحسب درصد می‌باشد.

اثر کاهش یارانه کالاهای اساسی بر تغییر تراز تجاری به تفکیک تغییر در ارزش کالاهای صادراتی و وارداتی به صورت ذیل است:

$$DVXW(i,r) = \left[{VXW(i,r)}/{100}\right] vxwfob(i,r) \quad (۱۲)$$

$$DVIW(i,r) = \left[{VIW(i,r)}/{100}\right] viwcif(i,r) \quad (۱۳)$$

۲-۴. حقایق آماری

در این بخش، شاخص‌های صادرات ایران به دنیا و بالعکس، یارانه بر مصرف پرداختی بنگاه – کالاهای داخلی، بنگاه – کالاهای خارجی، بخش خصوصی – کالاهای داخلی و بخش خصوصی – کالاهای خارجی در بخش های مختلف اقتصادی بررسی شده است. در جدول ۲ صادرات (VXWD) ایران به سایر مناطق دنیا و صادرات سایر مناطق دنیا به ایران بر حسب میلیون دلار در سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۷، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۴ براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP ارائه شده است. بیشترین صادرات ایران به سایر مناطق دنیا در سال ۲۰۱۱ مربوط به بخش ۲۵ و بیشترین صادرات سایر مناطق دنیا به ایران نیز مربوط به بخش ۲۳ بوده است.

جدول ۲: صادرات ایران به دنیا و صادرات دنیا به ایران (میلیون دلار)

Tabel 2: Iran's exports to the world and world exports to Iran (million dollars)

صادرات و واردات ایران	صادرات ایران به دنیا				صادرات دنیا به ایران			
سال / بخش	۲۰۰۴	۲۰۰۷	۲۰۱۱	۲۰۱۴	۲۰۰۴	۲۰۰۷	۲۰۱۱	۲۰۱۴
بخش ۲۲	۳۱/۹۲	۵۶/۱۲	۵۴۵/۳۷	۱۱۱/۴۴	۹۵/۸۵	۱۴۲/۴۲	۴۲۵/۲۹	۱۹۳/۹۳
بخش ۲۳	۳/۳۲	۵/۶۴	۹/۱۱	۷/۴۸	۲۷۴/۷۳	۳۵۴/۴۳	۱۱۲۷/۸۸	۱۳۳۲/۰۹
بخش ۲۴	۱۶/۲۸	۴/۰۳	۴۱/۹۶	۳/۸۴	۳۶/۳۱	۴۳۸/۰۷	۹۸۴/۵۳	۳۰۹/۳۷
بخش ۲۵	۲۸۴/۷۸	۲۷۳/۶۷	۱۲۱۹/۲۵	۴۴۳/۱۷	۱۶۰/۵۱	۳۸۸/۲۸	۹۴۳/۳۸	۷۱۵/۱۸
مجموع ۶۵ بخش	۵۵۱۸۵	۱۰۵۴۵۷	۱۷۱۱۱۴	۹۴۰۷۰	۴۳۷۵۶	۷۰۷۲۳	۱۰۹۹۸۶	۸۲۸۱۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش (براساس نسخه‌های مختلف پایگاه داده‌های GTAP)

توجه: بخش ۲۲ مربوط به شیر: لبنیات؛ بخش ۲۳ مربوط به برنج فرآوری شده: برنج، نیمه سفید و یا کاملاً سفید؛ بخش ۲۴ مربوط به شکر؛ بخش ۲۵ مربوط به سایر غذاها: ماهی یا سبزیجات آماده و کنسرو شده، آب میوه و آب سبزیجات، میوه و آجیل آماده و کنسرو شده، آرد غلات، غلات، کنجاله، سایر محصولات غلات مانند ذرت، آرد و غذای گیاهی دیگر، مخلوط و خمیر برای تهیه اجناس نانوایی، نشاسته و محصولات نشاسته‌ای، فرآورده‌های مورد استفاده در تغذیه حیوانات، محصولات نانوایی، کاکائو، شکلات و شیرینی‌سازی، ماکارونی و رشته فرنگی است.

در جدول ۳، یارانه پرداختی بنگاه-کالاهای داخلی بر حسب درصد در سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۷، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۴ براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP ارائه شده، و بیشترین یارانه پرداختی بنگاه-کالاهای داخلی ایران، مربوط به بخش ۲۵ بوده است.

جدول ۳: یارانه پرداختی بنگاه-کالاهای داخلی

Tabel 3: Subsidy paid by domestic enterprises

کشور	یارانه پرداختی بنگاه داخلی			
بخش - سال	۲۰۰۴	۲۰۰۷	۲۰۱۱	۲۰۱۴
بخش ۲۲	-۲۲۲/۰۰۳	-۲۲۲/۰۰۳	-۲۲۲	-۲۲۲
بخش ۲۳	-۲۱۲/۷۸۴	-۲۰۰/۰۵۴	-۲۱۲/۷۸	-۲۰۶/۴۳
بخش ۲۴	-۱۹۸/۱۱۸	-۱۹۸/۱۱۸	-۲۰۴/۴۸	-۱۹۸/۱۲
بخش ۲۵	-۲۸۱/۳۱۶	-۲۸۱/۳۱۶	-۲۸۷/۶۹	-۲۸۱/۳۲
مجموع ۶۵ بخش	-۳۲۴/۳۳۵	-۲۷۶/۴۷۷	-۲۸۷/۱۸	-۲۷۹/۴۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش (براساس نسخه‌های مختلف پایگاه داده‌های GTAP)

در جدول ۴، یارانه پرداختی بنگاه-کالاهای خارجی بر حسب درصد در سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۷، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۴ براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP ارائه شده است.

جدول ۴: یارانه پرداختی بنگاه-کالاهای خارجی

Tabel 4: Subsidy paid by the enterprise - foreign goods

کشور	یارانه پرداختی بنگاه خارجی			
بخش - سال	۲۰۰۴	۲۰۰۷	۲۰۱۱	۲۰۱۴
بخش ۲۲	-۱۷۰۵/۸۸۵	-۱۷۰۵/۸۸۴	-۱۷۰۷/۴۴	-۱۶۴۷/۰۶
بخش ۲۳	-۱۶۴۷/۸۴۷	-۱۶۴۷/۸۴۷	-۱۷۰۷/۳۴	-۱۷۶۶/۱۶
بخش ۲۴	-۱۷۰۸/۵۹۳	-۱۸۲۶/۲۰۵	-۱۷۶۷/۳۸	-۱۷۶۷/۴۰
بخش ۲۵	-۱۷۰۸/۰۳۹	-۱۸۲۵/۶۵۱	-۱۸۸۶/۱۵	-۱۷۶۸/۵۳
مجموع ۶۵ بخش	۳۷۸۴/۶۰۶	۳۵۵۷/۲۰۷	۳۴۷۷/۸۱	۳۹۱۵/۹۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش (براساس نسخه‌های مختلف پایگاه داده‌های GTAP)

در جدول ۵، یارانه پرداختی بخش خصوصی-کالاهای داخلی برحسب درصد در سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۷، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۴ براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP ارائه شده است.

جدول ۵: یارانه پرداختی بخش خصوصی-کالاهای داخلی

Tabel 5: Private sector subsidies - domestic goods

کشور	یارانه پرداختی خصوصی داخلی			
بخش - سال	۲۰۰۴	۲۰۰۷	۲۰۱۱	۲۰۱۴
بخش ۲۲	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷
بخش ۲۳	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷
بخش ۲۴	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷
بخش ۲۵	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷	-۶/۳۵۷
مجموع ۶۵ بخش	-۲۱/۷۳۲	-۲۱/۷۳۱	-۲۱/۷۳۱	-۲۱/۷۳۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش (براساس نسخه‌های مختلف پایگاه داده‌های GTAP)

در جدول ۶، یارانه پرداختی بخش خصوصی-کالاهای خارجی بر حسب درصد در سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۷، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۴ براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP ارائه شده است.

جدول ۶: یارانه پرداختی بخش خصوصی-کالاهای خارجی

Tabel 6: Private sector subsidies - foreign goods

کشور	یارانه پرداختی خصوصی خارجی			
بخش - سال	۲۰۰۴	۲۰۰۷	۲۰۱۱	۲۰۱۴
بخش ۲۲	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱
بخش ۲۳	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱
بخش ۲۴	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱
بخش ۲۵	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱	-۵۸/۸۱
مجموع ۶۵ بخش	۱۲۴/۳۰	۱۲۴/۳۰	۱۲۴/۳۰	۱۲۴/۳۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش (براساس نسخه‌های مختلف پایگاه داده‌های GTAP)

۵. یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، داده‌ها در قالب دو منطقه (ایران و سایر نقاط جهان) تجمیع شده است. بخش‌ها تجمیع نشده‌اند و همه ۶۵ بخش به‌طور جداگانه بررسی شده، و با توجه به هدف پژوهش، فقط بخش‌های ۲۲ الی ۲۵ مورد بررسی قرار گرفته است. در این بخش، آثار اقتصادی کاهش یارانهٔ پرداختی بر مصرف بنگاه-کالاهای داخلی، در چهار بخش (بخش‌های ۲۲ الی ۲۵ پایگاه داده GTAP) به تفکیک و طی دو سناریو تحلیل، و سناریوی اول و دوم به‌صورت زیر، طراحی شده است:

سناریو اول: کاهش ۵۰ درصدی یارانهٔ پرداختی به کالاهای اساسی؛

سناریو دوم: کاهش ۱۰۰ درصدی یارانهٔ پرداختی به کالاهای اساسی.

با کاهش یارانه پرداختی بر مصرف در بخش‌های مختلف اقتصادی، جریان‌های تجاری جدیدی در مناطق مختلف و نیز در بخش‌های مختلف اقتصادی ایجاد می‌شود؛ که این تغییرات، منجر به تغییر در سطح متغیرهای مختلف اقتصادی در بخش‌های مختلف و در مناطق مختلف می‌شود. در ادامه، تغییر در سطح متغیرهای مختلف اقتصادی (رفاه اقتصادی، صادرات، واردات و تراز تجاری) به‌صورت جداگانه و در سناریوهای مختلف با الگوی ایستای GTAP تحلیل شده است.

۱-۵. آثار اقتصادی کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی

در جدول ۷ آثار رفاهی کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی به تفکیک بخش های ۲۲ الی ۲۵ پایگاه داده GTAP و نیز کاهش همزمان یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی در بخش های ۲۲ الی ۲۵ پایگاه داده GTAP، بر مناطق مختلف (ایران و سایر مناطق دنیا) و در سناریوهای مختلف بر حسب میلیون دلار و براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP و سال پایهٔ ۲۰۱۴ ارائه شده است.

کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران در بخش ۲۲ (محصولات لبنی و تخم طیور) منجر به کاهش رفاه ایران و افزایش رفاه سایر مناطق دنیا می‌شود. با کاهش ۵۰ درصدی یارانهٔ پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی اول) در بخش ۲۲ (محصولات لبنی و تخم طیور)، رفاه ایران به‌میزان ۲/۵۳ میلیون دلار کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا نیز به‌میزان ۱/۷۷ میلیون دلار افزایش می‌یابد و نیز با کاهش ۱۰۰ درصدی یارانهٔ پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی دوم) در بخش ۲۲ (محصولات لبنی و تخم طیور)، رفاه ایران به‌میزان ۵/۱۵ میلیون دلار کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا نیز به‌میزان ۳/۵۶ میلیون دلار افزایش می‌یابد.

کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران در بخش ۲۳ (برنج، نیمه سفید و یا کاملاً سفید، یا سبوس گرفته (سفید نشده))، منجر به کاهش رفاه ایران و افزایش رفاه سایر مناطق دنیا می‌شود. با کاهش ۵۰ درصدی یارانهٔ پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی اول) در بخش ۲۳، رفاه ایران به‌میزان ۳/۷۵ میلیون دلار کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا نیز به‌میزان ۰/۸۱ میلیون دلار افزایش می‌یابد و نیز با کاهش ۱۰۰ درصدی یارانهٔ پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی دوم) در بخش ۲۳، رفاه ایران به‌میزان ۵/۱۵ میلیون دلار کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا نیز به‌میزان ۱/۶۰ میلیون دلار افزایش می‌یابد.

کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران در بخش ۲۴ (شکر و قند)، منجر به کاهش رفاه ایران و افزایش رفاه سایر مناطق دنیا می‌شود. با کاهش ۵۰ درصدی یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی اول) در بخش ۲۴، رفاه ایران به‌میزان ۱۱/۳۹ میلیون دلار کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا نیز به‌میزان ۰/۰۴ میلیون دلار افزایش می‌یابد و نیز با کاهش ۱۰۰ درصدی یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی دوم) در بخش ۲۴، رفاه ایران، به‌میزان ۲۳/۱۴ میلیون دلار کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا نیز به‌میزان ۰/۱۱ میلیون دلار کاهش می‌یابد.

کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران در بخش ۲۵ (ofd) منجر به کاهش رفاه ایران و افزایش رفاه سایر مناطق دنیا می‌شود. با کاهش ۵۰ درصدی یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی اول) در بخش ۲۵، رفاه ایران به‌میزان ۲۰/۱۰ میلیون دلار کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا نیز به‌میزان ۱۱/۶۰ میلیون دلار افزایش می‌یابد و نیز با کاهش ۱۰۰ درصدی یارانهٔ پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی دوم) در بخش ۲۵، رفاه ایران به‌میزان ۴۰/۹۰ میلیون ، کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا نیز به‌میزان ۲۳/۲۴ میلیون دلار، افزایش می‌یابد.

کاهش همزمان یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران در بخش‌های ۲۲ الی ۲۵، منجر به کاهش رفاه ایران و افزایش رفاه سایر مناطق دنیا می‌شود. با کاهش ۵۰ درصدی یارانهٔ پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی اول) در بخش‌های ۲۲ الی ۲۵، رفاه ایران به‌میزان ۳۷/۸۳ میلیون دلار، کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا نیز به‌میزان ۱۴/۱۴ میلیون دلار، افزایش می‌یابد و نیز با کاهش ۱۰۰ درصدی یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی دوم) در بخش‌های ۲۲ الی ۲۵، رفاه ایران، به‌میزان ۷۶/۹۸ میلیون دلار، کاهش و رفاه سایر مناطق دنیا به‌میزان ۲۸/۳۳ میلیون دلار، افزایش می‌یابد. جزئیات کامل رفاه در سناریوهای مختلف در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷: آثار رفاهی کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی (میلیون دلار)

Tabel 7: Welfare effects of reduced subsidies paid on business consumption – domestic goods (million dollars)

مناطق	ایران		سایر مناطق دنیا	
بخش‌ها-سناریوها	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی اول	سناریوی دوم
کاهش یارانه بخش ۲۲	-۲/۵۳	-۵/۱۵	۱/۷۷	۳/۵۶
کاهش یارانه بخش ۲۳	-۳/۷۵	-۷/۵۸	۰/۸۱	۱/۶۰
کاهش یارانه بخش ۲۴	-۱۱/۳۹	-۲۳/۱۴	-۰/۰۴	-۰/۱۱
کاهش یارانه بخش ۲۵	-۲۰/۱۰	-۴۰/۹۰	۱۱/۶۰	۲۳/۲۴
کاهش یارانه بخش‌های ۲۲ الی ۲۵	-۳۷/۸۳	-۷۶/۹۸	۱۴/۱۴	۲۸/۳۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در هر دو سناریو، بیشترین کاهش رفاه برای ایران، مربوط به بخش ۲۵ و کمترین کاهش رفاه برای ایران، مربوط به بخش ۲۲ است. به‌منظور بررسی دقیق‌تر رفاه، در جدول ۸ تجزیه رفاه نیز در سناریوی اول ارائه شده است. در جدول ۸، سهم کارآیی تخصیص منابع، رابطه مبادله و رابطه پس‌انداز-سرمایه‌گذاری در میزان تغییر رفاه به‌صورت جداگانه اندازه‌گیری شده است. کارآیی تخصیص منابع، تخصیص مجدد منابع از یک بخش به بخش دیگر را در یک منطقه خاص نشان می‌دهد. تخصیص مجدد و کارای منابع، منجر به افزایش رفاه و تخصیص مجدد و ناکارای منابع، منجر به کاهش رفاه می‌شود.

رابطه مبادله، نسبت قیمت صادرات یک کشور را به قیمت واردات آن کشور، یا قدرت خرید واردات یک کشور توسط صادرات همان کشور را اندازه‌گیری می‌کند. سهم کارآیی تخصیصی از رفاه به مشارکت، ناشی از تغییرات در تخصیص منابع نسبت به انحراف قبلی مربوط می‌شود.

در جدول ۸، تجزیه رفاه کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی به‌تفکیک بخش‌های ۲۲ الی ۲۵ پایگاه داده GTAP و نیز تجزیه رفاه کاهش همزمان یارانهٔ پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی در ۴ بخش، بر مناطق مختلف (ایران و سایر مناطق دنیا) و در سناریوی اول بر حسب میلیون دلار و براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP و سال پایه ۲۰۱۴ ارائه شده است.

کاهش ۵۰ درصدی یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران در بخش‌های ۲۲ الی ۲۵، منجر به کاهش رفاه ایران و افزایش رفاه سایر مناطق دنیا می‌شود. به‌منظور بررسی دقیق‌تر رفاه، لازم است تغییرات رفاه تفکیک شود. با کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران (سناریوی اول) در بخش‌های ۲۲ الی ۲۵ همزمان، سهم کارآیی تخصیص منابع (AOR) برابر با ۲۷/۵۱ منفی، سهم رابطه مبادله (TOT) برابر با ۱۳/۴۹ منفی و سهم رابطه پس‌انداز-سرمایه‌گذاری (S-I) برابر با ۳/۱۶ مثبت ارزیابی شده است. سایر موارد و تغییرات در ۴ بخش و کلی، در سناریوی اول در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸: تجزیه رفاه در سناریوی اول در بخش‌های اقتصادی (میلیون دلار)

Tabel 8: Welfare breakdown in the first scenario across economic sectors (millions of dollars)

مناطق	ایران			سایر مناطق دنیا		
بخش‌ها-تجزیه رفاه	AOR	TOT	S-I	AOR	TOT	S-I
کاهش یارانه بخش ۲۲	-۱/۶۰	-۱/۳۱	۰/۳۸	۰/۸۴	۱/۳۱	-۰/۳۸
کاهش یارانه بخش ۲۳	-۲/۹۹	-۰/۹۷	۰/۲۱	۰/۰۵	۰/۹۷	-۰/۲۱
کاهش یارانه بخش ۲۴	-۹/۳۱	-۲/۶۳	۰/۵۴	-۲/۱۳	۲/۶۳	-۰/۵۴
کاهش یارانه بخش ۲۵	-۱۳/۵۶	-۸/۸۵	۲/۰۴	۵/۰۶	۸/۵۸	-۲/۰۴
کاهش یارانه بخش‌های ۲۲ الی ۲۵	-۲۷/۵۱	-۱۳/۴۹	۳/۱۶	۳/۸۲	۱۳/۴۹	-۳/۱۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول ۸ آمده، در سناریوی اول، تغییرات رفاهی ناشی از کارآیی تخصیص منابع و رابطه مبادله برای ایران و سایر نقاط دنیا، به‌ترتیب، منفی و مثبت است. همچنین تغییرات رفاهی ناشی از رابطه پس‌انداز-سرمایه‌گذاری برای ایران، مثبت و برای سایر نقاط دنیا، منفی است.

در جدول ۹، تجزیه رفاه کاهش ۱۰۰ درصدی یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی به تفکیک بخش‌های ۲۲ الی ۲۵ پایگاه داده GTAP و نیز تجزیه رفاه کاهش همزمان یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی در ۴ بخش، بر مناطق مختلف (ایران و سایر مناطق دنیا) و در سناریوی دوم بر حسب میلیون دلار و براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP و سال پایه ۲۰۱۴ ارائه شده است.

جدول ۹: تجزیه رفاه در سناریوی دوم در بخش‌های مختلف اقتصادی (میلیون دلار)

Tabel 9: Welfare breakdown in the second scenario across different economic sectors (millions of dollars)

مناطق	ایران			سایر مناطق دنیا		
بخش‌ها-تجزیه رفاه	AOR	TOT	S-I	AOR	TOT	S-I
کاهش یارانه بخش ۲۲	-۳/۲۷	-۲/۶۴	۰/۷۵	۱/۶۷	۲/۶۴	-۰/۷۵
کاهش یارانه بخش ۲۳	-۶/۰۶	-۱/۹۳	۰/۴۱	۰/۰۹	۱/۹۳	-۰/۴۱
کاهش یارانه بخش ۲۴	-۱۸/۹۶	-۵/۲۶	۱/۰۸	-۴/۲۹	۵/۲۶	-۱/۰۸
کاهش یارانه بخش ۲۵	-۲۷/۷۷	-۱۷/۲۱	۴/۰۸	۱۰/۱۱	۱۷/۲۱	-۴/۰۸
کاهش یارانه بخش‌های ۲۲ الی ۲۵	-۵۶/۲۶	-۲۷/۰۶	۶/۳۴	۷/۶۱	۲۷/۰۶	-۶/۳۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول ۹ مشخص است، در سناریوی دوم، تغییرات رفاهی ناشی از کارآیی تخصیص منابع و رابطه مبادله، برای ایران و سایر نقاط دنیا، به‌ترتیب، منفی و مثبت است و شدت آن از سناریوی اول بیشتر است. تنها استثناء مربوط به کارآیی تخصیص منابع، در نتیجه کاهش یارانه بخش ۲۴ است. همچنین تغییرات رفاهی ناشی از رابطه پس‌انداز-سرمایه‌گذاری برای ایران، مثبت و برای سایر نقاط دنیا، منفی است.

در جدول ۱۰، آثار کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی بر تغییرات تراز تجاری، به تفکیک بخش‌های ۲۲ الی ۲۵ پایگاه داده GTAP و نیز کاهش همزمان یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی در ۴ بخش، بر مناطق مختلف (ایران و سایر مناطق دنیا) و در سناریوی اول و دوم، برحسب میلیون دلار و براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP و سال پایه ۲۰۱۴ ارائه شده است. بیشترین تغییرات تراز تجاری ایران در سناریوی اول، مربوط به بخش ۲۵ و برابر با ۴۸/۴ میلیون دلار و نیز منفی‌ترین تراز تجاری ایران در سناریوی دوم، مربوط به بخش ۲۵ و برابر با ۹۶/۷ منفی بوده است.

جدول ۱۰: آثار کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی بر تغییرات تراز تجاری (میلیون دلار)

Tabel 10: Effects of reducing subsidies paid on business consumption - domestic goods on changes in the trade balance (million dollars)

مناطق	ایران		سایر مناطق دنیا	
بخش‌ها-سناریوها	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی اول	سناریوی دوم
کاهش یارانه بخش ۲۲	۷/۳۴	۱۴/۷	-۷/۳۴	-۱۴/۷
کاهش یارانه بخش ۲۳	۱/۷۸	۳/۵۱	-۱/۷۸	-۳/۵۱
کاهش یارانه بخش ۲۴	۱/۵۱	۲/۹۱	-۱/۵۱	-۲/۹۱
کاهش یارانه بخش ۲۵	۴۸/۴	-۹۶/۷	-۴/۴۸	-۹۶/۷
کاهش یارانه بخش‌های ۲۲ الی ۲۵	۵۹	۱۱۸	-۵۹	-۱۱۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول ۱۱، آثار کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی بر تغییرات ارزش صادرات به تفکیک بخش‌های ۲۲ الی ۲۵ پایگاه داده GTAP و نیز کاهش همزمان یارانهٔ پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی در ۴ بخش، بر مناطق مختلف (ایران و سایر مناطق دنیا) و در دو سناریو برحسب میلیون دلار و براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP و سال پایهٔ ۲۰۱۴ ارائه شده است. بیشترین تغییرات صادرات، مربوط به بخش ۲۵ و برابر با ۳۱/۴ میلیون دلار در سناریوی اول (کاهش ۵۰ درصدی یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی) و ۶۳/۱ میلیون دلار مربوط به سناریوی دوم (کاهش ۱۰۰ درصدی یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی) و بخش ۲۵ می‌باشد.

جدول ۱۱: آثار کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی بر تغییرات ارزش صادرات (میلیون دلار)

Tabel 11: Effects of reducing subsidies paid on domestic business consumption - changes in export value (million dollars)

مناطق	ایران		سایر مناطق دنیا	
بخش‌ها-سناریوها	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی اول	سناریوی دوم
کاهش یارانه بخش ۲۲	۴/۵۸	۹/۲۰	-۲/۴۳	-۴/۸۵
کاهش یارانه بخش ۲۳	۳/۵۳	۷/۰۵	-۰/۲۰۷	-۰/۳۹۶
کاهش یارانه بخش ۲۴	۹/۳۸	۱۸/۸	۳/۲۶	۶/۵۸
کاهش یارانه بخش ۲۵	۳۱/۴	۶۳/۱	-۱۷/۲	-۳۴/۳
کاهش یارانه بخش‌های ۲۲ الی ۲۵	۴۸/۹	۹۸/۲	-۱۶/۶	-۳۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول ۱۲، آثار کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی بر تغییرات واردات به تفکیک بخش‌های ۲۲ الی ۲۵ پایگاه داده GTAP و نیز کاهش همزمان یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی در ۴ بخش، بر مناطق مختلف (ایران و سایر مناطق دنیا) و در سناریوی دوم بر حسب میلیون دلار و براساس نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP و سال پایه ۲۰۱۴ ارائه شده است. بیشترین تغییرات منفی واردات، مربوط به بخش ۲۵ و برابر با ۱۷/۰۰ میلیون دلار در سناریوی اول و ۳۳/۶ میلیون دلار، مربوط به سناریوی دوم می‌باشد.

جدول ۱۲: آثار کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی بر تغییرات ارزش واردات (میلیون دلار)

Tabel 12: Effects of reducing subsidies paid on business consumption - domestic goods on changes in import value (million dollars)

مناطق	ایران		سایر مناطق دنیا	
بخش‌ها-سناریوها	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی اول	سناریوی دوم
کاهش یارانه بخش ۲۲	-۲/۷۶	-۵/۴۷	۴/۹۰	۹/۸۳
کاهش یارانه بخش ۲۳	۱/۷۶	۳/۵۴	۱/۵۷	۳/۱۱
کاهش یارانه بخش ۲۴	۷/۸۷	۱۵/۹	۴/۷۷	۹/۴۹
کاهش یارانه بخش ۲۵	-۱۷	-۳۳/۶	۳۱/۲	۶۲/۴
کاهش یارانه بخش‌های ۲۲ الی ۲۵	-۱۰/۱	-۱۹/۷	۴۲/۴	۸۴/۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

دولت‌های وابسته به درآمدهای نفتی، معمولاً به‌دنبال پرداخت یارانه به‌صورت عام هستند؛ بنابراین، شاهد مشکلات بسیاری از جمله اتلاف منابع، افزایش مصرف، قاچاق، عدم تخصیص کارآمد منابع و کاهش کارآیی در اقتصاد هستند. این امر، به‌دلیل واقعی نبودن قیمت کالاهای یارانه‌ای اتفاق می‌افتد. ایران نیز کشوری وابسته به درآمدهای نفتی است و بخش قابل‌توجهی از ثروت خود را به‌صورت یارانه بر کالاها و خدمات اساسی هزینه می‌کند. این امر، هم از نظر رشد اقتصادی و هم، از نظر توزیع درآمدی و تخصیص منابع، سیاستی ناکارآمد تلقی می‌شود (سعیدیان‌کیا و همکاران، ۲۰۲۳). به همین منظور، ایران و دیگر اقتصادهای در حال توسعه به‌دنبال اعمال سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها هستند.

یکی از نتایج سیاست‌های هدفمندسازی یارانه‌ها، واقعی شدن قیمت‌ها است که موجب بهبود عملکرد تولیدکنندگان و انتخاب یک فرایند تولید بهینه خواهد شد. بر این اساس، ترتیب تولید کالاها و داشتن مزیت نسبی آن‌ها تغییر خواهد کرد و ممکن است کالاهایی که تاکنون قابل تجارت بوده‌اند، دیگر مزیت نسبی برای صادرات نداشته و کالاهای دیگری دارای مزیت نسبی برای تجارت شوند. از آنجایی که سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها، آثار قابل‌توجهی بر مزیت نسبی کالاهای تولید شده و متعاقب آن، رشد و توسعه پایدار دارد، لذا بررسی اثرات این سیاست بر الگوی تجارت، بسیار مهم و ضروری است.

در این راستا، هدف پژوهش حاضر، بررسی آثار کاهش (حذف) یارانه‌های کالاهای اساسی (بخش‌های ۲۵-۲۲ در بسته نرم‌افزاری پروژه تحلیل تجارت جهانی) بر الگوی تجارت ایران با استفاده از الگوی GTAP است. دو سناریو مورد بررسی قرار گرفت: الف) کاهش ۵۰ درصدی یارانه پرداختی به مصرف بنگاه-کالاهای داخلی؛ ب) کاهش ۱۰۰ درصدی یارانه پرداختی به مصرف بنگاه-کالاهای داخلی. داده‌های لازم جهت تجزیه و تحلیل این سؤالات، از نسخه ۱۰ پایگاه داده‌های GTAP استخراج شد.

داده‌ها شامل ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۴۱ کشور و ۶۵ بخش در سال ۲۰۱۴ بود. داده‌ها در قالب دو منطقه (ایران و سایر نقاط جهان) تجمیع شد. بخش‌های تجمیع نشده و همه ۶۵ بخش به‌طور جداگانه مورد بررسی، و با توجه به هدف پژوهش، فقط بخش‌های ۲۲ الی ۲۵ تجزیه و تحلیل شدند.

نتایج نشان داد که در هر دو سناریو، رفاه ایران و سایر نقاط دنیا، به‌ترتیب، کاهش و افزایش یافته و شدت این تغییرات در سناریوی دوم (حذف یارانه کالاهای اساسی) بیشتر است. سهم کارآیی تخصیص منابع و رابطه مبادله و رابطه پس‌انداز-سرمایه‌گذاری در کاهش رفاه در سناریوی دوم بالاتر است. بیشترین کاهش رفاه در سناریوی اول و دوم، مربوط به بخش ۲۵ و کمترین کاهش رفاه در هر دو سناریو، مربوط به بخش ۲۲ است. نتایج این بخش از پژوهش حاضر، با نتایج مطالعات فومسودا و همکاران (۲۰۲۱) و موسویان و همکاران (۲۰۲۲)، هماهنگ و مشابه است.

کاهش یارانه پرداختی بر مصرف بنگاه – کالاهای داخلی ایران در این بخش‌ها، موجب افزایش صادرات این کالاها می‌شود. بیشترین تغییرات مثبت تراز تجاری ایران در سناریوی اول (کاهش ۵۰ درصدی یارانه)، مربوط به بخش ۲۵ و برابر با ۴۸/۴ میلیون دلار و نیز منفی‌ترین تراز تجاری ایران در سناریوی دوم (حذف کامل یارانه)، مربوط بخش ۲۵ و برابر با ۹۶/۷ منفی بوده است. در مجموع، کاهش یارانه کالاهای اساسی به‌صورت همزمان در هر ۴ بخش، منجر به تغییرات مثبت تراز تجاری ایران شده، و نتایج این بخش از مطالعه حاضر، با نتایج مطالعه منظور و همکاران (۱۳۸۹)، هماهنگ و مشابه است.

با توجه به نتایج اقتصادی این پژوهش، توصیه می‌شود یارانه پرداختی به مصرف بنگاه-کالاهای داخلی به صورت تدریجی حذف شود تا ضمن اثر مثبت بر تغییرات تراز تجاری ایران، رفاه اقتصادی با اُفت زیاد و یک مرتبه مواجه نگردد. البته قبل از آن می‌باید بهبود کیفیت نهادی مورد توجه قرار گیرد.

سپاسگزاری: در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران محترم مجله پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) برای بهبود و ارتقاء متن مقاله، قدردانی نمایند.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان هرگونه تعارض منافع در تحقیق را اعلام می‌کنند.

سهم نویسندگان در مقاله: چکیده، مقدمه و ادبیات موضوع و مدلسازی نرم افزاری توسط نویسنده اول و نویسنده دوم مقاله تنظیم شده است. بخش روش تحقیق و تجریه و تحلیل توسط همه نویسندگان انجام شده است.

منابع مالی/حمایت‌ها: حمایت مالی ندارد.

References

Abrishami, H., Mehrare, M., & Tamadonnejad, A. (2009). Investigating the relationship between foreign trade and economic growth in developing countries: The method of generalized moments. *Monetary & Financial Economics*, *16*(26), 44-62. [In Persian] https://doi.org/10.22067/pm.v16i26.1955

Alijani, F., Salarpour, M., & Sabouhi, M. (2012). The effect of ptoduction subsidies elimination on agricultural sector using general equilibrium model. *Journal of Agricultural Economics and Development*, *26*(3), 218-227. [In Persian] https://doi.org/10.22067/JEAD2.V1391I3.17778

Altieri, M. A. (2009). Agroecology, small farms, and food sovereignty. *Monthly Review*, *61*(3), 102-113. https://doi.org/10.14452/MR-061-03-2009-07_8

Amirnejad, H. Ataei, K., & Habibi, F. (2016). Investigating the effects of the subsidy targeting law on changes in crop cultivation patterns in Mazandaran province. *Journal of Agricultural Economics Research*, *7*(28), 39-59. [In Persian] https://dorl.net/20.1001.1.20086407.1394.7.28.3.4

Anderson, K., & Martin, W. (2005). Agricultural trade reform and the Doha development agenda. *World Economy*, *28*(9), 1301-1327. https://doi.org/10.1596/978-8-2136-6239-6

Barwick, P. J., Cao, S., & Li, S. (2021). Local protectionism, market structure, and social welfare: China's automobile market. *American Economic Journal: Economic Policy*, *13*(4), 112-151. https://doi.org/10.1257/pol.20180513

Blancheton, B., & Chhorn, D. (2021). Government intervention, institutional quality, and income inequality: Evidence from Asia and the Pacific, 1988-2014. *Asian Development Review*, *38*(1), 176-206. https://doi.org/10.1162/adev_a_00162

Brockmeier, M. (2001). A graphical exposition of the GTAP model. *GTAPTechnical Paper*, 8. https://www.gtap.agecon.purdue.edu/uploads/resources/download/181.pdf

Burfisher, M. E. (2021). Introduction to Computable General Equilibrium Models. In M. E. Burfisher (Ed.). *Introduction to Computable General Equilibrium Models* (3 ed., pp. i-ii). Cambridge University Press. https://www.cambridge.org/core/books/introduction-to-computable-general-equilibrium-models/introduction-to-computable-general-equilibrium-models/15D75959A76FC57127A8DCE199208551

Clements, M. B. J., Schwartz, M. G., & Hugounenq, R. (1995). Government subsidies: Concepts, international trends, and reform options. *IMF Working Paper*, 91. https://doi.org/10.5089/9781451851489.001

Dadgar, Y., & Nazari, R. (2011). Welfare analysis of subsidy policy in Iranian economy. *Social Welfare Quarterly*, *11*(42), 337-380. [In Persian] URL:http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-1214-fa.html

Defever, F., & Riano, A. (2017). Subsidies with export share requirements in China. *Journal of Development Economics*, 126, 33-51. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2016.12.003

Dini Torkamani, P. (2012). A review of international trade theories. *Economic Journal*, *12*(2), 99-104. [In Persian] http://ejip.ir/article-1-118-fa.html

Florido, A. R., & Rosa, E. P. (2023). Everything comes at a price: The impact of eliminating harmful subsidies in the Spanish marine resources industry. *Marine Policy*, 153, 105661. https://doi.org/10.1016/j.marpol.2023.105661

Head, K., & Spencer, B. J. (2017). Oligopoly in international trade: Rise, fall and resurgence. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, *50*(5), 1414-1444. https://doi.org/10.1111/caje.12303

Hertel, T.W. (1997). *Global Trade Analysis: Modeling and Applications*. New York, NY: Cambridge University Press.

Kalbasi, H., & Jalaei, A. (2002). The impact of globalization on the Iranian foreign trade (A sectoral assessment approach). *Iranian Journal of Economic Researvh*, *4*(11), 115-137. [In Persian] https://ijer.atu.ac.ir/article_3826.html?lang=en

Khosravinejad, A. A., Barkhordari, S., & Permeh, Z. (2016). The effects of targeted subsidies on industry and mine sector (A computable general equilibrium approach). *Financial Economics*, *36*(10), 105-122. [In Persian] https://dorl.net/20.1001.1.25383833.1395.10.36.7.7

Koorehpazan, Z., Yazdani, S., Mahmoodi, A., Ejlali, F., & Koorkinejad, J. (2024). Investment the effect of export subsidy policy on pistachio and walnut exports in Iran. *Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development*, Articles in Press, Accepted Manuscript Available Online from 26 February 2024. [In Persian] https://doi.org/10.30490/AEAD.2024.362253.1516

Kumar, R., Kumar, R. R., Stauvermann, P. J., & Chakradhar, J. (2019). The effectiveness of fisheries subsidies as a trade policy tool to achieving sustainable development goals at the WTO. *Marine Policy*, 100, 132-140. https://doi.org/10.1016/j.marpol.2018.11.034

Li, X. L., Li, J., Wang, J., & Si, D. K. (2021). Trade policy uncertainty, political connection and government subsidy: Evidence from Chinese energy firms. *Energy Economics*, 99, 105272. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105272

Liu, W., & Li, H. (2011). Improving energy consumption structure: A comprehensive assessment of fossil energy subsidies reform in China. *Energy Policy*, *39*(7), 4134-4143. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.04.013

Manzoor, D., Shahmoradi, Asghar., & Haghighi, I. (2010). An assessment of the impact of reducing implicit and explicit energy subsidies in Iran; Using a computable general equilibrium model based on a modified micro consistent matrix. *Quarterly Energy Economics Review*, *7*(26). [In Persian] magiran.com/p850296

Moosavian, S. F., Borzuei, D., Zahedi, R., & Ahmadi, A. (2022). Evaluation of research and development subsidies and fossil energy tax for sustainable development using computable general equilibrium model. *Energy Science & Engineering*, *10*(9), 3267-3280. https://doi.org/10.1002/ese3.1217

Mottaghi, A., Ahmadi, B., & Inanlou, H. (2020). The economic effect of the targeted subsidy plan on the urban peripherial areas case: Shahr Rey, Tehran. *Journal of Urban Peripheral Development*, *2*(1), 127-142. [In Persian] https://dorl.net/20.1001.1.26764164.1399.2.1.8.5

Nazemiyan, H., & Movahedmanesh, S. A. (2011). Analyzing the relationship between intra industry trade and compatative advantage for Iranian economy. *Iranian Journal of Trade Studies (IJTC)*, *15*(59), 1-24. [In Persian] https://dorl.net/20.1001.1.17350794.1390.15.59.1.7

Nejati, M., Bahmani, M., Jalaee, S. A., & balaghi enalou, Y. (2022). The effects of trade liberalization on the industrial sector of Iran and the Eurasian economic union using a multi-regional GTAP approach. *Macroeconomics Research Letter*, *17*(33), 7-34. doi: 10.22080/iejm.2023.21114.1831

Nyblade, B., Reed, S.R. (2008). Who cheats? Who loots? Political competition and corruption in Japan, 1947-1993. *American Journal of Political Science*, 52: 926-941. https://doi.org/10.1111/j.1540-5907.2008.00351.x

Nematollahi, Z., & Shahnoushi, N., Javanbakht, O., & Daneshvar Kakhki, M. (2015). Assessment of results of the implementation of subsidies targeted on production activities. *Economic Growth and Development Research*, *5*(19), 11- 24. [In Persian] https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_1641_1f77e9ef 45833bc435346a8f381ea930.pdf

Phomsoda, K., Puttanapong, N., & Piantanakulchai, M. (2021). Assessing economic impacts of Thailand's fiscal reallocation between biofuel subsidy and transportation investment: Application of recursive dynamic general equilibrium model. *Energies*, 14, 4248.http://dx.doi.org/10.3390/en14144248

Rutherford, T. F. (1998). *GTAPinGAMS: The Dataset and Static Model*. Department of Economics, University of Colorado. https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/64.pdf

Saeediankia, A., Majdzadeh, R., Haghighian-Roudsari, A., & Pouraram, H. (2023). The effects of subsidies on foods in Iran: A narrative review [Systematic Review]. *Frontiers in Sustainable Food Systems*, *6*. https://doi.org/10.3389/fsufs.2022.1053851

Salari Bardsir, M., Khalilian, S., & Mousavi, H. A. (2017). Factors affecting trade of agricultural products with emphasis on oil revenues. *Journal of Agricultural Economics Research*, *9*(35), 33-56 GTAPinGAMS https://dorl.net/20.1001.1.20086407.1396.9.35.3.2

Sedaghat-parast, E. (2009). The role of institutions in reforming subsidy system: A review of the experiences of some developing countries. *Management and Development Process*, *21*(4), 107-126. [In Persian] http://jmdp.ir/article-1-730-fa.html

Shapiro, J. (2021). The environmental bias of trade policy. *The Quarterly Journal of Economics*, *136*(2), 831-886. https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:qjecon:v:136:y:2021:i:2:p:831-886

Soflaie Shahrbabak, E., Mosavi, S. H., & Mortazavi, S. A. (2018). The effects of bread subsidy elimination on changes in import dependency ratio and food security. *Journal of Agricultural Economics Research*, *10*(39), 55-82. [In Persian] https://dorl.net/20.1001.1.20086407.1397.10.39.3.7

Thompson, W., Mishra, A. K., & Dewbre, J. (2009). Farm household income and transfer efficiency: An evaluation of united states farm program payments. *American Journal of Agricultural Economics*, *91*(5), 1296-1301. https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2009.01300.x

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 239-268

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.13662

The effects of Inflation and Unemployment on Multidimensional Inequality in the Iranian Provinces
A Spatial Econometric Approach

Esmaiel Abounoori[1], Anahita Roozitalab[2]

1. Professor of Econometrics and Social Statistics, Department of Economics, Semnan University, Iran. E-mail: Esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir
2. Ph.D. in Econometrics, Department of Economics, Semnan University, Iran (Corresponding Author). E-mail: Ana.roozitalab@semnan.ac.ir

Abstract

Inequality is a multidimensional phenomenon. Given the geographical conditions and characteristics of each region, inequalities vary across different provinces. The primary objective of this study is to examine the effects of inflation and unemployment, along with the variables of real per capita government expenditures and real per capita paid facilities as an indicator of financial development, on multidimensional inequality in Iran's provinces during the period 2000-2021 .To this end, using microdata from the Household Expenditure (Income) Survey, we first estimate the multidimensional Gini coefficient across nine major commodity groups: food, clothing and footwear, housing, communications and transportation, education, recreation and entertainment, health, furniture and services, and others— disaggregated by province. Subsequently, based on the latest available interprovincial data, we estimate a model of the factors influencing multidimensional inequality using the concept of spatial econometrics, incorporating inflation, unemployment, real per capita government expenditures, and real per capita paid facilities .The results indicate that inflation, unemployment, real per capita government expenditures, and real per capita paid facilities have significant positive effects on multidimensional inequality in Iran's provinces. Additionally, the findings reveal that an increase in any of these variables worsens income distribution in neighboring provinces.

Article information

Review History:

Received: Apr. 13, 2024

Revised: Apr. 24, 2024

Accepted: May. 28, 2024

Keywords:

Multidimensional Gini Coefficient

Inflation

Unemployment

Spatial Autoregression Model

Iran

JEL Classification:

I24, D3, C1

Corresponding Author:

Ana.roozitalab@semnan.ac.ir

Aim and Introduction

Inequality is a multidimensional phenomenon that affects various aspects of households' lives. The economic well-being of individuals depends not only on their income but also on other factors such as access to healthcare, education, transportation, etc. Therefore, one-dimensional methods (income-focused) are insufficient for measuring inequality. The multidimensional approach to inequality considers different aspects of individual welfare, unlike the one-dimensional approach. The concentration of population and activities in some provinces of Iran, along with macroeconomic indicators (inflation and unemployment), exacerbates inequality. These inequalities affect various dimensions of people's lives and endanger their economic welfare. The primary aim of this study is to examine the effects of inflation and unemployment on multidimensional inequality in the provinces of Iran and their reciprocal effects on each other, using a multidimensional Gini coefficient estimated from the household budget microdata of the Statistical Center of Iran for the years 2000-2021.

Methodology

In this study, the multidimensional Gini coefficient by Kumar Banerjee (2010) has been estimated for 9 dimensions of welfare. Then, the effects of inflation and unemployment, along with variables such as per capita real government expenditure and per capita real financial facilities as indicators of financial development, will be analyzed using a spatial econometric model. The mathematical form of the multidimensional Gini coefficient (MGI) is as follows: Here, the mathematical formula would be inserted (In this equation: represents the non-increasing rank of the unit under study in the individual's overall welfare vector, and represents the sample size. The range of this index fluctuates between zero (completely equal distribution) and one (completely unequal distribution). For measuring multidimensional inequality in this study, the multidimensional Gini coefficient by Kumar Banerjee (2010) has been used which is based on the microdata from the household expenditure (income) survey of the Statistical Center of Iran and involves data mining processes such as aggregating groups of beverages and tobacco, ready meals with food expenditure groups, and communications with transportation, and extracting data related to each household code in each province using R Studio 2020 software. The model is based on the spatial econometric method with spatial panel data, defined using a proximity method in which provinces sharing a border have an element of one and otherwise zero. The adjacency matrix (spatial weight) is normalized, where neighboring provinces carry the most weight, and distant provinces carry the least.

Findings

The results of estimating the multidimensional Gini coefficient for the provinces during 2000-2021 show that most provinces have experienced a high rate of inequality. Provinces such as Bushehr, Khuzestan, Kermanshah, Kurdistan, Markazi, Qazvin, Qom, Semnan, Sistan and Baluchestan, West Azerbaijan, Zanjan, and Yazd are in an unfavorable condition compared to the country, and

most of these provinces are border regions. Over these 22 years, Sistan and Baluchestan with 77.66% have the highest rate of multidimensional inequality, while Isfahan with 60.85% has the lowest among the provinces. Additionally, the findings indicate that inflation, unemployment, per capita real government expenditure, and per capita real disbursed financial facilities have a significant positive effect on multidimensional inequality in the provinces of Iran. The proximity of provinces has also worsened the inequality conditions in the neighboring provinces.

Discussion and Conclusion

Four variables including unemployment, inflation, per capita real government expenditure, and per capita real disbursed financial facilities have a significant positive effect on the multidimensional Gini coefficient, worsening income distribution. The most significant impact is seen with per capita real government expenditure, which is not allocated effectively to enhance welfare and improve economic conditions, thus not improving income distribution and reducing inequality. The effects of the other variables are in the following order: per capita real disbursed financial facilities, unemployment, and inflation. It is recommended to consider all welfare dimensions in the household consumption basket, create equal conditions for access to bank facilities, allocate a specific quota of facilities to lessdeveloped provinces, allocate government expenditures to expand public services and infrastructure in deprived provinces, consider the interactive effects between provinces in policymaking, and implement effective policies to improve welfare conditions and balanced income distribution across all provinces.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان 1404، صفحات: 239 تا 268
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.13662

اثرات تورم و بیکاری بر نابرابری چندبعدی در استان‌های ایران: رویکرد اقتصادسنجی فضایی

اسمعیل ابونوری[1]، آناهیتا روزی‌طلب[2]

۱. استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی،گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران esmaiel. abounoori@semnan.ac.ir
۲. دکتری اقتصاد-اقتصادسنجی، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران (نویسنده مسئول)
ana.roozitalab@semnan.ac.ir

چکیده

نابرابری پدیده‌ای چندبعدی است. با توجه به شرایط و ویژگی‌های جغرافیایی هر منطقه، نابرابری‌ها در میان استان‌ها [مناطق] متفاوت هستند. هدف اساسی از این مطالعه، بررسی اثرات تورم و بیکاری به‌همراه متغیرهای سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی به‌عنوان شاخصی از توسعه مالی بر نابرابری چندبعدی در استان‌های ایران طی دوره زمانی 1379-1400 است. بدین منظور، با استفاده از ریزداده‌های طرح هزینه (درآمد) خانوار، ابتدا ضریب جینی چندبعدی در 9 گروه عمده کالا یی: خوراک، پوشاک و کفش، مسکن، ارتباطات و حمل و نقل، آموزش، تفریحات و سرگرمی، بهداشت، اثاثیه و خدمات و سایر به تفکیک استان‌های کشور برآورد شده، سپس براساس جدیدترین اطلاعات بین استانی موجود، تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی، الگوی عامل‌های مؤثر بر نابرابری چندبعدی براساس مفهوم اقتصادسنجی فضایی برآورد شده، و نتایج نشان می‌دهد که تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی، دارای اثرات مثبت و معنادار بر نابرابری چندبعدی در استان‌های ایران بوده است. همچنین براساس نتایج به‌دست آمده، افزایش هر یک از متغیرهای فوق، سبب بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد در استان‌های همجوار می‌شود.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: 1403/01/25
بازنگری: 1403/02/05
پذیرش: 1403/03/08

کلمات کلیدی:
ضریب جینی چندبعدی
تورم
بیکاری
مدل خود رگرسیون فضایی ایران

طبقه‌بندی JEL:
I24, D3, C1

نویسنده مسئول:
ana.roozitalab@semnan.ac.ir

1. مقدمه

برای اندازه‌گیری نابرابری اقتصادی در یک جامعه، از عبارت «نابرابری درآمد» استفاده می‌شود، درحالی‌که داده‌های توزیع هزینه از داده‌های توزیع درآمد قابل اعتمادتر است؛ چراکه افراد از بیان دقیق درآمد خوداری، ولی هزینه‌ها را دقیق‌تر بیان می‌کنند. از بدو شروع مطالعه نابرابری اقتصادی، شاخص نابرابری با استفاده از درآمد کل یا هزینه کل افراد (خانوار) ساخته شده است. سبد هزینه خانوار شامل گروهای مختلف کالایی می‌باشد.

در این پژوهش، از شاخص نابرابری چندبعدی با توجه به گروه های کالایی (ابعاد) استفاده شده، و بنابراین، به‌جای استفاده از ضریب جینی (تک بعدی)، ضریب جینی چندبعدی به‌دست آمده است. از اواسط دهه1970 بسیاری از دانشمندان مشهور حوزه مطالعات نابرابری همانند اتکینسون و بورگینیون[1] (1982)، سن[2] (1985 و 1993)، استوارت[3] (1985) و رمزی[4] (1992)، اهمیت مطالعه نابرابری به‌صورت چندبعدی را مورد تأکید قرار داده‌اند. در این رویکرد، برخلاف روش‌های تک‌بعدی (درآمد محوری) در محاسبه نابرابری بیش از یک بعد رفاهی در نظر گرفته و تأثیر آن‌ها به‌طور همزمان در رفاه جامعه ارزیابی می‌شود.

نابرابری افزون بر آثار اقتصادی، آثار اجتماعی، سیاسی و فرهنگی نیز دارد. نابرابری ممکن است در کوتاه‌مدت اثرات قابل‌توجهی در زندگی افزاد نداشته باشد، ولی استمرار آن در بلندمدت، سبب کاهش انگیزه، فساد و فقر گسترده خواهد شد. براساس مطالعات علمی، عوامل اقتصادی و اجتماعی بسیاری بر میزان نابرابری در جامعه مؤثر است. برای مثال، تورم، بیکاری و تولید ناخالص داخلی از عوامل اثرگذار بر نابرابری هستند.

در مطالعات مختلف مانند شولتز[5] (1969)، رایس و همکاران[6] (1983)، بلیندر و همکاران[7] (1987)، کاردوسو و همکاران[8] (1995)، المرحوبی[9] (2000)، مونین[10](2014) و ابونوری و خوشکار (1385) نشان داده شده است که تورم و بیکاری، سبب افزایش میزان نابرابری بین افراد (خانوار) خواهد شد و بالعکس. لیدلر و پارکین[11] (1975) بر این باور بودند که تورم سبب کاهش میزان نابرابری خواهد شد.

1. Atkinson and Bourguignon (1982)
2. Sen (1985&1993)
3. Stewart (1985)
4. Ramsay (1992)
5. Schultz (1969)
6. Randolph Rice et al (1983)
7. Blinder et al (1987)
8. Cardoso et al.(1995)
9. Al Mahroubi (2000)
10. Munin (2014)
11. Laidler and Parkin (1975)

در ایران به دلیل تمرکز شدید جمعیت، فعالیت‌ها و عدم تعادل فضایی در برخورداری از امکانات اجتماعی، بخش عمده‌ای از امکانات و جمعیت در یک یا چند منطقه تمرکز یافته و سایر مناطق در حاشیه مانده است که سبب بروز شکاف فقر و محرومیت در برخی از مناطق شده است. با توجه به اینکه امکان جابه‌جایی از یک استان به استان‌های دیگر به‌ویژه استان‌های همجوار وجود دارد، اگر سیاست‌های بهبود وضعیت رفاهی مانند دسترسی به امکانات اشتغال، امکانات بهداشتی، آموزشی، حمل و نقل و ارتباطات، و غیره در استان‌ها متوازن نباشد، باعث تشدید توزیع درآمد و فقر در بعضی از استان‌ها خواهد شد. بنابراین، ارزیابی اثرات عملکرد اقتصاد کلان (تورم و بیکاری) در سطح منطقه‌ای، اطلاعات لازم و مفیدی را برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان جهت تصمیم‌های خردمندانه در جهت کاهش نابرابری فراهم می‌آورد.

هدف اساسی از این مطالعه، بررسی اثرات تورم و بیکاری بر نابرابری چندبعدی در استان‌های ایران و اثر متقابل آنها بر یکدیگر با برآورد ضریب جینی چندبعدی براساس ریزداده‌های بودجه خانوار برای سال‌های 1400-1379 می‌باشد. برای این منظور، نخست ریزداده‌های طرح هزینه (درآمد) خانوار به تفکیک گروه‌های 9 گانه کالایی شامل خوراک، پوشاک و کفش، مسکن، ارتباطات و حمل و نقل، آموزش، تفریحات و سرگرمی، بهداشت، اثاثیه و خدمات و سایر، جمع‌آوری و سازمان‌دهی شده، شاخص ضریب جینی چندبعدی برای دوره مورد مطالعه براساس روش کومار بنرجی (2010) برآورد، آنگاه اثرات تورم و بیکاری بر نابرابری با توجه به نقش همجواری استان‌ها در قالب اقتصادسنجی فضایی ارزیابی شده است.

در ادامه مقاله، مبانی نظری و پیشینه تحقیق، سپس در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش، در بخش چهارم، برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج و سرانجام جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات در بخش پنجم ملاحظه می‌شود.

2. ادبیات موضوع

2-1. مبانی نظری

2-1-1. نرخ تورم و توزیع درآمد

تورم می‌تواند از کانال‌های مختلف بر توزیع درآمد اثر کند، ولی جهت و شدت اثر تورم بر نابرابری در نظام‌های اقتصادی متفاوت و در زمان‌های مختلف، نیازمند مطالعه است.

الف) برخی از اقتصاددانان باوردارند که تورم ملایم، به‌دلیل کاهش ارزش واقعی بدهی‌های اسمی، توزیع درآمد را از بستانکاران به بدهکاران منتقل می‌کند. به عبارت دیگر، بدهکاران به دلیل کاهش قدرت خرید واقعی آن بدهی که پرداخت می‌کنند از تورم سود می‌برند. از آنجا که فقرا به طور میانگین بدهکارتر می‌باشند، افزایش تورم از این کانال به سود آنها است و نابرابری را کاهش می‌دهد؛ اما رومر (1998)، در مقاله خود تأکید می‌کند که هرچند فقیران در واقع بدهکار هستند، اما به‌دلیل اینکه

مبلغ بدهی آنها نسبت به سایر افراد جامعه بسیار کمتر است، این موضوع ممکن است اثر معناداری در توزیع درآمد جامعه نداشته باشد.

ب) براساس مدل و منحنی فلیپیس، فرض می‌شود که رابطه بین بیکاری و تورم در کوتاه‌مدت معکوس است؛ به‌گونه‌ای که مقادیر بالای تورم، منجر به کاهش بیکاری می‌شود. با توجه به اینکه بیکاری یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر سطح فقر و نابرابری در جامعه است، بالا رفتن نرخ تورم، می‌تواند به واسطه کاهش نرخ بیکاری، به کاهش نابرابری در توزیع درآمد کمک کند (گلخندان، 1395).

2-1-2. نرخ بیکاری و توزیع درآمد

از دیدگاه نظری، رابطه مستقیمی میان بیکاری و نابرابری وجود دارد. نیروی‌کار به عنوان اصلی‌ترین منبع در دسترس گروه‌ها و خانوارهای فقیر، نقش قابل‌توجهی در تأمین درآمدهای مورد نیاز این خانوارها دارد. بدیهی است که گروه کثیری از افراد، زندگی خود را از طریق فروش منابع کاری خود تأمین می‌نمایند و عدم وجود فرصت‌های مناسب برای عرضه این عامل، می‌تواند تأثیر بسزایی در وضعیت زندگی افراد فقر، محرومیت و گسترش نابرابری داشته باشد. ازاین‌رو، هر چه میزان مشارکت نیروی کار فعال در فعالیت‌های اقتصادی کمتر باشد، درنهایت، میزان شدت فقر و نابرابری در جامعه افزایش خواهد یافت. برعکس، افزایش تقاضا برای کار و کاهش بیکاری، به افزایش درآمدها منجر، و وضعیت زندگی مردم بهتر می‌شود و شدت فقر و نابرابری در جامعه کاهش می‌یابد. بنابراین، بیکاری با کاهش درآمد گروه‌های پایین درآمدی و به‌دنبال آن، افزایش تعداد افراد کم‌درآمد موجب تشدید نابرابری در توزیع درآمد می‌شود (دهمرده و همکاران، 1389).

2-1-3. مخارج دولت، تسهیلات پرداختی و توزیع درآمد

در این پژوهش، از دو متغیر پراهمیت به‌عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است: یکی مخارج دولت و دیگری تسهیلات پرداختی.

با پیدایش نقش کالای عمومی و مفهوم شکست بازار، اندازه مخارج دولت به‌صورت کارا در اقتصاد مطرح می‌گردد. براساس چهارچوبی که توسط بانک جهانی توسط فرونی و کانبور[1] (۱۹۹۲) برای تخصیص هزینه‌های دولت میان هزینه‌های اجتماعی و هزینه‌های زیرساختارها، مشخص شده است، دولت‌ها بودجه را در سه زمینهٔ مسائل اجتماعی، زیرساخت‌ها و سایر زمینه‌ها تقسیم‌بندی می‌کنند. اندازه و ترکیب این هزینه‌ها، ارتقاء فرهنگی و اجتماعی، رشد درآمد، توزیع درآمد و فقر را تحت تأثیر قرار خواهد داد (خداپرست و همکاران، 1392).

ادبیات وسیعی در مورد توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد. بعد از مطالعه پیشگامانه کوزنتس (1995) در مورد نابرابری، برخی اقتصاددانان کلاسیک، بیان نمودند که نابرابری درآمد، می‌تواند منابع را به سمت عواملی با پس انداز زیاد هدایت کند و انباشت سرمایه و رشد را نیز شدت بخشد.

1. Fronny and Kanbur (1992)

در دهه ۱۹۹۰، نتایج مطالعات متعدد نشان داد که توسعه مالی، می‌تواند نابرابری درآمد و فقر را به‌وسیله تقلیل ناهنجاری‌های اطلاعاتی و هزینه‌های به‌کارگیری سرمایه، کاهش دهد. از طرفی، می‌تواند افراد و شرکت‌های فقیر را به صندوق‌های سرمایه گذاری ثروتمند و منابع مالی قابل التزام مرتبط سازد و با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی، به کاهش نابرابری درآمد کمک کند (علوی راد و همکاران، 1399).

2-2. مطالعات تجربی

الف) مطالعات داخلی

ابونوری و خوشکار (1387)، اثرات نسبت اشتغال، تورم، درآمدهای مالیاتی خانوارها و هزینه‌های اجتماعی دولت برای خانوارها بر نابرابری اقتصادی را با استفاده از ریزداده‌های طرح درآمد (هزینه)، طی سال‌های 1383-1363 در ایران برآورد نمودند. نتایج نشان داده، که نسبت اشتغال و هزینه‌های اجتماعی دولت بر نابرابری اثر کاهشی داشته است. در مقابل، تورم و درآمدهای مالیاتی بر نابرابری، دارای اثر افزایشی بوده است.

گرجی (1387)، اثر جهانی‌شدن بر توزیع درآمد در ایران را با استفاده از روش هم‌جمعی جوهانسون - جوسیلیوس و براساس داده‌های سال‌های 1383-1374 برآورد نمود. در این مدل، نرخ تورم، نرخ بیکاری، مخارج عمومی دولت و درآمد سرانه نیز به‌عنوان متغیرهای اثرگذار دیگر بر توزیع درآمد، در نظر گرفته شده است. نتایج نشان داده که جهانی‌شدن با وجود ساختار فعلی اقتصاد ایران، باعث افزایش نابرابری خواهد شد. همچنین متغیر نرخ تورم و بیکاری با نابرابری درآمد، ارتباط مستقیم دارد؛ در حالی که مخارج عمومی دولت با نابرابری، ارتباط عکس دارد.

باباخانی و راغفر (1388)، به تعیین رابطهٔ نابرابری درآمدی و سلامت در ایران در دورهٔ 1385-1355 با استفاده از روش همبستگی اکولوژیکی برای جمعیت ایران پرداختند. نتایج، حاکی از آن است که با افزایش نابرابری درآمدی، امید به زندگی کاهش و میزان مرگ و میر کودکان زیر 5 سال افزایش یافته است.

سیفی‌پور و رضایی (1390)، به بررسی اثر سیستم مالیاتی بر توزیع درآمد در ایران برای دوره زمانی 1388-1353پرداختند. همچنین اثر متغیرهای کنترلی نرخ بیکاری و حداقل دستمزد نیز مورد توجه قرار گرفته است. نتایج نشان داد که با افزایش مالیات‌های مستقیم، سطح حداقل دستمزد، مالیات‌های غیرمستقیم و نرخ بیکاری، توزیع درآمد بهبود می‌یابد.

راغفر و همکاران (1395)، در مطالعه‌ای، شاخص تک بعدی ضریب جینی و آنتروپی تعمیم‌یافته و چندبعدی بروگینیون را در ابعاد درآمد، سلامت و آموزش برای مناطق شهری ایران در سال‌های ابتدایی و انتهایی سه دوره ریاست جمهوری برآورد نمودند. نتایج نشان داد که ضریب جینی تک بعدی در کلیه ابعاد در سه دوره، از روند یکسانی برخودار نبوده است؛ به‌گونه‌ای که نابرابری در بعد درآمد در هر سه دوره، کاهش یافته است؛ در حالی که نابرابری در بعد سلامت، افزایش نشان می‌دهد.

بعد آموزش نیز در دوره دوم افزایش و در دو دوره دیگر، کاهش یافته است. علاوه بر این، شاخص‌های آنتروپی محاسبه شده نیز در هر سه دوره برای هر سه بعد، با نوساناتی همراه بوده است. شاخص نابرابری چندبعدی برآورده شده نیز نشان می‌دهد که وضعیت در دوره دوم نسبت به دو دوره دیگر بدتر شده است.

گلخندان (1395)، به بررسی اثر سیاست‌گذاری غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) برای دوره زمانی 1392-1348 پرداخت. نتایج نشان داده که نرخ تورم در قالب یک ساختار دو رژیمی، بر نابرابری درآمد مؤثر بوده است؛ به‌گونه‌ای که نرخ تورم بلندمدت در رژیم اول، تأثیر منفی بر نابرابری درآمد در ایران داشته است؛ در حالی که در رژیم دوم، این اثر مثبت می‌باشد.

آرمان مهر و همکاران (1397)، به بررسی اثر تورم بر نابرابری درآمد در میان دهک‌های مختلف درآمدی خانوارهای شهری ایران با استفاده از روش سیستم مخارج خطی و شاخص اتکینسون در دوره زمانی 1394-1372 پرداخته‌اند. نتایج مطالعه، حاکی از آن است که نابرابری درآمد، رابطه مستقیم با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها دارد.

فیضی و همکاران (1399)، شاخص‌های ضریب جینی و نسبت سهم ده درصد ثروتمندترین خانوارها به ده درصد فقیرترین خانوارهای جامعه را، به‌عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد مناطق روستایی استان‌های کشور در دوره زمانی1380 تا 1395 برآورد نمودند. نتایج این پژوهش، نشان داد که در دورهٔ مورد بررسی در مناطق روستایی کشور، نرخ تورم و حداقل دستمزد، تأثیری منفی بر ضریب جینی و نسبت سهم 10 درصد ثروتمندترین به 10 درصد فقیرترین خانوارها داشته و بیکاری، رابطه معنادار با شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد روستایی نداشته است.

مرادی‌زاده (1400)، به بررسی تأثیر تورم بر نابرابری درآمد در 66 کشور در حال توسعه ازجمله ایران طی دوره زمانی 2018-1995 با استفاده از مدل پانل پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته است. نتایج حاکی از وجود یک رابطه غیرخطی U شکل میان تورم کل و نابرابری درآمد می‌باشد. دربارهٔ اجزای تورم، نتایج مدل، بیان‌کننده رابطه غیرخطی U شکل میان تورم پیش‌بینی شده و نابرابری درآمد است؛ اما تورم پیش‌بینی نشده، رابطه معناداری با نابرابری درآمد ندارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی و شهرنشینی، نابرابری و آزادی تجارت بین‌المللی در کشورهای مورد مطالعه، باعث بدتر شدن وضعیت نابرابری درآمد می‌شود و بین متغیر بیکاری و نابرابری درآمد، رابطه معناداری یافت نشد.

عزیزی و همکاران (1401)، با هدف حداقل‌سازی نابرابری درآمد، به تعیین نرخ تورم بهینه با استفاده از روش DSGE در ایران طی سال‌های 1376 تا 1399 پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که نرخ تورم بهینه، 3/74 درصد می‌باشد و افزایش یا کاهش تورم از مقدار بهینه، موجب افزایش نابرابری درآمدی خواهد شد.

ب) مطالعات خارجی

بروگینیون[1] (1999)، نابرابری بین کشورها را برحسب امید به زندگی، مورد ارزیابی قرار داده، همچنین تأثیر مسکن نامناسب، درآمد پایین و عدم وجود سلامتی در ایجاد محرومیت و نابرابری را نیز بررسی کرده است. نتایج نشان‌دهنده میزان نابرابری‌های متفاوت در بین ابعاد مورد بررسی بین کشورها می‌باشد.

دکنیک و همکاران[2] (2009)، نابرابری رفاه را با استفاده از ضریب جینی تعمیم یافته چندبعدی برحسب داده‌های خانوارهای روسی در سه بعد رفاهی سطح زندگی مادی، سلامت و آموزش و پرورش، بررسی و اندازه‌گیری نمودند. نتایج حاکی از افزایش نابرابری در ابعاد فوق بین خانوارهای روسی است.

نیلسون[3] (2010)، به بررسی نابرابری چندبعدی در کشور زامبیا با استفاده از سه رویکرد مورد به مورد، تجمیعی و غیرتجمیعی در چهار ویژگی مخارج ، آموزش، سلامت و زمین برای سال‌های 1998-2004 پرداخت. نتایج حاکی از آن است که سطح و تغییرات نابرابری‌های غیرپولی در تضاد با نابرابری مخارج هستند.

لی و همکاران[4] (2013)، نابرابری‌های چندبعدی در توزیع مراقبت‌های بهداشتی برای استان حنان در چین مرکزی را با توجه به دو هدف تحلیلی بررسی نمودند: (1) بررسی نابرابری مراقبت‌های بهداشتی در چند مقیاس شهری ـ روستایی در حنان از دو بعد مرکزی و پیرامونی؛ (2) آشکارسازی فضایی تأثیرگذارهای متعدد چین، استراتژی‌های توسعه استانی و اقتصادی محلی توسعه در توزیع مراقبت‌های بهداشتی. برای سیستم‌های اطلاعات جغرافیایی مبتنی بر روش‌های آماری فضایی برای تشخیص تغییرات مکانی - زمانی توزیع مراقبت های بهداشتی و از رگرسیون وزنی جغرافیایی استفاده کرد تا تأثیرگذارهای متعدد را بر روی کشور نشان دهد. نتایج نشان می‌دهد که با وجود اصلاحات مراقبت های بهداشتی و بهبود سیاست‌های استانی، شکاف‌های شهری - روستایی و هسته‌ای، پیرامونی در حنان هنوز وجود دارد و علاوه بر این، نابرابری مراقبت‌های بهداشتی از نظر جغرافیایی به مقیاس و خوشه‌بندی و الگوهای مکانی حساس است.

دکنیک[5] (2017)، با استفاده از داده های نظرسنجی جهانی گالوپ به بررسی چگونگی طراحی شاخص بهزیستی حساس به توزیع پرداخته است. نتایج نشان‌دهنده زیان قابل‌توجهی ناشی از نابرابری‌چند بعدی برای کشورهای عضو OECD است.

پارنت و همکاران[6] (2019)، به بررسی نابرابری چندبعدی در مناطق اروپایی از نظر توسعه انسانی پرداختند. به این منظور ابتدا، یک شاخص چندبعدی نابرابری توسعه انسانی برای 205 منطقه در

1. Bourguignon (1999)
2. Decancq et al (2009)
3. Nelson (2010)
4. Li et al (2013)
5. Decancq (2017)
6. Parente et al (2019)

اتحادیه اروپا، در بازه زمانی 2000 تا 2011 از روش UNDP محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد با وجود محدوده توزیع نابرابری و همچنین مفهوم فضایی، سطح دستاوردهای توسعه انسانی به‌طور کلی بهبود یافته است. تنهابوی و همکاران (2020)، با استفاده از داده‌های نظرسنجی خانوار و با تمرکز بر چهار بعد مصرف، آموزش، بهداشت و مسکن با استفاده از شاخص چندبعدی اتکینسون، نابرابری چندبعدی رفاه در ویتنام را در دوره 2002 تا 2015 بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که سطح نابرابری چندبعدی در ویتنام کاهش یافته است. البته این امر برای همه ترکیبات مقادیر پارامتر وجود ندارد.

برونوری و همکاران[1] (2021)، معیارهای نابرابری فرصت‌ها (IOP) کاملاً مطابق با نظریه رومر (1998)، با استفاده از رویکرد یادگیری ماشینی در آلمان در طول سه دهه گذشته برای اطلاعات 25 پانل اقتصادی – اجتماعی برآورد نمودند. نتایج نشان می‌دهد که در آلمان، نابرابری فرصت‌ها بلافاصله پس از اتحاد آلمان شرقی و غربی مجدد کاهش، و در دهه اول قرن افزایش یافته و سپس از سال 2010 و در کل دوره، مجدداً اندکی کاهش داشته است.

یانگ و همکاران[2] (2023)، اثر نابرابری چندبعدی را بر تابع رفاه اجتماعی چین با استفاده از مدل لاجیت تعمیم یافته، با در نظر گرفتن تفاوت جعرافیایی سراسر بخش‌های غربی، مرکزی و شرقی چین برآورد نموده‌اند. نتایج نشان داد که نابرابری چندبعدی در مناطق روستایی، از مناطق شهری بیشتر است. افزون بر این، نتایج مدل برآوردی نشان داد که نابرابری چندبعدی، اثرات متفاوتی بر تابع رفاه اجتماعی دارد.

مرور شواهد تجربی بر این نکته تأکید دارد که عوامل بسیاری بر میزان نابرابری مؤثر می‌باشد. بنابراین، تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری بسیار حائز اهمیت است. با توجه به اینکه انسان موجودی چندبعدی است و برای دستیابی به زندگی مناسب، باید به رفع نیازهای مختلف بپردازد، نگاه تک‌بعدی به نابرابری، شاخص مناسبی برای مطالعه وضعیت توزیع درآمد به‌عنوان معیار رفاه نیست. از سوی دیگر، با توجه به گسترش سیستم حمل و نقل و ارتباطات، مناطق توسط مهاجرت و سفرهای بین شهری با هم پیوند می‌خورند و تغییرات در یک منطقه بر منطقه دیگر تأثیرگذار است. از این‌رو در این مطالعه، سعی شده است که عوامل مؤثر بر میزان نابرابری با توجه به چندبعدی بودن آن و تعلاملات بین مناطق، مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

3. روش‌شناسی پژوهش

3-1. ضریب جینی چندبعدی (MGI)

در این مطالعه، به پیروی از ابونوری و روزی‌طلب (1402)، ضریب جینی چندبعدی کومار بنرجی (2010) برای ابعاد 9 گانه رفاهی برآورد و سپس اثرات تورم و بیکاری به‌همراه متغیرهای سرانه

1. Brunoriet et al (2021)
2. Yang et al (2023)

مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی به‌عنوان شاخصی از توسعه مالی بر نابرابری با استفاده از مدل اقتصاد سنجی فضایی، مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

ضریب جینی چندبعدی کومار بنرجی (2010)، با ایجاد یک ترکیب خطی از ابعاد رفاهی، در دو مرحله برآورد می‌شود: در مرحله اول، برای محاسبه اهمیت نسبی (وزن هر بعد) هر بعد رفاهی به صورت درونزا بردارهای ویژه از ماتریس توزیعی ابعاد رفاهی، محاسبه می‌شود. سپس در مرحله دوم، با استفاده از حاصل‌ضرب ماتریس توزیعی در بردار ویژه، حاصل از حداکثر مقدار ویژه، یک شاخص وزنی از رفاه کلی فرد ایجاد می‌شود. درنهایت، با استفاده از رابطه (1)، شاخص ضریب جینی چندبعدی (MGI) برای بردار حاصل از رفاه کلی فردی محاسبه می‌شود. فرم ریاضی ضریب جینی چندبعدی (MGI) به‌صورت زیر می‌باشد:

$$G^{*}(S)=1-\left[\sum_{i=1}^{n}((2r_i-1)/n^2)\right]\times y_i \qquad (1)$$

در رابطه (1)، r_i: رتبه غیرافزایشی واحد مورد مطالعه در بردار رفاه کلی فرد $y_i=(Av)_i$ و n حجم نمونه می‌باشد. دامنه تغییرات شاخص فوق بین صفر (توزیع کاملاً برابر) و یک (توزیع کاملاً نابرابر) در نوسان است. آمار توصیفی ضرایب جینی چندبعدی در جدول 1 خلاصه شده است:

جدول 1: آمار توصیفی ضریب جینی چندبعدی (درصد)

Table 1: Descriptive statistic of multidimensional Gini coefficient (Percent)

استان	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
آذربایجان شرقی	65/630	76/838	55/963	7/058
آذربایجان غربی	69/769	88/570	49/002	13/057
اردبیل	65/994	58/830	51/218	9/649
اصفهان	60/854	73/137	50/274	4/528
ایلام	63/356	80/124	46/362	8/027
بوشهر	70/924	97/467	53/428	11/150
تهران	66/702	82/02	57/50	7/520
چهارمحال‌وبختیاری	65/021	87/512	47/067	11/444
خراسان	66/031	75/61	56/53	6/349
خوزستان	69/808	92/024	33/711	14/244
زنجان	68/633	80/108	55/059	7/562
سمنان	67/872	87/709	52/550	11/645
سیستان و بلوچستان	77/662	93/002	60/249	8/980
فارس	64/846	82/017	50/622	8/560

استان	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
قزوین	72/061	83/972	53/863	9/032
قم	70/342	88/885	58/728	8/350
کردستان	72/911	92/024	55/284	8/919
کرمان	66/073	81/882	45/824	8/302
کرمانشاه	70/692	90/484	55/408	10/310
کهگیلویه و بویراحمد	63/007	92/95	48/89	1/066
گلستان	64/225	58/739	51/085	9/341
گیلان	64/804	80/505	49/783	8/536
لرستان	66/785	87/868	44/410	11/764
مازندران	64/180	84/428	47/742	10/551
مرکزی	68/522	85/350	55/465	8/306
هرمزگان	64/712	83/841	48/893	9/332
همدان	66/528	87/780	47/190	10/333
یزد	68/565	79/996	58/445	6/759

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به ستون انحراف معیار در جدول 1، واریانس نابرابری در درون استان‌ها قابل‌توجه بوده است. میانگین و واریانس نابرابری‌ها در میان استان‌ها، به‌ترتیب، 67/375 و 8/964 بوده است.

2-3. اقتصادسنجی فضایی

زمانی که داده‌ها، دارای جزء مکان می‌باشند، به‌دلیل رخ دادن دو مسئله وابستگی فضایی بین مشاهدات و ناهمسانی فضایی در مشاهدات و درنتیجه، نقض فروض گاوس-مارکوف، استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی عمومی در تصریح مدل، چندان کارا نمی‌باشد (آنسلین[1]، 1988). در اقتصادسنجی فضایی، با توجه به اینکه متغیر وابسته، متغیر مستقل یا جزء خطا وابستگی فضایی داشته باشند، مدل‌های فضایی متفاوتی مطرح می‌شود (لیسیج[2]، 2009). تصریح عمومی برای داده‌های تابلویی، به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} y_{jt} + \beta_i + x_{it}\beta + \theta \sum_{j=1}^{n} w_{ij} x_{jt} + \gamma_t + u_{it} \qquad (2)$$

1. Anselin (1988)
2. Lesage (2009)

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{n} w_{ij} u_{ij} + \varepsilon_{it} \qquad , , \varepsilon_{it} \sim N\left(\delta^2, I(0)\right)$$

در این معادله i نشان دهنده واحدهای آماری، y_{it}: بردار متغیر وابسته ، x_{it}: بردار متغیرهای مستقل است. β ، ρ و θ پارامترهای برآوردی و u_{it}، جمله اخلال با توزیع $i.i.d$ می‌باشد. w_{ij} :یک عنصر غیرمنفی از ماتریس وزنی فضایی است. با این حال، مدل‌های فضایی را با اعمال قیود بر روی متغیرهای فضایی می‌توان گسترش داد که برخی از رایج ترین آنها با توجه به نوع قید اعمال شده به صورت زیر می‌باشند (ابونوری و فیاضی به نقل از الهورست[1]، 1399).

1) مدل خود رگرسیون فضایی (SAR): در این مدل اثرات فضایی فقط از طریق متغیر وابسته توزیع می‌شود. در این راستا، از روش حداکثر درست‌نمایی برای برآورد پارمترها استفاده می‌شود:

$$(\lambda = \theta = 0) \rightarrow y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} y_{jt} + \beta_i + x_{it}\beta + \gamma_t + u_{it} \tag{3}$$

2) مدل خطایی فضایی (SEM): مسیر اصلی توزیع فضایی از طریق عبارت خطا است. به عبارت دیگر، متغیر وابسته با شوک در استان همجوار تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

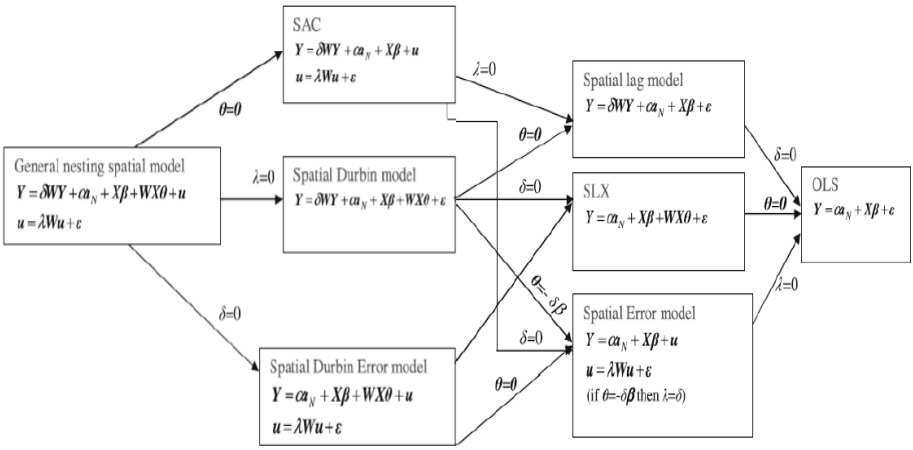
$$(\lambda = 0) \rightarrow y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} y_{jt} + \beta_i + x_{it}\beta + \theta \sum_{j=1}^{n} w_{ij} x_{jt} + \gamma_t + u_{it} \tag{4}$$

3) مدل دوربین فضایی (SDEM): توزیع فضایی از طریق هر دو متغیر وابسته و مستقل است.

$$\begin{aligned} (\rho = \theta = 0) \rightarrow y_{it} &= \beta_0 + x_{it}\beta + \gamma_t + u_{it} \\ u_{it} &= \lambda \sum_{j=1}^{n} w_{ij} u_{ij} + \varepsilon_{it} \qquad , \varepsilon_{it} \sim N\left(\delta^2, I(0)\right) \end{aligned} \tag{5}$$

سایر مدل‌های اقتصادسنجی فضایی در شکل (1)، به‌صورت خلاصه ارائه شده است.

1 Elhurst



شکل 1: انواع مدل‌های اقتصاد سنجی فضایی

Chart 1: Different Spatial Econometric Models

منبع: ابونوری و فیاضی(1399) به نقل از الهورست

پدیده وابستگی فضایی، مربوط به داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی می‌باشد. به‌گونه‌ای که مشاهده‌ی مربوط به یک مکان مانند i به مشاهدات در مکان‌های دیگر مانند j ، $i \neq j$ وابسته است. به عنوان مثال پدیده‌ای مانند نابرابری در مکانی iصرفا تحت‌تأثیر عوامل درون منطقه i نیست بلکه به عوامل دیگری مانند مجاورت این منطقه با سایر مناطق نیز وابسته است. افزون بر این بعد فاصله منطقه i با سایر مناطق بر نابرابری در منطقه i تأثیر خواهد گذاشت. بر این اساس انتظار می‌رود که وابستگی فضایی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد و داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته باشد. همبستگی فضایی به صورت فرم می‌باشد:

$$y_i = f(y_j) \quad , i = 1,2,3,...,n \quad , i \neq j \tag{6}$$

برای بررسی وجود خودهمبستگی بین جملات خطا و وابستگی مشاهدات فضایی، معمولاً از آزمون آی موران، آنسلین استفاده می‌شود. آزمون آی موران فرض وجود خودهمبستگی بین جملات خطا را بررسی می‌کند.

(7)

$$I = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} W_{ij} e_i \cdot e_j \Big/ \sum_{j=1}^{N} e_i = \frac{e'we}{e'e}$$

فرضیه صفر این آزمون $H_0 : \lambda = 0$ بطوری که (λ) ضریب خودهمبستگی فضایی (I) آماره موران می‌باشد. آماره (I) از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند.گر$I>0$، همبستگی فضایی

مثبت وبرعکس اگر$I<0$، آزمون موران همبستگی مکانی منفی را بین استان‌ها را نشان می‌دهد. اگر$I=0$ نشان می‌دهد که هیچ همبستگی مکانی وجود ندارد.

آزمون آنسلین و رابست، به‌ترتیب، وجود خودهمبستگی فضایی متغیر وابسته فضایی با وجود خطای قضایی را آزمون می‌کنند که با شاخصی به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$LM_{\delta} = \frac{\left[e^{T}(I_{T} \otimes W)Y \ / \hat{\sigma}^{2}\right]^{2}}{J} \quad ,$$

$$LM_{\lambda} = \frac{\left[e^{T}(I_{T} \otimes W)Y \ / \hat{\sigma}^{2}\right]^{2}}{T \times T_{W}} \tag{8}$$

$$Robust\ LM_{\delta} = \frac{\left[e^{T}(I_{T} \otimes W)Y \ / \hat{\sigma}^{2} - e^{T}(I_{T} \otimes W)e / \hat{\sigma}^{2}\right]^{2}}{J} \tag{9}$$

$$Robust\ LM_{\lambda} = \frac{\left[e^{T}(I_{T} \otimes W)e / \hat{\sigma}^{2} - TT_{W} \ / J \times e^{T}(I_{T} \otimes W)Y \ / \hat{\sigma}^{2}\right]^{2}}{TT_{W}\left[1 - T_{W}T \ / J\right]} \tag{10}$$

ناهمسانی فضایی، به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی اشاره دارد. به این معنا که هنگام حرکت در بین مشاهدات توزیع داده‌های نمونه‌ای، دارای میانگین و واریانس ثابتی نمی‌باشد.

برای تعریف ماتریس‌های فضایی، از دو روش می‌توان استفاده نمود. یکی روش مبتنی بر مجاورت است و دیگری براساس فاصله مکان‌ها می‌باشد. در روش مجاورت، اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه (مناطقی که از لحاظ جغرافیایی با یکدیگر مرز مشترک دارند) محدود می‌شود. در این روش، عنصر منتاظر با تمام نقاط غیر هم مرز در ماتریس وزنی فضایی صفر در نظر گرفته می‌شود؛ اما در روش مبتنی بر فاصله، به نوعی تمام مکان‌ها با یکدیگر همسایه تلقی می‌شوند.

در این مطالعه، از روش مجاورت استفاده شده است که در آن، استان‌هایی که دارایی مرز مشترک هستند، عناصر مربوطه، یک و در غیر این صورت، عدد صفر لحاظ شده است. ماتریس مجاورت (وزنی فضایی) نرمال شده می‌باشد که در آن، استان‌های مجاور و همسایه، بیشترین وزن و استان‌های دور از هم، کمترین وزن را دارند. عناصر ماتریس، چگونگی ارتباط فضایی استان i با استان j را نشان می‌دهد.

4. معرفی متغیرها و تصریح مدل

با توجه به اینکه نقش تورم و بیکاری در توزیع درآمد و فاصله طبقاتی تعیین‌کننده می‌باشد، به‌طورکلی در ارزیابی‌های نابرابری، اهمیت بیشتری نسبت به سایر شاخص‌های اقتصاد کلان دارد. لذا موفقیت یا عدم موفقیت در کاهش نابرابری را بدون توجه به تورم و بیکاری، نمی‌توان تصور نمود. بر این مبنا،

در این پژوهش، سعی شده است تا از طریق تورم و بیکاری، چگونگی عملکرد توزیع درآمد در استان‌های کشور در طی دوره مورد مطالعه ارزیابی گردد و از متغیرهای سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی، به‌عنوان متغیرهای کنترلی استان‌های کشور در قالب مدل اقتصاد سنجی فضایی استفاده شده است.

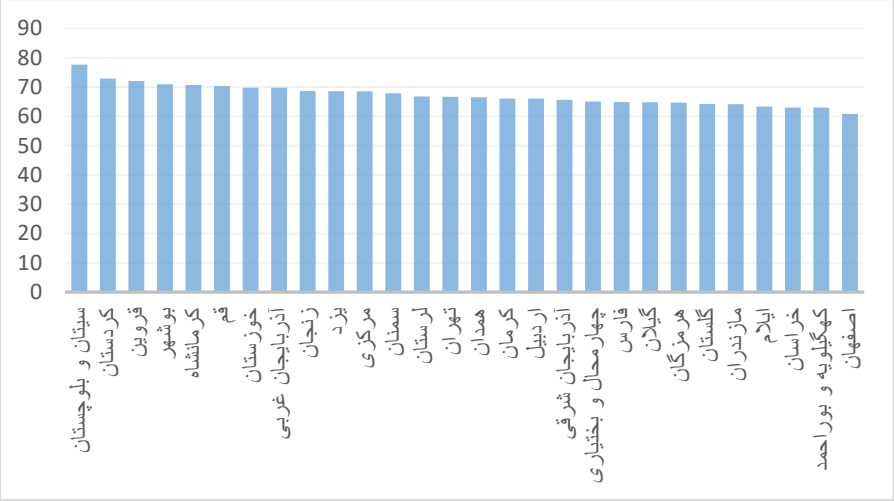
در این مطالعه، ضریب جینی چندبعدی بنرجی (2010)، با استفاده از ریزداده‌های طرح هزینه (درآمد) خانوار مرکز آمار ایران و طی فرایند داده‌کاوی از قبیل تجمیع گروه‌های نوشیدنی، دخانی و غذاهای آماده با گروه هزینه‌های خوراکی و گروه ارتباطات با حمل و نقل و همچنین استخراج داده‌ها مربوط به هر کد خانوار در هر استان با استفاده از نرم افزار R Studio2020 برآورد شده است. تورم و بیکاری نیز به‌عنوان متغیرهای مستقل، به‌ترتیب، از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران با محاسبه نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده بر پایه سال 1395 و سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران گردآوری شده است. اطلاعات مربوط به مخارج دولت و تسهیلات پرداختی از سالنامه‌های مرکز آمار ایران در دوره مطالعه، جمع‌آوری شده است.

در این پژوهش، از داده‌های 28 استان ایران شامل استان‌های اردبیل، اصفهان، ایلام، آذربایجان شرقی، بوشهر، آذربایجان‌غربی، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد در دوره زمانی 1400-1379 استفاده شده است. شایان ذکر می‌باشد که به‌دلیل تفکیک استان‌های خراسان و تهران در اواخر دهه 80 آمار استان‌های خراسان جنوبی، خراسان شمالی و خراسان رضوی و استان البرز به ترتیب به صورت تجمیع شده برای استان خراسان و تهران در نظر گرفته شده است. برای ادغام اطلاعات استان‌های تهران و البرز و همچنین استان‌های خراسان شمالی، رضوی و جنوبی در یک استان از میانگین وزنی[1] اطلاعات متغیرها در استان‌های فوق استفاده شده است.

بررسی کلی اطلاعات آماری استان‌های کشور در سال‌های 1400-1379 در نمودار (1)، نشان می‌دهد که اکثر استان‌های کشور، نرخ بالایی از نابرابر را تجربه نموده‌اند. استان‌های بوشهر، خوزستان، کرمانشاه، کردستان، مرکزی، قزوین، قم، سمنان، سیستان و بلوچستان، آذربایجان‌غربی، زنجان و یزد در وضعیت نامطلوبی نسبت به میانگین کشور قرار داشته‌اند و تعدادی از آن‌ها، استان‌های مرزی نیز بوده‌اند. در دوره زمانی 22 ساله مورد بررسی، به‌طور متوسط استان‌های سیستان و بلوچستان با

1. با توجه به اینکه اندازه‌گیری نابرابری، برمبنای جمعیت یک واحد آماری مانند کشور، استان و غیره انجام می‌شود. در هنگام ادغام اطلاعات متغیرها، جمعیت هر استان به‌عنوان وزن آن متغیر در نظر گرفته شده است. برای محاسبه میانگین وزنی اطلاعات متغیرها، در هر استان، مراحل زیر طی شده است: ابتدا مقادیر جمعیت استان‌های هدف را با یکدیگر جمع و سپس جمعیت هر استان را بر مقدار جمعیت کل تقسیم، و وزن هر یک از متغیرهای فوق را در استان هدف محاسبه نموده‌ایم. سپس مقدار هر متغیر در وزن آن ضرب و در نهایت، مقادیر این مرحله را با یکدیگر جمع و به‌عنوان مقادیر نهایی گزارش شده است.

77/66 درصد بالاترین نرخ نابرابری چندبعدی و اصفهان با 60/85 درصد کمترین نرخ نابرابری چندبعدی را در میان استان‌های کشور به خود اختصاص داده‌اند.

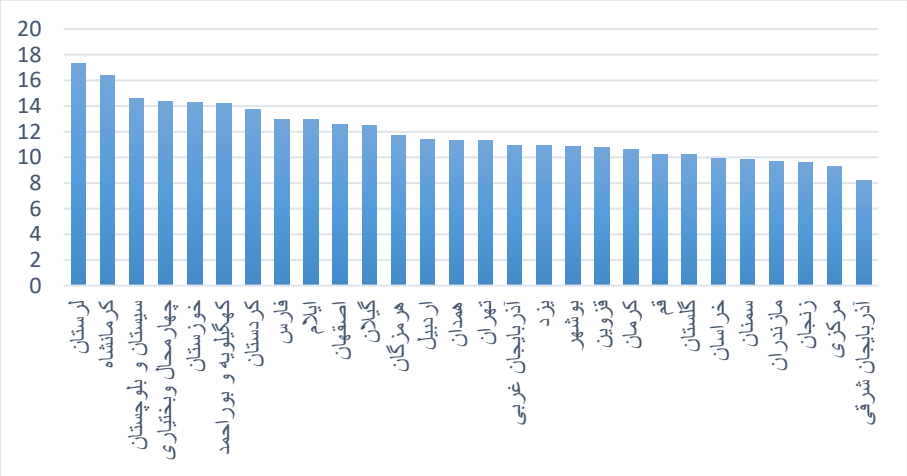


نمودار 1: متوسط ضریب جینی چندبعدی استان‌ها در دوره زمانی 1400-1379 (درصد)

Figure 1: Average multidimentional Gini coefficients of Provinces during 2000-2021 (Percent)

مأخذ: محاسبات محقق (1400-1379)

میانگین نرخ بیکاری در دوره زمانی 1400-1379 در نمودار (2) نشان می‌دهد که استان‌های لرستان، کرمانشاه، سیستان و بلوچستان، به‌ترتیب، با 17/319، 16/31 و 14/557 درصد، بیشترین نرخ بیکاری و استان‌های آذربایجان‌شرقی، مرکزی و زنجان، با 8/024، 9/305 و 9/576 درصد، کمترین میزان نرخ بیکاری را در میان استان‌های کشور به خود اختصاص داده‌اند. همچنین می‌توان بیان نمود که به استثنای استان‌های لرستان، کرمانشاه، سیستان و بلوچستان، چهارمحال و بختیاری، خوزستان، کهگیلویه و بویراحمد، کردستان، فارس، ایلام، اصفهان و گیلان، سایر استان‌های کشور، نرخ بیکاری کمتر از میانگین کشوری را تجربه نموده‌اند. بر این اساس، آمارها نشان می‌دهند که نرخ بیکاری در استان‌های مختلف ایران طی سال‌های 1379 تا 1400، همگن نبوده است. غالباً در استان‌های غرب و جنوب غرب کشور، نرخ بیکاری بالاتر می‌باشد و در شمال و مرکز کشور از جمله استان‌های سمنان، یزد، خراسان و قم، نرخ بیکاری پایین‌تر می‌باشد.

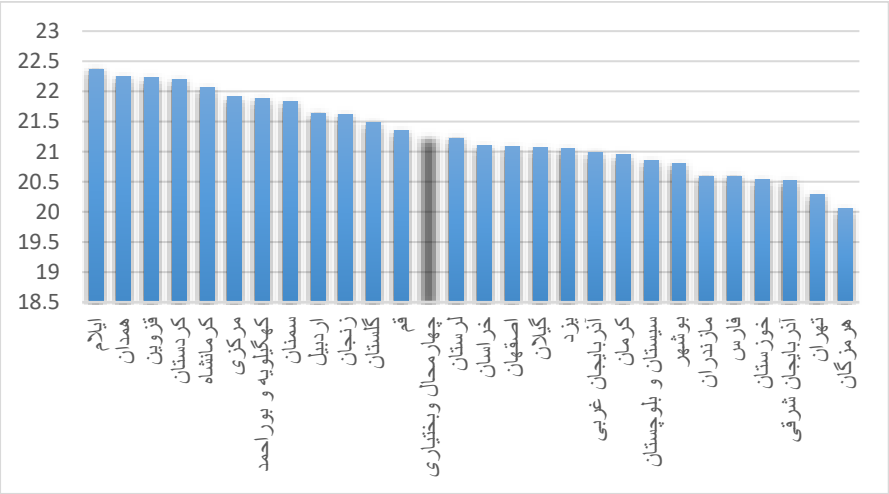


نمودار 2: متوسط بیکاری در دوره زمانی 1400-1379 (در صد)

Figure 2: Average unemployment of Provinces during 2000-2021 (Percent)

منبع: سالنامه‌های مرکز آمار ایران، سال‌های 1400-1379

میانگین نرخ تورم در دوره زمانی 1400-1379 در نمودار (3)، نشان می‌دهد که استان‌های ایلام و همدان، به‌ترتیب، با 22/37 و 22/24 درصد، بیشترین نرخ تورم و استان‌های هرمزگان، تهران و آذربایجان شرقی، با 20/058، 20/294 و 20/516 درصد، کمترین میزان نرخ تورم را در میان استان‌های کشور به خود اختصاص داده‌اند. همچنین به‌استثنای استان‌های هرمزگان، تهران، آذربایجان‌شرقی، خوزستان، فارس، مازندران و سیستان و بلوچستان، سایر استان‌های کشور، نرخ تورم بیش از میانگین کشوری را تجربه نموده‌اند. بر این اساس، نرخ تورم در استان‌های مختلف ایران، همگن نیست. ناهمگنی تورم در استان‌های ایران، می‌تواند به بروز مشکلاتی مانند نابرابری اقتصادی، افزایش فقر و تشدید مهاجرت از مناطق با نرخ تورم بالا به مناطق با نرخ تورم پایین، منجر شود.



نمودار 3: متوسط تورم در دوره زمانی 1400-1379 (در صد)

Figure 3: Average inflation of Provinces during 2000-2021 (Percent)

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، 1400-1379

4. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

4-1. بررسی مانایی متغیرها

برای بررسی مانایی متغیرها، از آزمون‌های لوین، لین و چو[1]، دیکی فولر تعمیم یافته[2] و فیلیپس پرون[3] استفاده شده است. این سه آزمون، از مهترین آزمون‌های مانایی در داده‌های پانل می‌باشند. در تمامی آزمون‌های فوق، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد می‌باشد.

جدول 2: نتایج آزمون‌های مانایی داده‌های پانل در سطح

Table 2: Stasionary hypothesis testing of Panel data at level

متغیر	علائم اختصاری	آماره آزمون	نتیجه آزمون
Levin, Lin & Chu			
نابرابری چندبعدی	MGI	-4/7445 (0/000)	I (0)
تورم	Inf	-10/3524(0/000)	I (0)
بیکاری	Unem	-6/9117(0/000)	I (0)
سرانه مخارج واقعی دولت	PGE	-19/6626(0/000)	I (0)
سرانه تسهیلات پرداختی واقعی	PFinance	-6/4976(0/000)	I (0)
ADF-fisher Chi Square			

1. Levin, Lin & Chu
2. ADF-fisher Chi square
3. PP-fisher Chi square

متغیر	علائم اختصاری	آماره آزمون	نتیجه آزمون
نابرابری چندبعدی	MGI	262/6269(0/000)	I (0)
تورم	Inf	191/9550(0/000)	I (0)
بیکاری	Unem	166/0306(0/000)	I (0)
سرانه مخارج واقعی دولت	PGE	140/6920(0/000)	I (0)
سرانه تسهیلات پرداختی واقعی	PFinance	128/3207(0/000)	I (0)
PP-fisher Chi Square			
نابرابری چندبعدی	MGI	262/6269(0/000)	I (0)
تورم	Inf	191/9550(0/000)	I (0)
بیکاری	Unem	166/0306(0/000)	I (0)
سرانه مخارج واقعی دولت	PGE	140/6920(0/000)	I (0)
سرانه تسهیلات پرداختی واقعی	PFinance	128/3207(0/000)	I (0)

مأخذ: خروجی نرم افزار STAT 17 برمبنای داده‌های تحقیق

مطابق نتایج جدول (2)، براساس آزمون‌های لوین، لین و چو، فیلیپس پرون و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، تمامی متغیرها در سطح معناداری 5 درصد مانا می‌باشند. بنابراین، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت و متغیرها در سطح مانا می‌باشند.

4-2. آزمون تشخیص خود همبستگی فضایی

با توجه به اینکه داده‌ها از نوع منطقه‌ای می‌باشند، پیش از برآورد مدل، ابتدا باید وجود یا عدم وجود همبستگی فضایی بین متغیرها، مورد بررسی قرار گیرد. آزمون‌های متفاوتی برای بررسی همبستگی فضایی وجود دارد که شامل آزمون‌های آی موران، آنسلین و جی سی می‌باشد. نتایج آزمون‌های خود همبستگی فضایی در جدول (3) گزارش شده است.

جدول 3: نتایج آزمون خودهمبستگی فضایی

Table 3: Results of the spatial autocorrelation test

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال
آزمون آی موران (I Moran)	0/3049	0/0000
آزمون LM وجود وقفه فضایی (Anselin)	448/2856	0/0000
آزمون LM وجود خطای فضایی (GC)	0/6567	0/000

مأخذ: خروجی نرم افزار STAT 17 برمبنای داده‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های وجود وابستگی فضایی نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی فضایی بین اجزای خطای مدل در سطح معناداری 5 درصد، رد و وجود وابستگی فضایی بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. بر مبنای نتایج آزمون‌های تشخیصی وابستگی فضایی، ضروری است که مدل‌سازی شاخص نابرابری چندبعدی در میان استان‌های کشور، با توجه به بعد مکان صورت گیرد.

4-3. بررسی آزمون F لیمر

پس از انجام آزمون مانایی و قبل از برآورد مدل به روش داده‌های ترکیبی، به منظور اطمینان از انتخاب بین روش داده‌های ترکیبی (panle) و داده‌های تلفیقی (pool)، ابتدا مدل به روش اثر ثابت برآورد و سپس جهت بررسی وجود ناهمسانی در بین مقاطع، از آزمون F لیمر استفاده خواهد شد.

جدول 4: نتایج آزمون F لیمر

Table 4: Results of the F-Limerick test

آزمون	آماره والد (χ^2)	احتمالTabel 4
F لیمر	159/50	0/000

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 برمبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

نتایج جدول (4) ،نشان‌دهنده مناسب بودن روش پانل دیتا در برآورد مدل است. به عبارت دیگر، با توجه به اینکه میزان آماره F محاسبه شده از آماره F جدول بزرگ‌تر است، بنابراین، فرضیهٔ صفر آزمون، مبنی بر استفاده از روش داده‌های تلفیقی را نمی‌توان پذیرفت و باید روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی را در مدل لحاظ کرد.

4-4. آزمون هاسمن فضایی

برای انتخاب روش برآوردی میان اثرات ثابت و تصادفی در رویکرد داده‌های ترکیبی فضایی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. آزمون هاسمن در حقیقت، آزمون ناهمبسته بودن اثرات انفرادی و متغیرهای توضیحی است که بر طبق آن، ضرایب برآوردهای اثرات ثابت و تصادفی با هم مقاسیه می‌شوند.

جدول 5: نتایج آزمون آزمون هاسمن فضایی

Table 5: Results of the spatial Hausman test

نوع آزمون	آماره کای دو (χ^2)	احتمال
هاسمن	10/02	0/0067

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 برمبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

مقدار آماره محاسباتی در جدول (5)، حاکی از آن است که فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی در سطح معناداری 5 درصد را نمی‌توان پذیرفت. با توجه به مقایسه مدل‌های برازش شده

در سه حالت اثرات ثابت زمانی، اثرات مکانی و اثرات دو جانبه مدل با اثرات ثابت زمانی دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالاتر می‌باشد. بنابراین، مدل در حالت اثرات ثابت زمانی، برآورد می‌شود.

5-4. مقایسه و انتخاب مدل

با توجه به اهمیت نوع وابستگی فضایی، برای برآورد الگوی اقتصاد سنجی مناسب، لازم است برآورد الگو براساس معناداری اثر وقفه فضایی، خطای فضایی و دوربین فضایی صورت گیرد. بر این اساس، آزمون والد بین مدل‌های وقفه فضایی و دوربین فضایی و همچنین بین مدل خطای فضایی و دوربین فضایی انجام شده است. فرضیه صفر آزمون والد، بین مدل‌های وقفه فضایی و دوربین فضایی، صفر بودن تمامی ضرایب متغیرهای همسایه است و فرضیه صفر بین مدل خطایی فضایی و دوربین فضایی، مدل خطای فضایی است. یعنی در مدل، تنها وقفه فضایی، جملات اخلال همسایگان لحاظ می‌شود. نتایج آزمون تشخیص مدل فضایی در جدول (6) ارائه شده است.

جدول 6: نتایج آزمون تشخیصی بین مدل وقفه فضایی، خطای فضایی و دوربین فضایی
Table 6: Results of identification test between spatial laged model, spatial error and spatial Durbin

آزمون	آماره آزمون (χ^2)	احتمال
Wald for Spatial Lag	0/0701	0/9994
Wald for Spatial Error	37/5528	0/000
Wald for Spatial Durbin	15/0291	0/0586

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 برمبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

در جدول (6)، نتایج آزمون تشخیص بهترین مدل با استفاده از آزمون والد بررسی شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند، روش وقفه فضایی (SAR) برای ارزیابی مدل مناسب می‌باشد. بنابراین، الگوی فضایی با استفاده از مدل SAR برآورد می‌شود. این مدل، تغییرات متغیر وابسته را به‌صورت یک ترکیب خطی از استان‌های مجاور توضیح می‌دهد و آنچه در استان‌های مجاور اتفاق می‌افتد را با اهمیت تلقی می‌کند. مدل خودرگرسیون فضایی شامل متغیر وابسته فضایی به فرم زیر است.

$$MGI_{it} = \rho WMGI_{it} + \beta_1 \inf_{it} + \beta_2 unem_{it} + \beta_3 PFinanc_{it} + \beta_4 PGE_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$t = 1,2,3,...,T \ , \ i = 1,2,3,...,N \ , \ \mu = (\mu_1, \mu_2, ...\mu_n)^T$$

در این معادله MGI_{it}: ضریب جیی چندبعدی استانی، Inf_{it}: نرخ تورم استانی (درصد)، $Unem_{it}$: نرخ بیکاری استانی (درصد)، PGE_{it} : سرانه مخارج واقعی دولت استانی (میلیون ریال به هزار نفر)، $PFinanc_{it}$:سرانه تسهیلات واقعی پرداختی استانی (میلیون ریال به هزار نفر)، β ، ρ

پارامترهای برآوردی و ε_{it}، جمله اخلال با توزیع $i.i.d$، W: ماتریس وزنی فضـــایی با عناصـــر غیر منفی است.

4-6. برآورد مدل فضایی SAR

از آنجا که روش استفاده شده در این پژوهش اقتصادسنجی فضایی است. رویکردی فضایی که برای برآورد رگرسیون به کار می‌رود منطبق بر الهورست (2014) می‌باشد. بر اساس آزمون‌های F لیمر و هاسمن مشخص گردید که مدل برآوردی از روش اثرات ثابت تعبیت می‌نماید. لذا از آنجا که در اقتصادسنجی فضایی به روش اثرات ثابت، $\sum_i \alpha_i = 0$ و اثرات ویژه در ضریب β قابل شناسایی می‌باشد به دلیل مشکل پارامترهای تصادفی امکان برآورد سازگار اثرات ویژه ثابت هنگامی که $N \to \infty$ وجود ندارد. از اینرو برآورد مدل با استفاده عرض از مبدأ امکان‌پذیر نمی‌باشد. (انسلین و همکاران، 2008) بر این اساس مدل بدون عرض ار مبدا برآورد شده است. نتایج برآورد مدل وفقه فضایی در جدول (8) ارائه شده است.

جدول 7: برآورد مدل خودرگرسیون فضایی(SAR)

Table 7: Estimation of spatial autoregression(SAR) model

متغیر	ضریب	انحراف استاندار	آماره Z	احتمال
تورم	0/00759	0/00050	15/29	0/000
بیکاری	0/03071	0/00122	25/10	0/000
سرانه مخارج واقعی دولت	0/1835	0/07908	2/32	0/020
سرانه تسهیلات پرداختی واقعی	0/05410	0/01188	4/55	0/000
ρ	0/00437	0/00072	6/05	0/000
آزمون‌های ارزیابی مدل		آماره آزمون		
F-Test		1746/66 (0/000)		
Log likelihood		193/6389		
R^2		0/9192		

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 برمبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

نتایج برآورد مدل، با استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی داده‌های پانل به روش اثر ثابت، در جدول (7)، نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای مورد مطالعه، اثر مثبت و معناداری بر نابرابری چندبعدی در استان‌ها دارند. به عبارت دیگر، درصورت ثابت بودن سایر عوامل، اگر تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه تسهیلات واقعی پرداختی، یک واحد افزایش یابد، نابرابری چندبعدی استان‌ها، به‌ترتیب، به‌صورت میانگین 0/00759، 0/03071، 0/1835 و 0/05410 افزایش خواهد یافت. به

منظور بررسی دقیق‌تر اثرات فضایی در استان‌های کشور، اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل در جدول (7) ارائه شده است.

ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته، مثبت و معنادار می‌باشد. به واقع، با افزایش یک واحد در میانگین ضریب جینی چندبعدی استان‌های کشور، نابرابری یک استان را 0/00437واحد افزایش می‌دهد که بر وابستگی داده‌های نابرابری چندبعدی در استان‌ها تأکید دارد. بر این اساس، مجاورت استان‌ها منجر به تشدید توزیع درآمد می‌شود. بنا بر این، وقتی توزیع درآمد در یک استان بد می‌شود، ممکن است افراد برای بهبود وضعیت رفاهی ،به استان‌های دیگر به‌ویژه استان‌های مجاور مهاجرت نمایند، این موضوع، سبب افزایش جمعیت در استان همجوار خواهد شد که به‌دلیل محدودیت منابع و امکانات لازم در استان‌های مجاور، این موضوع سبب خواهد شد که توزیع درآمد در استان‌های مجاور نیز بدتر شود و نابرابری در استان‌های دیگر نیز افزایش یابد.

به منظور بررسی دقیق‌تر اثرات فضایی در استان‌های کشور، اثرات مستقیم، اثرات غیرمستقیم و اثرات کل برآورد شده است. اثرات مستقیم هر متغیر بر نابرابری، بیانگر این موضوع است که اگر متغیر در استان مورد نظر تغییر کند، به‌طور میانگین، چه تأثیری بر نابرابری استان مورد نظر خواهد داشت. اثر غیرمستقیم هر متغیر مستقل بر نابرابری نیز نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان مورد نظر تغییر کند، به‌طور میانگین، چه تأثیری بر شاخص نابرابری در سایر استان‌ها خواهد داشت که به معنای سرریز فضایی آن متغیر بر نابرابری سایر استان‌ها است. اثر کل هر متغیر نیز میانگین تغییرات متغیر وابسته را بر اثر تغییر، متغیر مستقل نشان می‌دهد. نتایج برآوردی در جدول (8) ارائه شده است:

جدول 8: نتایج برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم زمان-ثابت فضایی

Tabel 8: Estimation results of direct and indirect spatial time period-fixed effects

متغیر	اثرات مستقیم	اثرات غیرمستقیم	اثرات کل
نرخ تورم	0/0068 (0/000)	0/0007 (0/135)	(0/000) 0/0076
نرخ بیکاری	0/0276 (0/000)	0/0030 (0/014)	(0/000) 0/0307
سرانه مخارج واقعی دولت	0/0487 (0/037)	0/0053 (0/820)	(0/021) 0/0540
سرانه تسهیلات پرداختی واقعی	0/01652 (0/000)	(0/656) 0/00180	(0/000) 0/1831

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 برمبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

نتایج جدول (8)، نشان می‌دهد که تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه تسهیلات واقعی پرداختی، آثار مثبت، هم به‌صورت مستقیم و هم، به‌صورت غیرمستقیم بر نابرابری چندبعدی

در هر استان برجای گذاشته است. به واقع، با افزایش هر یک از متغیرهای فوق در استان‌ها، میزان نابرابری چندبعدی در استان‌های مجاور افزایش خواهد یافت و موجب بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد در استان‌های همسایه می‌شود. بر این اساس، وجود نابرابری در یک استان از طریق اثرات سرریزها، می‌تواند پیامد خارجی منفی برای استان‌های همسایه ایجاد نماید. همچنین برای همه متغیرهای مستقل اثر مستقیم از اثر غیرمستقیم بزرگ‌تر می‌باشند که نشان می‌دهد که افزایش هر کدام از متغیرهای مورد بررسی در هر استان، ابتدا باعث افزایش نابرابری و بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد در همان استان می‌شود و سپس، اثرات افزایش متغیرها در سایر استان‌ها نیز از طریق اثرات سرریز بر نابرابری در استان مربوطه تأثیرگذار است.

5. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش، ابتدا ضریب جینی چندبعدی با استفاده از ریزداده‌های بودجه خانوار برای سال‌های 1379 تا 1400 محاسبه شده است. سپس با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی (SAR)، اثرات تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه تسهیلات واقعی پرداختی بر نابرابری چندبعدی در 28 استان ایران طی دوره زمانی فوق، برآورد شده است. با عنایت به نتایج مطالعه، هر چهار متغیر بیکاری، تورم، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه تسهیلات واقعی پرداختی، اثر مثبت و معنی‌دار بر ضریب جینی چندبعدی دارند و باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شوند. از بین این چهار متغیر، سرانه مخارج واقعی دولت، بیشترین اثر را بر افزایش ضریب جینی چند بعدی دارد. در واقع، این نتایج نشان می‌دهد که مخارج دولت به‌طور مناسب و در جهت افزایش رفاه و بهبود شرایط اقتصادی اختصاص داده نمی‌شود و باعث بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری نمی‌شود.

از سویی، تسهیلات پرداختی به‌دلیل رشد حجم پول، منجر به افزایش نقدینگی در اقتصاد می‌شود و این امر، می‌تواند منجر به افزایش نرخ تورم شود. افزایش نرخ تورم نیز از یک طرف، باعث کاهش قدرت خرید اقشار با درآمد ثابت، و از طرف دیگر، باعث افزایش ارزش دارایی‌های گروه‌های پردرآمد می‌شود. از سوی دیگر، دسترسی به تسهیلات، همیشه عادلانه نیست و ممکن است افراد و گروه‌های خاصی، از مزایای بیشتری برخوردار شوند. درنتیجه، این افراد و گروه‌ها می‌توانند از فرصت‌های بیشتری برای رشد اقتصادی برخوردار شوند و فاصله خود را با سایر افراد و گروه‌ها بیشتر کنند. بنابراین، به نظر می‌رسد که سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش رشد حجم پول، به گسترش نابرابری توزیع درآمد منجر می‌شود. سه متغیر سرانه تسهیلات واقعی پرداختی، بیکاری و تورم، در مرتبه‌های بعدی اثرگذاری بر افزایش ضریب جینی هستند.

اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل هر یک از متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته نیز نشان می‌دهد افزایش هریک از متغیرهای فوق، ابتدا در استان مورد نظر، سبب افزایش نابرابری می‌شوند و سپس بر میزان نابرابری در استان همجوار، تأثیرگذار خواهد بود. براساس نتایج حاصله، در بین متغیرهای مورد بررسی، سرانه مخارج واقعی دولت، بیشترین اثر را به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم بر بدتر شدن توزیع درآمد استان‌ها دارد. بنابراین، افزایش سرانه مخارج واقعی دولت در یک استان، باعث بدتر شدن

توزیع درآمد در آن استان می‌شود و افزایش سرانه مخارج واقعی دولت در سایر استان‌ها نیز باعث بدتر شدن توزیع درآمد در استان‌ها، ازطریق اثرات سرریز در استان مورد بحث می‌شود که این مورد غیرکارآمد بودن سرانه مخارج واقعی دولت را نشان می‌دهد. بیکاری، سرانه تسهیلات واقعی پرداختی و تورم نیز در رتبه‌های بعدی از لحاظ اثرات مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد قرار دارند.

با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، پیشنهاد می‌شود که:

- مدیران و سیاست‌گذاران استان‌ها در هنگام تدوین برنامه‌های کاهش نابرابری و حرکت به سمت توسعه پایدار، به تمام ابعاد رفاهی در سبد مصرفی خانوار توجه نمایند.
- درخصوص گسترش تسهیلات بانکی و تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری، ایجاد شرایط برابر در دسترسی به تسهیلات پرداختی برای همه اقشار جامعه، فارغ از موقعیت اقتصادی - اجتماعی و کارآمد کردن تسهیلات پرداختی در چهارچوب مقررات و براساس دیدگاه کارشناسی، ضرورت دارد.
- با توجه به وجود اثرات غیرمستقیم (سرریز) متغیرهای مورد بررسی، لازم است که مسئولان استانی و ملی، در سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌ها، به اثرات متقابل بین استان‌ها توجه ویژه داشته باشند و در کنار دیدگاه ملی به ارتباط بین استان‌ها نیز توجه شود. بر این اساس، توصیه می‌شود که سیاست‌های مؤثر در زمینه بهبود شرایط رفاهی و توزیع درآمد به‌صورت متوازن، در تمام استان‌ها اعمال گردد تا باعث ایجاد تعادل در توزیع درآمد و بهبود شرایط زندگی افراد در سطح کشور شود. این سیاست‌ها می‌توانند شامل ایجاد اشتغال، تسهیل در دسترسی به خدمات بهداشتی و آموزشی، افزایش دسترسی به محصولات اساسی و توسعه زیر ساخت‌های اقتصادی و اجتماعی باشند.
- دولت‌ها می‌توانند با سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌ها، آموزش و پرورش، و حمایت از کارآفرینی، به ایجاد شغل‌های جدید کمک کنند. همچنین دولت‌ها می‌توانند با ایجاد سیاست‌هایی مانند ارائه خدمات اجتماعی، بیمه بیکاری به افراد کم درآمد، آموزش‌های فنی و حرفه‌ای به افراد در یافتن شغل مناسب، کمک کند.

سپاسگزاری: در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران محترم مجله پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) برای بهبود و ارتقاء متن مقاله، قدردانی نمایند.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (50 درصد) و نویسنده دوم (50 درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد

References:

Abounoori, A.A., Muftah, S., & Parhizi Geshti, H. (2009). Analysis of the effect of inflation on income distribution in Iran (comparative analysis of urban and rural areas of Iran). *Financial Economy (Financial Economics and Development), 13*(5), 77-96. [In Persian]

Abounoori, E., & Roozitalab, A. (2023). Estimation of Multidimension Gini Coefficient in Comparison with the Unidimensional in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*. *58*(1), 1-23. doi: 10.22059/jte.2023.93458. (In Persian)

Abounoori, E., & Khushkar, A. (2007). Analysis of factors affecting economic inequality in Iran using micro data. *Islamic Economy*, *8*(30), 99-122. [In Persian]

Abounoori, Esmaiel and Fayazi Alireza (2019). *Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panel*. translation of Paul, E. (2014). Semnan University, Semnan-Iran. [In Persian]

Alavirad, A., VakiliZarch, M., totonchi, J., & Dehghan Tafti, M. A. (2022). The effect of bank facilities and deposits on income inequality in Iranian provinces. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *9*(1), 194-219. doi: 10.22096/esp.2022.136462.1413. [In Persian]

Al-Marhubi, F. A. (2000). Income inequality and inflation: the cross-country evidence, Contemporary Economic Policy, 18(4), 428-439.

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models* (Vol. 4). Springer Science & Business Media.

Armanmehr, M., & farahmandmanesh, A. (2018). Investigating the effect of inflation on income inequality of urban households in Iran Using the Atkinson approach. *Journal Of Economics and Regional Development, 25*(16), 127-152. doi: 10.22067/erd.v25i15.62836. [In Persian]

Atkinson, A. B., & Bourguignon, F. (1982). The comparison of multidimensioned distributions of economic status. *Review of Economic Studies*, 49, 183-201.

Azizi, A., Zare, H., Amini Fard, A., & Khodaparast, J. (2022). Measuring the optimal inflation rate with the aim of minimizing economic inequality: A stochastic dynamic general equilibrium approach. *Financial Economics*, 16(60), 355-380. dio.10.30495/fed.2022.697619 [In Persian]

Babakhani M., & Raghfar H. (2009). Relationship between income inequality and health in Iran during 1976-2006. *J. H. A.*, *12*(37), 9-16. http://jha.iums.ac.ir/article-1-475-fa.html. [In Persian]

Banerjee, A.K. (2010). A multidimensional Gini index. *Mathematical Social Sciences*, *60*(2), 87-93.

Blinder, A. S., &. Esaki, H. Y. (1978). Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States. *Review of Economics and Statistics*, 60, 604-9.

Bourguignon, F. (1999). *Comment on Multidimensioned Approaches To Welfare Analysis*. in (E. Maasoumi and J. Silber, eds.), Handbook of Income Inequality Measurement, London: Kluwer Academic.

Brunori, P., & Neidhöfer, G. (2021). The evolution of inequality of opportunity in Germany: A machine learning approach. *Review of Income and Wealth*, *67*(4), 900-927.

Bui, T. K. T., & Erreygers, G. (2020). Multidimensional inequality in Vietnam, 2002-2012. *Economies*, *8*(2), 29-38.

Bukodi, E., Eibl, F., Buchholz, S., Marzadro, S., Minello, A., Wahler, S. , ... & Schizzerotto, A. (2018). Linking the macro to the micro: A multidimensional approach to educational inequalities in four European countries, *European Societies*, *20*(1), 26-64.

Cardoso, E., & Urani, A. (1995). *Inflation and Unemployment as Determinants of inequality in Brazil: The 1980s*. In Reform, recovery, and growth: Latin America and the Middle East University of Chicago Press, 151-176.

Decancq, K. (2017). Measuring multidimensional inequality in the OECD member countries with a distribution-sensitive better life index. *Social Indicators Research*, *131*(3), 1057-1086.

Decancq, K., & Lugo, M. A. (2009). Measuring well being inequality with a multidimensional Gini index. *Working Papers* 124, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality.

Domhari, M., & Hashemi, F. (2015). Analysis of regional inequality in Iran. *International Conference of Management Elites*, Tehran, June 2016, Shahid Beheshti University. [In Persian]

Feizi, M., Beiranvand, M., & Malekosadati, S. (2021). Effect of unemployment, inflation and minimum wage on income inequality in rural areas of Iranian provinces. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *8*(Special Issue), 30-45. Doi.10.30507/jmsp.2020.102779. [In Persian]

Golkhandan, A. (2016). Threshold Effect of Inflation on Income Inequality: Smooth Transition Regression (STR) Model. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, *13*(25), 75-95. [In Persian]

Gorji, E., & Borhanipour, M. (2008). Globalization and income distribution in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *10*(34), 99-124. [In Persian]

Iranian Statistics Center (1402). Statistical data and information, development indicators, provincial indicators of economic status of provinces 2017-2021. [In Persian]

Khodaparast, M., & Davoodi, A. (2014). Public expenditures, poverty and inequality. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *1*(vol 1-no 4), 37-50. [In Persian]

Laidler, D. & M. Parkin. (1975). Inflation: A survey. *Economic Journal*, *12*(2), 741-809.

Lesage, J., & Pace, R. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: Taylor and Francis.

Li, Y., & Wei, Y. D. (2014). Multidimensional inequalities in health care distribution in provincial China: A case study of Henan province. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, *105*(1), 91-106.

Martincus, C. V. (2010). Spatial effects of trade policy: Evidence from Brazil. *Journal of Regional Science*, *50*(2), 541-569.

Monnin, P. (2014). Inflation and income inequality in developed economies. *CEP Working Paper* Series.

Moradizadeh, M., Shirmehenji, M. B., & Nourahmadi, M. J. (2022). The nonlinear effect of inflation on income inequality (Developing-countries study). *Stable Economy Journal*, *2*(4), 29-54. doi: 10.22111/sedj.2022.40958.1170. [In Persian]

Nakamura, SH., & Avner, P. (2021). Spatial distributions of job accessibility, housing rents and poverty: The case of Nairobi. *Journal of Housing Economics*, 51.

Nilsson, T. (2010). Health, wealth and wisdom: Exploring multidimensional inequality in a developing country. *Social indicators research*, *95*(2), 299-323.

Parente, F. (2019). A multidimensional analysis of the EU regional inequalities. *Social Indicators Research*, *143*(3), 1017-1044.

Pinar, M. (2019). Multidimensional well-being and inequality across the European regions with alternative interactions between the well-being dimensions. *Social Indicators Research*, *144*(1), 31-72.

Poppitz, P. (2019). Multidimensional inequality and divergence: The Eurozone crisis in retrospect 420(2). *Oldenburg Discussion Papers in Economics*.

Raghfar H., Safarzadeh E., & Aliakbari Salami F. (2018). The Measurement of the multidimensional inequality index in urban areas of Iran. *QJER*, *18*(1), 127-154. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-21262-fa.html. [In Persian]

Rajan, R. G., & Zingales, L. (2003). The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, *69*(1), 5-50.

Ramsay, M. (1992). *Human Needs and the Market*. Aldershot: Avebury.

Rice, G. R., & Lozada, G. A. (1983). The effects of unemployment and inflation on the income distribution: A regional view. *Atlantic Economic Journal*, 11, 12-21.

Schultz, T. P. (1969). An economic model of family planning and fertility. *Journal of Political Economy*, *77*(2), 153-180.

Seifeepour R, Rezaee M. (2011). An analysis of the effective factors on income distribution in Iran with the emphasis on taxes. *J. Tax Res*., *19*(10), 121-142. http://taxjournal.ir/article-1-100-fa.html. [In Persian]

Sen, A. (1993). Capability and well-being. *The quality of life*, 30, 270-293.

Sen, A. K. (1985). *Commodities and Capabilities*. Amsterdam: North-Holland.

Stewart, F. (1985). *Basic Needs in Developing Countries*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.

Yang, L., Lu, H., & Li, M. (2023). Multidimensional inequality and subjective well-being in China: A generalized ordered Logit model analysis. *Social Indicators Research*, *165*(3), 1021-1052.

zaroki, S., Yousefi barfurushi, A., & Mehri karnami, Y. (2020). The effect of black market premium and asymmetric inflation and unemployment on income inequality in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *7*(1), 117-148. doi: 10.22034/ecoj.2020.9423. [In Persian]

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 269-300

https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13663

Investigating the Effect of Cyclical Fiscal Policy and Fiscal Sustainability on Economic Growth in Iran: State-Space Model with Time-Varying Parameters Approach

Hossein Aghilifar[1], Khosrow Piraei[2], Hashem Zare[3], Mehrzad Ebrahimi[4]

1. PhD Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran; (Corresponding Author), E-mail: H.aghilifar@gmail.com
2. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran; E-mail: Kh.piraei@gmail.com
3. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran; E-mail: Hashem.zare@gmail.com
4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran; E-mail: mhrzad@yahoo.com

Abstract

In this study, with the aim of evaluating pro-cyclical fiscal policy and fiscal sustainability in Iran, examining the effect of pro-cyclical fiscal policy and fiscal sustainability on economic growth in Iran, and examining the interaction between pro-cyclical fiscal policy and fiscal sustainability in Iran, and using annual data of the Iranian economy in the period 1349 to 1400, state-space models with time-varying parameters, autoregression with distributed lags, and the Kalman filter method are used. The findings of this study show that: First, the Iranian government has adopted pro-cyclical behavior during the period under study by increasing spending during boom periods and reducing it during recession periods, and this approach has exacerbated economic fluctuations and increased the vulnerability of the Iranian economy to exogenous shocks; Second, Iran's fiscal policy during the aforementioned period faced challenges in terms of fiscal sustainability, meaning that the government did not increase its budget surplus sufficiently in response to the increase in debt, which led to excessive growth in government debt and increased fiscal risks; third, pro-cyclical fiscal policy behavior and fiscal unsustainability in Iran have a negative and significant effect on economic growth; fourth, fiscal unsustainability in Iran increases pro-cyclical fiscal policy behavior and exacerbates business cycle fluctuations, and pro-cyclical fiscal policy behavior in Iran also weakens fiscal sustainability.

Article information

Review History:

Received: May. 13, 2024

Revised: May. 24, 2024

Accepted: June.01, 2024

Keywords:

Fiscal Sustainability
Economic Growth
Cyclical Fiscal Policy State-Space Model

JEL Classification:

E63, O40, E60, C32

Corresponding Author:

H.aghilifar@gmail.com

Aim and Introduction

After the global economic recession in 2008-2009, the discussion about countercyclical and procyclical fiscal policies and their effects on the economy began. Countercyclical fiscal policy is applied to reduce economic fluctuations by adjusting government spending and taxes against the business cycle. The aim of this policy is to stabilize the economy and flatten its fluctuations. On the contrary, procyclical fiscal policy strengthens economic fluctuations in the direction of business cycles. On the other hand, fiscal sustainability refers to the government's ability to maintain expenditures, income and public debt at a certain level in the long term without jeopardizing economic stability or facing a fiscal crisis. A sustainable fiscal policy ensures that the government's debt in the long run is at a level proportional to the size of the economy. The main questions of this research are as follows:

- Is Iran's fiscal policy countercyclical or procyclical?
- Is Iran's fiscal policy sustainable?
- What is the effect of cyclical fiscal policy and fiscal sustainability on the Iranian economic growth?
- How is the mutual relationship between fiscal sustainability and cyclical fiscal policy in Iran?

Methodology

The evaluation of fiscal policy cyclicality and fiscal sustainability and their determinants have been previously researched. However, the effect of cyclical fiscal policy and fiscal sustainability on economic growth and their mutual relationship has not been covered. This research, has utilized Iran's 1970-2021 annual data and a state-space model with time-varying parameters and an autoregressive distributed lags model as well as Kalman filter method. Moreover, to evaluate Iran's cyclical fiscal policy and fiscal sustainability, the effect of cyclical fiscal policy and fiscal sustainability on economic growth have been investigated. The research also deals with the mutual effect between cyclical fiscal policy and fiscal sustainability in Iran.

Findings

In this research, in order to evaluate the cyclical behavior of Iran's fiscal policy and obtaining the index, a state-space model with time-varying parameters, is estimated in which the real GDP logarithm coefficient varies over time. Then, in order to assess Iran's fiscal sustainability and obtaining the index, a state-space model with time-varying parameters is estimated. Finally, an autoregressive distributed lags model is utilized to estimate the effect of cyclical fiscal policy index and fiscal sustainability index on economic growth, as well as estimating the mutual effect between cyclical fiscal policy index and fiscal sustainability index.

Discussion and Conclusion

The findings of this research show: First, Iran's cyclical fiscal policy index estimated in all years is positive and has not recorded a negative number in any

year, which means that the fiscal policy implemented in Iran during the period 1970-2021, was procyclical. In other words, the fiscal policy implemented in Iran has increased the range of fluctuations of cycles and for this reason, it has made the Iranian economy vulnerable to the economic shocks. Second, the estimated Iran's fiscal sustainability index is negative in most years so that the average fiscal sustainability index in the entire period is -0.068. This indicates the unsustainability of Iran's fiscal policy in the period 1970-2021. The trend of the smoothed changes of the time-varying parameter related to the fiscal sustainability index is also downward, which means that Iran's fiscal sustainability has been weakening over time and has moved in the direction of unsustainability. Third, Iran's cyclical fiscal policy index has had a negative effect on economic growth. In other words, procyclical behavior of Iran's fiscal policy has slowed down the economic growth rate. Fourth, Iran's fiscal sustainability index has a negative and significant effect on economic growth. Based on the estimated fiscal sustainability index, unsustainability is evident within Iran's fiscal policy. Therefore, unsustainability of Iran's fiscal policy has weakened economic growth. Fifth, Iran's fiscal unsustainability has increased the procyclical behavior of fiscal policy and as a result, exacerbated the fluctuations of economic cycles. Sixth, the increasing Iran's cyclical fiscal policy index reduces the reaction of the primary balance to the government debt. In other words, the increase in the procyclical behavior of the fiscal policy weakens Iran's fiscal sustainability.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۲۶۹ تا ۳۰۰
https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13663

بررسی اثر سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت مدل حالت-فضا با پارامتر متغیر در زمان

حسین عقیلی فر[۱]، خسرو پیرایی[۲]، هاشم زارع[۳]، مهرزاد ابراهیمی[۴]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران (نویسنده مسئول) H.aghilifar@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران Kh.piraei@gmail.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران Hashem.zare@gmail.com
۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران mhrzad@yahoo.com

چکیده

*در این پژوهش، با هدف ارزیابی سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی در ایران، بررسی اثر سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی بر رشد اقتصادی در ایران و بررسی اثر متقابل بین سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی در ایران و با استفاده از داده‌های سالانه اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۴۰۰، از مدل‌های حالت-فضا با پارامتر متغیر در زمان و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شده و روش کالمن فیلتر استفاده می‌شود. یافته-های این پژوهش، نشان می‌دهد: اول، دولت ایران در طول دوره مورد بررسی، با افزایش مخارج در دوره رونق و کاهش آن در دوره رکود، رفتاری موافق چرخه را اتخاذ کرده، و این رویکرد، موجب تشدید نوسانات اقتصادی و افزایش آسیب‌پذیری اقتصاد ایران در برابر شوک‌های برونزا شده است؛ دوم، سیاست مالی ایران در دوره مذکور، از نظر پایداری مالی با چالش مواجه بوده، به‌این‌معنی که دولت در واکنش به افزایش بدهی، مازاد بودجه خود را به‌میزان کافی افزایش نداده، که این امر، منجر به رشد بی‌رویه بدهی دولت و افزایش مخاطرات مالی شده است؛ سوم، رفتار موافق‌چرخه سیاست مالی و ناپایداری مالی در ایران، اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند؛ چهارم، ناپایداری مالی در ایران، رفتار موافق‌چرخه سیاست مالی را افزایش داده و نوسانات چرخه‌های اقتصادی را تشدید می‌نمای*د و رفتار موافق چرخه سیاست مالی در ایران نیز، پایداری مالی را تضعیف می‌کند.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۴
بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۰۴
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۲

کلمات کلیدی:
پایداری مالی، رشد اقتصادی، سیاست مالی چرخه‌ای، مدل حالت-فضا

طبقه‌بندی JEL:
C32 ،E60 ،O40 ،E63

نویسنده مسئول:
H.aghilifar@gmail.com

۱. مقدمه

از زمان رکود اقتصاد جهان در سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۸ که دولت‌ها اقدام به توزیع بسته‌های محرک مالی کردند، بحث پیرامون سیاست‌های مالی مخالف چرخه و موافق چرخه و مفید بودن یا نبودن آنها آغاز گردید (آلداما و کریل[۱]، ۲۰۲۲). سیاست مالی مخالف چرخه، به استراتژی دولت برای کاهش نوسان‌های اقتصادی از طریق تنظیم مخارج و مالیات اشاره دارد. در طی رکود اقتصادی، دولت مخارج خود را افزایش می‌دهد یا مالیات را کاهش می‌دهد تا از این طریق، تقاضا و فعالیت‌های اقتصادی را تحریک نماید. در مقابل، در شرایط رونق اقتصادی، دولت به‌منظور کنترل تقاضا و جلوگیری از افزایش تورم، هزینه‌ها را کاهش و مالیات را افزایش می‌دهد (گوئرگیل و همکاران[۲]، ۲۰۱۷) و (دی‌هان و گوتجس[۳]، ۲۰۲۳). هدف از اجرای سیاست مالی مخالف چرخه، تسطیح چرخه‌های اقتصادی و درنتیجه، تثبیت اقتصاد می‌باشد (لارچ و همکاران[۴]، ۲۰۲۱).

از سوی دیگر، سیاست مالی موافق چرخه، به اقدامات دولت که نوسان‌های اقتصادی را در چرخه-های تجاری تقویت می‌کند، اشاره دارد (مک‌مانوس و اوزکان[۵]، ۲۰۱۵). در شرایط رونق اقتصادی، سیاست مالی موافق‌چرخه شامل افزایش مخارج و کاهش مالیات است. در نگاه اول، این اقدام دولت در زمان رونق اقتصادی، مفید به نظر می‌رسد؛ اما، ممکن است موجب تحریک بیش‌ازحد تقاضا و افزایش تورم گردد. در مقابل، در دوره رکود اقتصادی، سیاست مالی موافق چرخه شامل کاهش هزینه‌ها و افزایش مالیات است، اقداماتی که می‌تواند اثرات منفی رکود اقتصادی را تشدید نماید (آلداما و کریل، ۲۰۲۲) و (هایم‌برگر[۶]، ۲۰۲۳).

از نظر احمد و همکاران[۷] (۲۰۲۱)، سیاست مالی موافق چرخه، با برجسته کردن نوسان چرخه‌های تجاری، اثرات نامطلوبی بر ثبات و پایداری اقتصاد دارد. ازسوی‌دیگر، در ادبیات موجود، پایداری مالی نیز به‌گونه‌های مختلف تعریف شده است. پایداری مالی، به توانایی دولت در حفظ مخارج و درآمد و بدهی عمومی در سطحی معین در بلندمدت، بدون در معرض خطر قرار دادن ثبات اقتصادی یا مواجه شدن با بحران مالی اشاره دارد (باستن و همکاران[۸]، ۲۰۱۸). سیاست مالی پایدار، تضمین می‌کند که بدهی دولت در بلندمدت در سطحی متناسب با حجم اقتصاد قرار دارد. به‌عبارت‌دیگر، رشد بی‌رویه بدهی عمومی، نگرانی در مورد پایداری مالی را افزایش می‌دهد (الشیب و همکاران[۹]، ۲۰۲۳).

1. Aldama & Creel (2022)
2. Guerguil et al. (2017)
3. DeHaan & Gootjes (2023)
4. Larch et al. (2021)
5. McManus and Ozkan (2015)
6. Philipp Heimberger (2023)
7. Ahmad et al. (2021)
8. Bostan et al. (2018)
9. Alshaib et al. (2023)

در ایران، در پژوهش‌های زیادی، به بررسی علل و عوامل سیاست‌های مالی مخالف چرخه و موافق چرخه و پایداری مالی پرداخته‌اند؛ اما پیامدهای آنها به‌ویژه بر رشد اقتصادی و همچنین رابطه متقابل بین پایداری مالی و سیاست مالی چرخه‌ای، کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

هدف از پژوهش حاضر، پاسخ به این پرسش‌ها است: اول، آیا سیاست مالی در ایران در جهت مخالف چرخه یا موافق چرخه اجرا شده است؟ دوم، آیا سیاست مالی اجرا شده در ایران پایدار است؟ سوم، اثر سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی بر رشد اقتصادی در ایران چیست؟ چهارم، رابطه متقابل بین پایداری مالی و سیاست مالی چرخه‌ای، چگونه است؟

ساختار این پژوهش در ادامه، عبارت است از: در بخش دوم، مبانی نظری؛ در بخش سوم، مرور ادبیات پژوهش؛ در بخش چهارم، حقایقی درباره سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی در ایران؛ در بخش پنجم، روش‌شناسی پژوهش؛ در بخش ششم، یافته‌های پژوهش؛ و در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی، ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲-۱. سیاست مالی چرخه‌ای

سیاست مالی چرخه‌ای، به دو دسته کلی سیاست مالی مخالف چرخه و سیاست مالی موافق چرخه طبقه‌بندی می‌گردد که در ادامه، به شرح آنها پرداخته می‌شود.

سیاست مالی مخالف چرخه: سیاست مالی مخالف چرخه، با اتخاذ تدابیری هدفمند در دوره‌های رونق و رکود، به‌دنبال ثبات و تعادل در چرخه‌های اقتصادی است. در دوره‌های رونق اقتصادی، تقاضای کل و درنتیجه، تورم افزایش می‌یابد. در این شرایط، سیاست مالی مخالف چرخه با هدف کاهش تقاضای کل و کنترل تورم به‌کار گرفته می‌شود. در مقابل، دوره‌های رکود اقتصادی با کاهش تقاضای کل، افت تولید و افزایش نرخ بیکاری همراه است. در این شرایط، سیاست مالی مخالف چرخه با هدف افزایش تقاضای کل و تحریک رشد اقتصادی به اجرا در می‌آید. (گوئرگیل و همکاران، ۲۰۱۷)، (لارچ و همکاران، ۲۰۲۱) و (دی‌هان و گوتجس، ۲۰۲۳).

سیاست مالی موافق چرخه: سیاست مالی موافق چرخه، به مجموعه‌ای از تصمیمات دولت در حوزه مخارج و درآمدهای مالیاتی اطلاق می‌شود که موجب تقویت روندهای حاکم بر چرخه‌های کسب و کار شده و نوسانات آن را تشدید می‌کند. در طول دوره‌های رونق اقتصادی، سیاست موافق چرخه، افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات‌ها را توصیه می‌نماید. این امر موجب تزریق محرک‌های اضافی به اقتصاد درحال‌رشد شده و می‌تواند به افزایش تورم و شکل‌گیری حباب‌های دارایی منجر شود. در زمان رکودهای اقتصادی، سیاست موافق چرخه، کاهش مخارج و افزایش مالیات را مورد تأکید قرار می‌دهد. این امر، موجب انقباض بیشتر فعالیت‌های اقتصادی شده، شدت رکود را افزایش داده و روند خروج از رکود را با مشکل مواجه می‌سازد (مک‌مانوس و اوزکان، ۲۰۱۵)، (احمد و همکاران، ۲۰۲۱)، (آلداما و کریل، ۲۰۲۲) و (هایم‌برگر، ۲۰۲۳).

۱-۱-۲. اهداف سیاست مالی مخالف چرخه

در پژوهش‌ها، اهداف گوناگونی برای اجرای سیاست مالی مخالف چرخه بیان شده است که در ادامه، به مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود:

ثبات اقتصادی: هدف اساسی سیاست مالی مخالف چرخه، تعدیل نوسانات شدید اقتصادی در دوره‌های رونق و رکود است. این سیاست با تعدیل تقاضا در زمان رونق و رکود، به ثبات در اقتصاد کلان کمک می‌کند (دوسی و همکاران[۱]، ۲۰۱۵).

رشد اقتصادی پایدار: سیاست مالی مخالف چرخه، می‌تواند به‌عنوان ابزاری برای حمایت از رشد اقتصادی پایدار در بلندمدت عمل کند (چوگونوف و همکاران[۲]، ۲۰۲۱).

ایجاد اشتغال (کاهش بیکاری): تحریک تقاضا در دوره‌های رکود از طریق افزایش سرمایه‌گذاری و تولید، به رونق اشتغال و کاهش نرخ بیکاری منجر می‌شود (نوسیکه و اوجوبور[۳]، ۲۰۲۴).

ثبات قیمت‌ها (کنترل تورم): حفظ ثبات قیمت‌ها برای ثبات اقتصادی و رفاه جامعه، از اهمیت بالایی برخوردار است. در زمان رونق، سیاست مالی انقباضی، می‌تواند با کاهش تقاضا و تعدیل فشارهای تورمی، به حفظ ثبات قیمت‌ها کمک کند (بوردو و لوی[۴]، ۲۰۲۱).

ثبات در بازارهای مالی: سیاست مالی مخالف چرخه، می‌تواند با ایجاد اطمینان نسبت به اینکه اقتصاد در مسیر صحیح حرکت می‌کند، به ثبات در بازارهای مالی کمک کند (فاتاس و میهوف[۵]، ۲۰۱۲).

۲-۲. پایداری مالی

پایداری مالی، که با عنوان «پایداری بودجه‌ای»[۶] نیز شناخته می‌شود، مفهومی در اقتصاد بخش عمومی است که به ظرفیت دولت در حفظ یک وضعیت مالی مطمئن و قابل اتکاء در افق بلندمدت اشاره دارد (باستن و همکاران، ۲۰۱۸). صندوق بین‌المللی پول[۷]، مفهوم "پایداری مالی" را به‌عنوان توانایی یک دولت را در تأمین مالی بلندمدت و تعهدات مالی خود بدون ایجاد ناپایداری‌های کلان اقتصادی تعریف می‌کند (کو[۸]، ۲۰۲۰). در واقع، سیاست مالی پایدار، سیاستی است که بدهی دولت را در سطح قابل‌کنترل حفظ کند و ضمن تأمین نیازهای نسل فعلی، توانایی نسل‌های آینده را برای تأمین نیازهای خود به مخاطره نیندازد (بهارومشاه و همکاران[۹]، ۲۰۱۷). با اجرای سیاست‌های مالی پایدار، دولت‌ها می‌توانند اطمینان حاصل کنند که توانایی ایفای تعهدات مالی در بلندمدت بدون

1. Dosi et al. (2015)
2. Chugunov et al. (2021)
3. Nosike & Ojobor (2024)
4. Bordo & Levy (2021)
5. Fatás & Mihov (2012)
6. Budget sustainability
7. IMF
8. Ko (2020)
9. Baharumshah et al. (2017)

ایجاد فشار بیش‌ازحد بر اقتصاد یا به‌خطرانداختن رفاه نسل‌های آینده، را دارند (بلنچارد و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

۱-۲-۲. پیامدهای ناپایداری مالی

ناپایداری مالی، تبعات منفی گسترده‌ای بر ثبات اقتصادی، رفاه اجتماعی و کارکردهای اساسی دولت دارد. در ادامه، به برخی از پیامدهای ناپایداری مالی اشاره می‌شود.

بی‌ثباتی و نوسانات: سطوح بالای بدهی دولت، می‌تواند اعتماد سرمایه‌گذاران را سلب کند و به نوسانات شدید در بازارهای مالی، افزایش نرخ بهره و در نتیجه، کاهش سرمایه‌گذاری و کند شدن رشد اقتصادی منجر شود (یارد[2]، ۲۰۱۹).

افزایش مالیات‌ها: دولت‌ها برای جبران کسری بودجه و تأمین هزینه‌های روبه‌رشد بدهی، ناگزیر به افزایش مالیات‌ها می‌شوند که این امر، قدرت خرید مردم را کاهش می‌دهد و به‌طورکلی، سطح رفاه اجتماعی را تنزل می‌دهد (فورمن و سامرز[3]، ۲۰۱۹).

کاهش خدمات عمومی: به‌دلیل محدودیت‌های بودجه‌ای ناشی از ناپایداری مالی، هزینه‌های مربوط به خدمات حیاتی مانند آموزش، بهداشت و زیرساخت‌ها، ممکن است به‌طور قابل‌توجهی کاهش یابد که پیامدهای منفی گسترده‌ای بر کیفیت زندگی آحاد جامعه خواهد داشت (جومو و چاودوری[4]، ۲۰۲۰).

معضل تورم: چاپ پول برای تأمین مالی بدهی‌ها، می‌تواند به تورم فزاینده و کاهش قدرت خرید، به‌ویژه برای افراد با درآمد ثابت، منجر شود (بوردو و لوی، ۲۰۲۱).

بار سنگین بدهی برای نسل‌های آینده: نسل‌های آینده، ناچار به پرداخت بدهی‌های انباشته شده امروز خواهند بود که این امر، به‌طور قابل‌توجهی، توان مالی و فرصت‌های آنها را در آینده محدود می‌کند (لوساردی و همکاران[5]، ۲۰۲۰).

ناآرامی‌های اقتصادی: ناتوانی دولت در پرداخت بدهی‌ها، می‌تواند به بی‌ثباتی در بازارهای مالی، فرار سرمایه و حتی رکود اقتصادی دامن بزند و پیامدهای وخیمی برای کل اقتصاد کشور به‌همراه داشته باشد (تانویروناچی[6]، ۲۰۲۰).

بی‌ثباتی سیاسی: بحران بدهی دولت، می‌تواند منجر به نارضایتی عمومی، اعتراضات گسترده و حتی ناآرامی‌های سیاسی شود و به‌طورکلی، ثبات و امنیت کشور را به مخاطره اندازد (جنووس و همکاران[7]، ۲۰۱۶).

---

1. Blanchard et al. (2021)
2. Yared (2019)
3. Furman & Summers (2019)
4. Jomo & Chowdhury (2020)
5. Lusardi et al. (2020)
6. Tonveronachi (2020)
7. Genovese et al. (2016)

۲-۲-۲. شاخص‌های پایداری مالی

شاخص‌های پایداری مالی، ابزاری هستند که برای ارزیابی توانایی یک دولت در مدیریت امور مالی و ایفای تعهدات خود در بلندمدت، استفاده می‌شوند. در این بخش، به دو شاخص از متداول‌ترین شاخص‌های پایداری مالی اشاره می‌گردد.

نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی: این شاخص، انعکاس‌دهنده میزان تعهدات مالی دولت به نسبت تولید ناخالص داخلی در یک دوره زمانی مشخص (معمولاً سالانه) است. این نسبت نشان می‌دهد که دولت تا چه حد، قادر به پرداخت تعهدات بدهی خود بدون به خطر انداختن سایر تعهدات مالی یا ثبات اقتصادی است. نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بالا و رو به افزایش، به معنی آن است که دولت با حجم قابل‌توجهی از بدهی در مقایسه با اندازه تولید اقتصاد مواجه است (رینهارت[1] و همکاران، ۲۰۱۵؛ اونیل و نوادیک[2]، ۲۰۲۱؛ آفونسو و همکاران[3]، ۲۰۲۴).

نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی[4]: این نسبت، تراز اصلی بودجه را به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی بیان می‌کند. تراز اصلی بودجه، انعکاسی از مازاد یا کسری بودجه دولت بدون احتساب پرداخت سود بدهی‌های موجود است. نسبت مثبت، نشان‌دهنده مازاد در عملیات اصلی دولت است. این مازاد، بیانگر توانایی دولت در تأمین هزینه‌های جاری و ایفای تعهدات خود بدون نیاز به استقراض جدید است. نسبت منفی، نشان‌دهنده کسری در عملیات اصلی دولت است؛ به این معنی که دولت برای تأمین هزینه‌های خود، مجبور به استقراض است که این امر، منجر به انباشت بدهی و افزایش بار سود آن می‌شود و نگرانی را در مورد پایداری مالی بلندمدت افزایش می‌دهد (فورمن و سامرز، ۲۰۱۹؛ الشیب و همکاران، ۲۰۲۳).

۳. مرور ادبیات پژوهش

در زمینه اثر پایداری مالی و سیاست مالی چرخه‌ای بر رشد اقتصادی، پژوهش‌های خارجی متعددی انجام شده است که در ادامه به برخی از مهم‌ترین آنها اشاره می‌گردد.

کلیس و موسینگر[5] (۲۰۱۶)، در پژوهشی، اثر بلندمدت تثبیت مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[6] را مورد ارزیابی قرار دادند. تثبیت مالی، به مجموعه‌ای از سیاست‌های اقتصادی اطلاق می‌شود که هدف آن، کاهش کسری بودجه و بدهی دولت است. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که شواهد قاطعی در مورد تأثیر بلندمدت تثبیت مالی بر رشد اقتصادی

1. Reinhart et al. (2015)
2. Onyele & Nwadike (2021)
3. Afonso et al. (2024)
4. primary balance to GDP ratio
5. Kleis and Moessinger (2016)
6. OECD

وجود ندارد. در نیمی از موارد مورد مطالعه، تثبیت مالی با رشد اقتصادی مثبت و در نیمی دیگر، با رشد اقتصادی منفی همراه بوده است.

آرستیس و همکاران[1] (۲۰۱۸)، در پژوهشی، با استفاده از تحلیل علیت گرنجر بوت-استرپ[2]، به بررسی تأثیر تثبیت مالی بر رشد اقتصادی و اشتغال در کشورهای پرتغال، ایرلند، ایتالیا، یونان، بریتانیا و اسپانیا در دورهٔ ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد، تثبیت مالی در هیچ‌یک از کشورهای مورد بررسی، منجر به ارتقاء رشد اقتصادی نشده است.

سیانبولا و همکاران[3] (۲۰۲۰)، در پژوهشی، به بررسی تأثیر پایداری سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی در نیجریه پرداختند. برای این منظور، از داده‌های سری زمانی ۳۸ ساله (۲۰۱۸-۱۹۸۱) و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[4] برای برآورد رابطه بین پایداری سیاست‌های مالی و رشد حقیقی تولید ناخالص داخلی استفاده شد. نتایج حاصل از این پژوهش، نشان می‌دهد که پایداری سیاست‌های مالی، تأثیر معنی‌داری بر رشد واقعی تولید ناخالص داخلی در نیجریه دارد.

وودا و همکاران[5] (۲۰۲۲)، در پژوهشی، با استفاده از مدل تصحیح خطا[6] و داده‌های کشورهای عضو اتحادیه اروپا، مربوط به دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹، به بررسی مسائل مربوط به تضمین پایداری مالی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا و شناسایی ابزارهای سیاستی مالی لازم در این زمینه پرداختند. یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد که ارتباط مستقیمی بین رشد اقتصادی و حجم سرمایه‌گذاری خصوصی وجود دارد. سیاست مالی انبساطی در کوتاه‌مدت، به افزایش رشد اقتصادی کمک می‌کند، اما، تأثیر بلندمدت این سیاست‌ها منفی است. همچنین، حفظ انضباط مالی برای تضمین پایداری اقتصادی و رشد بلندمدت ضروری است.

چیبی و همکاران[7] (۲۰۲۲)، در پژوهشی، به بررسی پایداری سیاست‌های مالی در الجزایر با تمرکز بر فضای مالی و محدودیت‌های بدهی عمومی پرداختند. در بخش اول، با استفاده از روش‌های حداقل مربعات تعدیل‌شده[8] و مدل‌های آستانه‌ای[9]، پایداری مالی الجزایر در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج بخش اول، نشان‌دهنده فرسودگی مالی[10] (ناتوانی در کنترل رشد بدهی) و کاهش فضای مالی در الجزایر است. در بخش دوم پژوهش، با استفاده از مدل رگرسیون غیرخطی با

1. Arestis et al. (2018)
2. Boot-strap Granger causality analysis
3. Siyanbola et al. (2020)
4. Generalized Least Square
5. Voda et al. (2022)
6. Error Correction Model
7. Chibi et al. (2022)
8. Modified Least Squares
9. threshold models
10. fiscal fatigue

آستانه نامشخص[1]، رابطه بین بدهی عمومی و رشد اقتصادی در الجزایر مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بخش دوم، نشان می‌دهد نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی پایین‌تر از ۳۲ درصد، می‌تواند منجر به افزایش ۰/۱۳ درصدی رشد اقتصادی در الجزایر شود و نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بالاتر از این آستانه، ۰/۰۶ درصد به رشد اقتصادی آسیب می‌زند.

راجاکارونا و سوآردی[2] (۲۰۲۲)، در پژوهشی، با استفاده از مدل‌های رگرسیون خطی و غیرخطی، رابطه بین پایداری مالی و رشد اقتصادی را در سریلانکا، هند و پاکستان در دوره ۱۹۶۰-۲۰۱۹ مورد ارزیابی قرار دادند. بر اساس نتایج، شواهدی از پایداری مالی در هر سه کشور وجود دارد. مدل مارکوف-سوئیچینگ[3] دو رژیم مالی پایدار و غیرپایدار را شناسایی می‌کند. مدل با پارامتر متغیردرزمان[4]، نشان می‌دهد که واکنش تراز اصلی به بدهی با گذشت زمان تغییر می‌کند. مدل رگرسیون آستانه‌ای[5]، نشان می‌دهد که برای نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بالاتر از حد آستانه ۷۸ درصد در سریلانکا، ۶۷ درصد در هند و ۵۸ درصد در پاکستان، رشد اقتصادی در این کشورها تمایل به کاهش دارد.

استاوسکا و میشینسکا[6] (۲۰۲۲)، در پژوهشی، با استفاده از مدل داده‌های پنلی و داده‌های ۲۸ کشور عضو اتحادیه اروپا، به بررسی تأثیر متغیرهای سیاست پولی و مالی بر رشد اقتصادی اتحادیه اروپا در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ پرداختند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که سیاست پولی و مالی، می‌تواند ابزار کارآمدی برای تحریک رشد اقتصادی در اتحادیه اروپا باشد. به‌طورخاص، کاهش نرخ بهره و افزایش مازاد بودجه، می‌تواند به افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کمک کند.

تانچف و موس[7] (۲۰۲۳)، در پژوهشی، به بررسی تأثیر سیاست مالی بر رشد اقتصادی در ۲۸ کشور اتحادیه اروپا پرداختند. این پژوهش، با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ و به‌کارگیری رگرسیون حداقل مربعات معمولی پنلی[8] و روش برآورد اثر ثابت[9]، به این نتیجه رسید که افزایش مخارج دولتی و درآمد مالیاتی، منجر به افزایش رشد اقتصادی در ۲۸ کشور اتحادیه اروپا می‌شود. تأثیر مخارج دولتی بر رشد اقتصادی، ناهمگن است؛ به‌طوری‌که، برخی از انواع مخارج دولت مانند مخارج مربوط به آموزش، بهداشت و زیرساخت‌ها، اثرات مثبت قوی‌تری نسبت به سایر انواع مخارج دارند. این پژوهش همچنین شواهدی را ارائه می‌دهد که نشان می‌دهد، سطوح بالاتر بدهی عمومی، منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

1. regression kink with an unknown threshold
2. Rajakaruna and Suardi (2022)
3. Markov-switching model
4. Time-varying parameter model
5. threshold regression model
6. Stawska & Miszczyńska (2022)
7. Tanchev & Mose (2023)
8. panel ordinary least squares (POLS)
9. fixed effect estimation method

آناچدو و همکاران[1] (۲۰۲۳)، با استفاده از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی[2] و آزمون علیت گرنجر[3]، به بررسی چگونگی تأثیر سیاست مالی بر رشد اقتصادی در نیجریه طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداختند. یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد که بین درآمد دولت و رشد اقتصادی در نیجریه، رابطه منفی وجود دارد. به عبارت دیگر، افزایش درآمد دولت با کاهش نرخ رشد اقتصادی در این کشور همراه بوده است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که بین ناپایداری سیاست‌های مالی (که با کسری بودجه سنجیده می‌شود) و رشد اقتصادی در نیجریه، رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد؛ به این معنی که افزایش کسری بودجه، مانع از رشد اقتصادی در این کشور شده است.

آفونسو و کوئلهو[4] (۲۰۲۴)، در پژوهشی، به بررسی پایداری مالی عمومی و عوامل تعیین‌کننده آن در ۱۹ کشور عضو یورو در دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ پرداختند. براساس یافته‌های این پژوهش، پایداری مالی در کشورهای حوزه یورو در طول دوره مورد بررسی به طور کلی بهبود یافته است. بین درآمد دولت و مخارج دولت، تراز اصلی بودجه و نسبت بدهی تأخیری به تولید ناخالص داخلی و نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و تراز اصلی تأخیری بودجه، هم‌انباشتگی[5] وجود دارد. افزایش شکاف تولید، قوانین مالی و تراز حساب جاری، منجر به تقویت پایداری مالی می‌شود؛ ولی نرخ تورم و رتبه‌بندی‌های اعتباری، نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد.

در بین پژوهش‌های داخلی نیز، زارعی (۱۳۹۴)، در پژوهشی، با استفاده از روش روش گشتاورهای تعمیم یافته[6]، به بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی در ایران و عوامل تأثیرگذار بر آن در سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۱ پرداخت. یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد که سیاست مالی ایران به‌صورت موافق چرخه اجرا شده، به این معنی که دولت در دوره‌های رونق اقتصادی، مخارج خود را افزایش داده و در دوره‌های رکود، مخارج خود را کاهش داده است.

سیدکاظمی و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهشی، با استفاده از اطلاعات سری زمانی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۲ و مدل تصحیح خطای برداری[7]، به بررسی اثرگذاری سیاست مالی بهینه بر رشد اقتصادی ایران با در نظر گرفتن بهره‌وری متفاوت مخارج جاری و عمرانی در تابع تولید پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اثر مخارج جاری بر رشد اقتصادی، بهینه مثبت و اثر مخارج عمرانی بر آن منفی است. اثر مخارج جاری دولت بر رشد اقتصادی در بلندمدت، معنی‌دار و در کوتاه‌مدت، غیرمعنی‌دار است.

1. Anachedo et al. (2023)
2. Ordinary Least Square
3. Granger Causality test
4. Afonso & Coelho (2024)
5. cointegration
6. GMM
7. Vector error correction model

خدایی و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهشی، با هدف بررسی اثر سیاست‌های مالی دولت بر رشد اقتصادی ایران، از مدل خودرگرسیون برداری عامل-افزوده‌شده[1] و مدل با پارامتر متغیردرزمان و داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۵ استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد که اثر سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی ایران در کل دوره مورد بررسی، مثبت بوده است؛ به‌طوری‌که، افزایش سرمایه‌گذاری ناشی از سیاست‌های مالی، به رشد نرخ تولید ناخالص داخلی کمک می‌کند.

علوی‌باجگانی و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهشی، با هدف بررسی اثرات نامتقارن سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۵، از داده‌های فصلی و رویکرد رگرسیون چندکی[2] استفاده کردند. نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که در سطوح پایین رشد اقتصادی، اثر مخارج مصرفی دولت بر رشد، مثبت است؛ اما در سطوح بالای رشد، اثر مخارج مصرفی دولت بر رشد اقتصادی منفی می‌شود.

زنداور و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهشی، با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۷ و مدل مارکوف-سوئیچینگ، به بررسی اثرگذاری سیاست مالی دولت بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد سیاست مالی در ایران از یک فرایند مارکوف پیروی می‌کند و اتخاذ سیاست‌های مالی مناسب با توجه به شرایط اقتصادی مختلف، می‌تواند نقش مؤثری در ارتقاء رشد اقتصادی ایران ایفا کند.

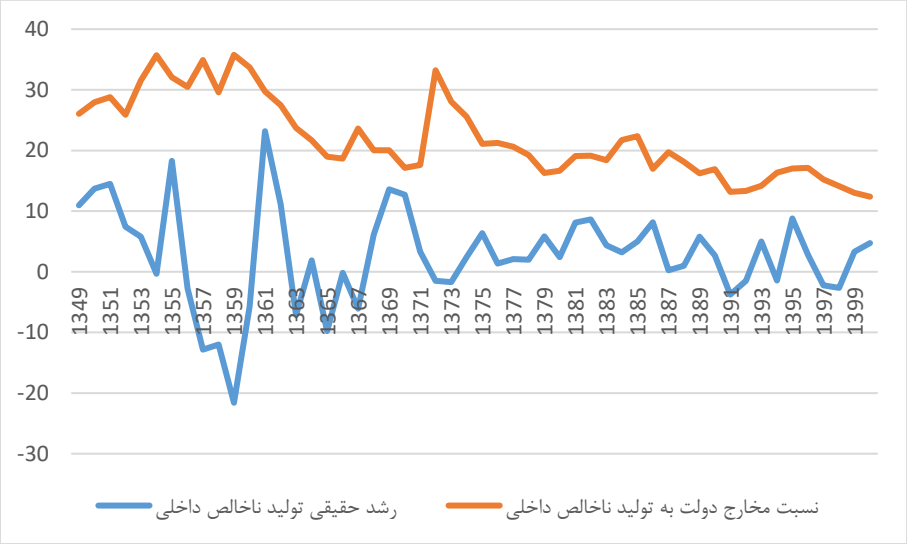
پاکدین و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهشی، با استفاده از مدل رگرسیون برداری آستانه‌ای[3]، به بررسی اثر غیرخطی سیاست‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ با در نظر گرفتن تنش مالی پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، اثر سیاست مالی بر رشد اقتصادی، فارغ از وضعیت تنش مالی، یکسان و از نظر کمی، همواره بیشتر از اثر سیاست پولی است.

۴. حقایقی درباره سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی در ایران

۴-۱. سیاست مالی چرخه‌ای در ایران

شکل ۱، رشد حقیقی تولید ناخالص داخلی را در برابر نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در بیشتر سال‌ها در دوره مورد بررسی، هر دو منحنی رشد حقیقی تولید ناخالص داخلی و نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، تمایل به حرکت در یک جهت را نشان می‌دهند.

1. Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR)
2. Quantile Regression
3. Threshold vector autoregressive



شکل ۱: رشد حقیقی تولید ناخالص داخلی در برابر نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی (درصد)

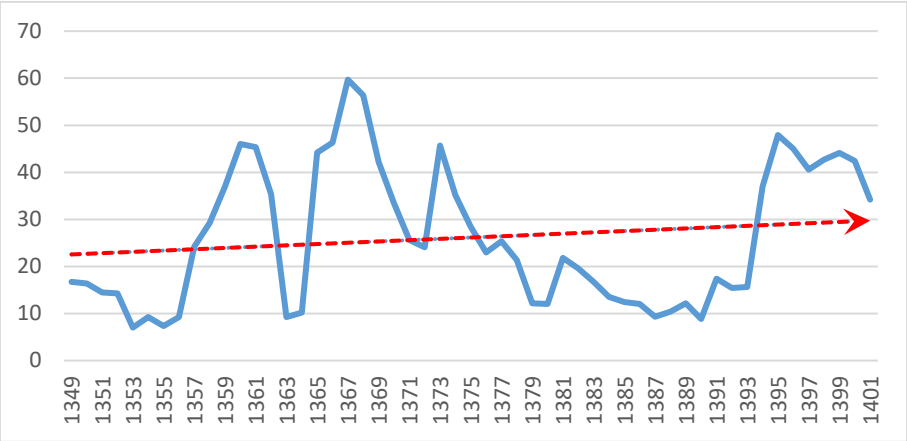
Figure 1: Real GDP growth versus government expenditure to GDP ratio (percentage)

مأخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از آمارهای صندوق بین‌المللی پول

بنابراین، سیاست مالی ایران، تمایلات موافق چرخه را نشان می‌دهد؛ به این معنی که هزینه‌های دولت و کسری بودجه در دوران رونق اقتصادی افزایش، و در دوران رکود کاهش می‌یابد. وابستگی درآمدهای دولت ایران به صادرات نفت، یک عامل مهم این رفتار موافق چرخه است (زارعی، ۱۳۹۴). در ایران، رونق اقتصادی اغلب با قیمت بالاتر نفت همراه است که منجر به افزایش درآمد دولت و امکان هزینه‌کرد بیشتر می‌شود. برعکس، رکودهای اقتصادی اغلب با کاهش قیمت نفت همراه هستند که درآمد دولت را کاهش داده و کاهش هزینه‌ها لازم می‌شود.

۲-۴. پایداری مالی در ایران

شکل ۲ نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، علاوه بر وجود نوسانات قابل‌توجه در منحنی نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، خط روند مربوطه نیز در طول زمان صعودی می‌باشد. به‌ویژه، پس از دوره‌هایی که نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد (با توجه به شکل ۱)، منحنی نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی نیز با جهش‌های ناگهانی روبرو می‌شود. این موضوع نشان‌دهنده اتکای دولت به تأمین مالی از طریق استقراض برای پوشش هزینه‌ها است که در بلندمدت می تواند مخاطره‌آمیز باشد.



شکل ۲: نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (درصد)

Figure 2: Government debt to GDP ratio (percentage)

مأخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از آمارهای صندوق بین‌المللی پول

بنابراین، پایداری بلندمدت سیاست مالی ایران در هاله‌ای از ابهام قرار دارد. وابستگی به درآمد ناپایدار نفت، بودجه‌ریزی را با مشکل مواجه می‌سازد.

۵. روش شناسی پژوهش

۵-۱. برآورد سیاست مالی چرخه‌ای در ایران

به پیروی از عبدالرحمن و رسوسودارمو[1] (۲۰۱۷)، ارزیابی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی، از رابطه بین مخارج دولت و تولید در حالت پایدار[2] آغاز می‌شود:

$$G_t = AGDP_t^{\beta} \quad (۱)$$

که در آن: G_t مخارج حقیقی دولت، GDP_t تولید ناخالص داخلی حقیقی، β یک کشش بلندمدت با مقدار ثابت و A مقداری ثابت است. با گرفتن لگاریتم از طرفین تساوی، معادله به صورت رابطه ۲ بیان می شود:

$$log\, G_t = \alpha + \beta\, log\, GDP_t \quad (۲)$$

که در آن، $\alpha = log\, A$.

در رابطه ۲، رابطه بین لگاریتم مخارج حقیقی دولت و لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی در طول زمان، ثابت و بدون تغییر می‌باشد؛ اما در واقعیت، رابطه بین لگاریتم مخارج حقیقی دولت و لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی در طول زمان ثابت نیست، و به همین دلیل در پژوهش حاضر، به‌پیروی از مک‌مانوس و اوزکان (۲۰۱۵) و جالس و همکاران[3] (۲۰۲۴)، جهت ارزیابی رفتار چرخه‌ای

1. Abdurohman & Resosudarmo (2017)
2 . steady state relationship
3. Jalles et al. (2024)

سیاست مالی و به‌دست‌آوردن شاخص سیاست مالی چرخه‌ای در ایران، مدل حالت-فضا[1] با پارامتر متغیردرزمان که شامل معادلات علامت[2] و حالت[3] (روابط ۳ و ۴) است و در آن ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی در طول زمان متغیر می‌باشد، برآورد می‌گردد:

$$LG_t = \alpha + \beta_t LGDP_t + \varepsilon_t \quad (۳)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \psi_t \quad (۴)$$

که در آن، LG_t، لگاریتم مخارج حقیقی دولت در سال t و $LGDP_t$، لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی در سال t است. ضریب β_t در طول زمان متغیر می‌باشد و $\beta_t > 0$ حاکی از رفتار موافق چرخه مالی است و نشان می‌دهد، با افزایش در تولید ناخالص داخلی در یک سال، مخارج دولت نیز در آن سال افزایش می‌یابد. در مقابل، $\beta_t < 0$ حاکی از سیاست مالی مخالف چرخه مالی است که به‌وسیله آن، دولت چرخه‌ها را خنثی می‌نماید. هیچ همبستگی بین ψ_t و ε_t وجود ندارد و $\varepsilon_t \sim N(0\,,\sigma_\varepsilon{}^2)$ و $\psi_t \sim N(0\,,\sigma_\psi{}^2)$ می‌باشد. برآورد روابط ۳ و ۴ از طریق روش کالمن فیلتر[4] انجام می‌گیرد.

۲-۵. برآورد پایداری مالی در ایران

پایداری مالی را می‌توان با در نظر گرفتن محدودیت بودجه و از طریق بررسی روند، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، مورد ارزیابی قرار داد. سیر تحول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، به پیروی از بوهن[5] (۲۰۰۵ و ۲۰۰۷)، موتوکو[6] (۲۰۱۵) و نگوین و همکاران[7] (۲۰۱۷)، از طریق رابطه ۵ آغاز می‌گردد.

$$d_t = g_t - t_t + (1 + r_t - \theta_t)d_{t-1} = -s_t + (1 + \gamma_t)d_{t-1} \quad (۵)$$

که در آن، d_t، نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، g_t، نسبت مخارج دولت منهای سود پرداختی به تولید ناخالص داخلی، t_t، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، r_t، نرخ بهره حقیقی و θ_t، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، s_t، نسبت تراز بودجه اصلی به تولید ناخالص داخلی و γ_t، نشان‌دهنده نرخ بهره حقیقی منهای نرخ رشد است. رابطه ۶ نشان می‌دهد، در اقتصاد پویایی که در آن نرخ بهره حقیقی بالاتر از نرخ رشد حقیقی است، برای دستیابی به سطح معینی از نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، مقدار مشخصی مازاد اصلی بودجه، مورد نیاز می‌باشد. بعد از حل معادله دیفرانسیل ۵ و گرفتن امید ریاضی از طرفین معادله و نوشتن معادله برای d_t، رابطه ۶ حاصل می‌شود:

1. State-Space
2. signal
3. state
4. Kalman filter
5. Bohn (2005 & 2007)
6. Mutuku (2015)
7. Nguyen et al. (2017)

$$d_t = \frac{1}{(1+\gamma)^n} E_t(d_{t+n}) + \sum_{i=1}^{n} \frac{E_t(s_{t+i})}{(1+\gamma)^i} \quad (۶)$$

برای برقراری پایداری مالی، رعایت شرط بازی غیر-پونزی[1] ضروری است. شرط بازی غیر-پونزی که به آن شرط تراگردی[2] نیز گفته می‌شود، به‌آن‌معنی است که ارزش فعلی بدهی دولت در بلندمدت باید به سمت صفر میل کند. شرط بازی غیر-پونزی تضمین می‌نماید که دولت بدهی خود را با ایجاد بدهی جدید جبران نمی‌کند (چوا و همکاران[3]، ۲۰۲۱). با توجه به شرط بازی غیر-پونزی، بخش اول از طرف راست رابطه ۶، در حد به سمت صفر میل می‌کند. بنابراین، رابطه ۷ که محدودیت بودجه بین-دوره‌ای می‌باشد، به‌دست می‌آید. شرط محدودیت بودجه بین‌دوره‌ای دولت، به‌آن‌معنی است که در نهایت، جمع اصل و سود بدهی‌های دولت می‌بایست از طریق جمع مازاد بودجه‌های آینده جبران شود (بوهن، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۷؛ موتوکو، ۲۰۱۵ و نگوین و همکاران، ۲۰۱۷). به‌عبارت‌دیگر، ارزش فعلی همه مازاد بودجه‌های آتی، باید برای بازپرداخت بدهی جاری کافی باشد.

$$d_t = \sum_{i=1}^{n} \frac{E_t(s_{t+i})}{(1+\gamma)^i} \quad (۷)$$

با توجه به رابطه ۵، برای اینکه $d_t = d_{t-1}$ باشد، باید:

$$s_t = \gamma_t d_{t-1} \quad (۸)$$

بر اساس رابطه ۸، تراز اصلی بودجه، تابعی از بدهی دولت است. به‌عبارت‌دیگر، رابطه ۸، واکنش دولت نسبت به افزایش در بدهی دولت را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. اگر نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی افزایش یابد، دولت در واکنش به افزایش بدهی و به‌منظور برقراری محدودیت بودجه بین-دوره‌ای، باید مازاد بودجه اصلی را افزایش دهد. در این بخش، به پیروی از بلگویت و گابسی[4] (۲۰۱۹) و دابرت[5] (۲۰۲۴)، جهت ارزیابی واکنش تراز اصلی بودجه نسبت به تغییرات بدهی و به-دست‌آوردن شاخص پایداری مالی در ایران، مدل حالت-فضا با معادلات علامت و حالت، به‌ترتیب، روابط ۹ و ۱۰، برآورد می‌شود.

$$s_t = \alpha + \zeta_{t-1} d_{t-1} + \vartheta_t \quad (۹)$$

$$\zeta_{t-1} = \zeta_{t-2} + \omega_{t-1} \quad (۱۰)$$

که در آن، S_t، نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی، و d_{t-1}، نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی است. ضریب ζ_{t-1} در طول زمان متغیر می‌باشد و اگر ζ_{t-1}، مثبت باشد، دولت در واکنش به افزایش بدهی، مازاد اصلی بودجه را افزایش می‌دهد و به آن معنی است که دولت، سیاست مالی پایداری را در پیش گرفته است. روابط ۹ و ۱۰ با روش کالمن فیلتر برآورد می‌شود و

1. No-Ponzi game
2. transversality condition
3. Chua et al. (2021)
4. Belguith & Gabsi (2019)
5. Dubbert (2024)

در آنها، $\vartheta_t \sim N(0\,,\sigma_\vartheta{}^2)$ و $\omega_{t-1} \sim N(0\,,\sigma_\omega{}^2)$ است و بین ω_t و ϑ_t هیچ همبستگی وجود ندارد.

۳-۵. برآورد اثر سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی بر رشد اقتصادی در ایران

در بخش سوم این پژوهش، به‌پیروی از مک‌مانوس و اوزکان (۲۰۱۵)، کیم و همکاران[1] (۲۰۲۱) و آیشا و همکاران[2] (۲۰۲۴)، تأثیر شاخص‌های سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی بر رشد اقتصادی در ایران، مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای بررسی اثر شاخص سیاست مالی چرخه‌ای بر رشد اقتصادی در ایران، رگرسیون رابطه ۱۱ مورد برآورد قرار می‌گیرد:

$$GDPG_t = \alpha + \theta CYC_t + \eta Z_t + u_t \qquad (۱۱)$$

که در آن، $GDPG_t$، رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، CYC_t، شاخص سیاست مالی چرخه‌ای است که از برآورد روابط ۳ و ۴ به‌دست می‌آید. مقدار مثبت θ بیانگر تأثیر مثبت شاخص سیاست مالی چرخه‌ای بر رشد اقتصادی است. Z_t، مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل است. دو متغیر کنترل اصلی، عبارت است از نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و اندازه دولت، که متغیر نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی به پیروی از آیشا و همکاران (۲۰۲۴) و متغیر اندازه دولت به پیروی از چکوری و همکاران[3] (۲۰۲۲)، وارد مدل می‌شود. متغیر اندازه دولت، از تقسیم کل مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌گردد.

دو متغیر کنترل دیگر، عبارت است از نسبت سالخوردگی جمعیت و متغیر مجازی انتخابات. از نظر مائستاس و همکاران[4] (۲۰۲۳)، افزایش نسبت سالخوردگی جمعیت، از طریق کاهش رشد اشتغال و کاهش بهره‌وری نیروی کار، می‌تواند منجر به کند شدن سرعت رشد اقتصادی شود. به همین دلیل، متغیر نسبت سالخوردگی جمعیت، به پیروی از مائستاس و همکاران (۲۰۲۳)، وارد مدل شده است. متغیر نسبت سالخوردگی جمعیت از تقسیم تعداد افراد ۶۵ سال و بالاتر به کل جمعیت محاسبه می‌شود.

از طرف دیگر، از نظر تاباسم و همکاران[5] (۲۰۱۶)، انتخابات از طریق تشدید نوسانات تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی را محدود می‌سازد. به همین دلیل، به منظور ارزیابی اثر انتخابات بر رشد اقتصادی، به پیروی از تاباسم و همکاران (۲۰۱۶)، متغیر مجازی انتخابات در مدل گنجانده شده است. برای تعیین متغیر مجازی انتخابات، در سال‌های برگزاری انتخابات ریاست جمهوری، عدد یک و در سایر سال‌ها، عدد صفر گذاشته می‌شود. روش مشابهی برای برآورد اثر پایداری مالی بر رشد اقتصادی در ایران، مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای این منظور، از رگرسیون زیر استفاده می شود:

$$GDPG_t = \alpha + \Phi SUS_t + \xi Z_t + u_t \qquad (۱۲)$$

1. Kim et al. (2021)
2. Aisyah et al. (2024)
3. Chekouri et al. (2022)
4. Maestas et al. (2023)
5. Tabassam et al. (2016)

که در آن، SUS_t، شاخص پایداری مالی است که از برآورد روابط ۹ و ۱۰ حاصل می‌گردد. مقدار مثبت Φ بیانگر تأثیر مثبت شاخص پایداری مالی بر رشد اقتصادی است.

۴-۵. برآورد اثر متقابل سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی در ایران

در بخش چهارم این پژوهش، به پیروی از کاسو و همکاران[1] (۲۰۱۷) و آفونسو و آلوز[2] (۲۰۲۳)، اثر متقابل سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی در ایران، مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای بررسی اثر پایداری مالی بر سیاست مالی چرخه‌ای، شاخص پایداری مالی به‌دست آمده از برآورد روابط ۹ و ۱۰ وارد رگرسیون رابطه ۱۳ می‌شود.

$$LG_t = \alpha + \beta LGDP_t + \tau SUS_t * LGDP_t + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

که در آن، LG_t ، لگاریتم مخارج حقیقی دولت و $LGDP_t$، لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی و SUS_t، شاخص پایداری مالی است. مقدار مثبت τ نشان‌دهنده آن است که شاخص پایداری مالی، نقشی را در تقویت سیاست مالی موافق چرخه ایفا می‌نماید. برای بررسی تأثیر سیاست مالی چرخه‌ای بر پایداری مالی در ایران، شاخص سیاست مالی چرخه‌ای به‌دست آمده از برآورد روابط ۳ و ۴، در رگرسیون رابطه ۱۴ گنجانده می‌شود.

$$s_t = \alpha + \beta d_{t-1} + \varphi CYC_t * d_{t-1} + u_t \qquad (۱۴)$$

که در آن، S_t، نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی، d_t، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و CYC_t، شاخص سیاست مالی چرخه‌ای می‌باشد. مقدار مثبت φ نشان می‌دهد، شاخص سیاست مالی چرخه‌ای، نقشی را در افزایش پایداری مالی ایفا می‌نماید.

۵-۵. منابع داده‌ها

این پژوهش از داده‌ها با تواتر سالانه دوره ۱۳۴۹ تا ۱۴۰۰ کشور ایران استفاده می‌کند. داده‌های استفاده شده در پژوهش حاضر، از صندوق بین‌المللی پول، بانک مرکزی ایران و بانک جهانی اخذ شده است.

۶. یافته‌های پژوهش

۱-۶. آزمون ریشه واحد (مانایی)

به‌منظور آزمون و تشخیص وجود ریشه واحد (مانایی) در پژوهش حاضر، آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته[3] و زیووت-اندروز[4] به‌کار گرفته می‌شود. آزمون زیووت-اندروز تشخیص وجود ریشه واحد در سری متغیرها را با توجه به شکست ساختاری انجام می‌دهد و سال شکست ساختاری را نیز مشخص می‌نماید. نتایج آزمون‌های مانایی در جدول ۱ ارائه شده است.

1. Cassou et al. (2017)
2. Afonso & Alves (2023)
3. Augmented Dickey-Fuller
4. Zivot-Andrews

جدول ۱: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

Tabel 1: Unit root tests results

آزمون	دیکی- فولر تعمیم‌یافته		زیووت-اندروز	
متغیر	سطح	تفاضل اول	آماره	سال شکست
لگاریتم مخارج حقیقی دولت	-۴/۸۷۹***	-۴/۹۲۵***	-۵/۲۵۷**	۱۳۶۵
لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	-۰/۳۲۶	-۴/۹۲۹***	-۵/۰۳۶**	۱۳۶۳
نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی	-۲/۸۷۸*	-۸/۸۸۷***	-۵/۱۴۸**	۱۳۶۸
نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	-۲/۹۵۸**	-۵/۸۱***	-۴/۳۳۷	۱۳۷۴
رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	-۴/۹۳۷***	-۴/۱۶۷***	-۵/۳۳۱**	۱۳۶۸
شاخص سیاست مالی چرخه‌ای	-۲/۹۱**	-۵/۳۷۸***	-۵/۳۶۸***	۱۳۶۵
شاخص پایداری مالی	-۱/۸۴۷	-۴/۲۵۷***	-۴/۴۰۳	۱۳۶۸
نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی	-۱/۶۹۵	-۶/۴۵۵***	-۴/۸۴۱*	۱۳۷۱
شکاف تولید	-۵/۵۱۸***	-۴/۷۳۴***	-۶/۴۶۳***	۱۳۵۹
مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت	-۳/۶۸۹***	-۷/۰۵۳***	-۴/۶۵۳	۱۳۷۰
نوسان نرخ ارز	-۰/۰۳۲	۶/۱۴۲	۰/۱۳۴	۱۳۹۳
نرخ تورم	-۴/۰۵۴***	-۷/۰۵۸***	-۵/۵۴۱**	۱۳۷۹
نسبت سالخوردگی جمعیت	۰/۸۲۱	-۰/۶۷۷	-۲/۵۰۹	۱۳۸۸
نسبت جمعیت فعال	-۱/۷۷۱	-۱/۷۸	-۵/۳۸۲**	۱۳۶۱
نرخ بهره حقیقی	-۳/۹۹۲***	-۷/۱۹۴***	-۵/۳۰۴**	۱۳۷۵
اندازه دولت	-۱/۷۴۹	-۸/۴۶۲***	-۴/۶۸۴*	۱۳۶۲

نشانه‌های ***، ** و * به‌ترتیب، بیانگر سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

مأخذ: محاسبات پژوهش

۲-۶. نتایج برآورد سیاست مالی چرخه‌ای در ایران

نتایج برآورد هموارشده[1] پارامتر متغیردرزمان، مربوط به شاخص سیاست مالی چرخه‌ای با استفاده از مدل حالت-فضا و با روش کالمن فیلتر، در جدول ۲ و شکل ۳ ارائه شده است.

1. smoothed estimate

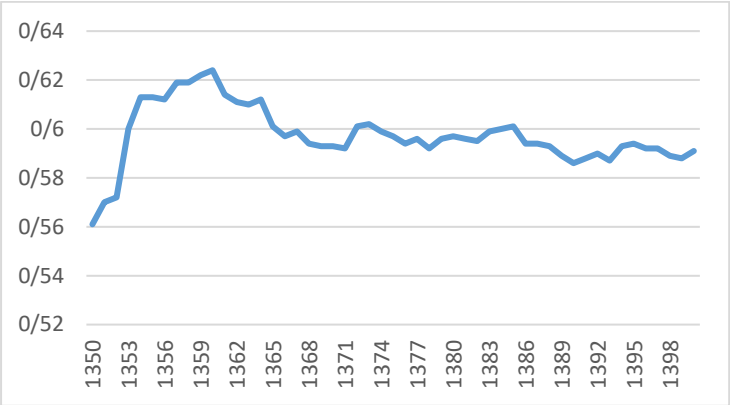
جدول ۲: برآورد هموارشده پارامتر متغیردرزمان مربوط به شاخص سیاست مالی چرخه‌ای با استفاده از مدل حالت-فضا و با روش کالمن فیلتر

Tabel 2: Smoothed estimation of the time-varying parameter of the cyclical fiscal policy index using the state-space model and the Kalman filter method

سال	شاخص سیاست مالی چرخه‌ای	سال	شاخص سیاست مالی چرخه‌ای	سال	شاخص سیاست مالی چرخه‌ای
۱۳۵۰	۰/۵۶۱	۱۳۶۷	۰/۵۹۹	۱۳۸۴	۰/۶
۱۳۵۱	۰/۵۷	۱۳۶۸	۰/۵۹۴	۱۳۸۵	۰/۶۰۱
۱۳۵۲	۰/۵۷۲	۱۳۶۹	۰/۵۹۳	۱۳۸۶	۰/۵۹۴
۱۳۵۳	۰/۶	۱۳۷۰	۰/۵۹۳	۱۳۸۷	۰/۵۹۴
۱۳۵۴	۰/۶۱۳	۱۳۷۱	۰/۵۹۲	۱۳۸۸	۰/۵۹۳
۱۳۵۵	۰/۶۱۳	۱۳۷۲	۰/۶۰۱	۱۳۸۹	۰/۵۸۹
۱۳۵۶	۰/۶۱۲	۱۳۷۳	۰/۶۰۲	۱۳۹۰	۰/۵۸۶
۱۳۵۷	۰/۶۱۹	۱۳۷۴	۰/۵۹۹	۱۳۹۱	۰/۵۸۸
۱۳۵۸	۰/۶۱۹	۱۳۷۵	۰/۵۹۷	۱۳۹۲	۰/۵۹
۱۳۵۹	۰/۶۲۲	۱۳۷۶	۰/۵۹۴	۱۳۹۳	۰/۵۸۷
۱۳۶۰	۰/۶۲۴	۱۳۷۷	۰/۵۹۶	۱۳۹۴	۰/۵۹۳
۱۳۶۱	۰/۶۱۴	۱۳۷۸	۰/۵۹۲	۱۳۹۵	۰/۵۹۴
۱۳۶۲	۰/۶۱۱	۱۳۷۹	۰/۵۹۶	۱۳۹۶	۰/۵۹۲
۱۳۶۳	۰/۶۱	۱۳۸۰	۰/۵۹۷	۱۳۹۷	۰/۵۹۲
۱۳۶۴	۰/۶۱۲	۱۳۸۱	۰/۵۹۶	۱۳۹۸	۰/۵۸۹
۱۳۶۵	۰/۶۰۱	۱۳۸۲	۰/۵۹۵	۱۳۹۹	۰/۵۸۸
۱۳۶۶	۰/۵۹۷	۱۳۸۳	۰/۵۹۹	۱۴۰۰	۰/۵۹۱

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۲ و شکل ۳ ملاحظه می‌شود، شاخص سیاست مالی چرخه‌ای برآوردشده در تمام سال‌ها در دوره مورد بررسی، عددی مثبت بوده، و در هیچ سالی عدد منفی را ثبت نکرده، به آن معنی که سیاست مالی اجرا شده در ایران در طول دوره مورد بررسی، رفتار موافق چرخه مالی داشته است. به‌عبارت‌دیگر، سیاست مالی اجرا شده در ایران، به دامنه نوسانات چرخه‌های مالی افزوده، و به همین دلیل، اقتصاد ایران را در برابر شوک‌های اقتصادی و مالی آسیب‌پذیر نموده است.



شکل ۳: برآورد هموارشده پارامتر متغیردرزمان مربوط به شاخص سیاست مالی چرخه‌ای با استفاده از مدل حالت-فضا و با روش کالمن فیلتر

Figure 3: Smoothed estimation of the time-varying parameter of the cyclical fiscal policy index using the state-space model and the Kalman filter method

مأخذ: محاسبات پژوهش

۳-۶. نتایج برآورد پایداری مالی در ایران

نتایج برآورد هموارشده پارامتر متغیردرزمان مربوط به شاخص پایداری مالی با استفاده از مدل حالت-فضا و با روش کالمن فیلتر، در جدول ۳ نمایش داده شده است.

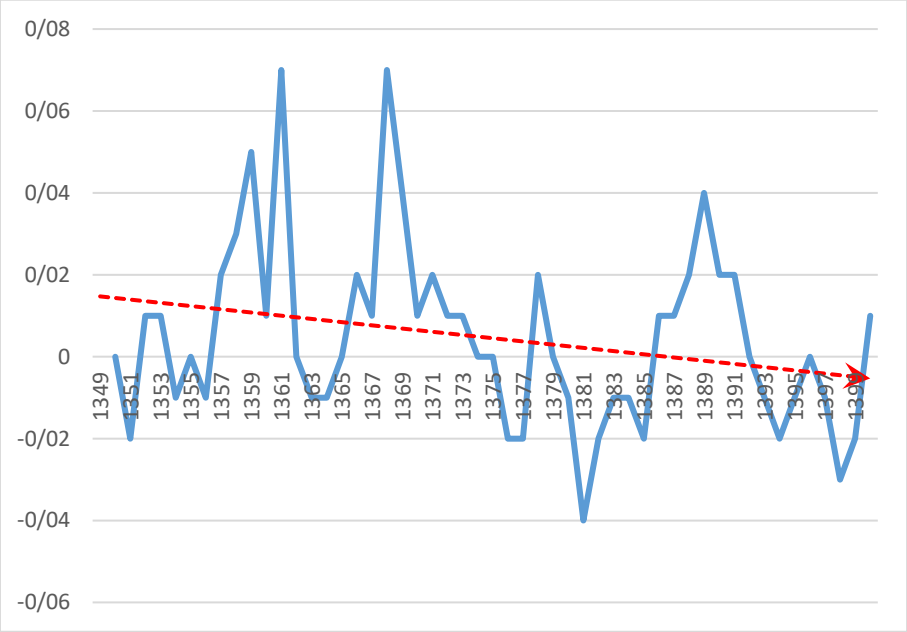
جدول ۳: برآورد هموارشده پارامتر متغیردرزمان مربوط به شاخص پایداری مالی با استفاده از مدل حالت-فضا و با روش کالمن فیلتر

Tabel 3: Smoothed estimation of the time-varying parameter of the fiscal sustainability index using the state-space model and the Kalman filter method

سال	شاخص پایداری مالی	سال	شاخص پایداری مالی	سال	شاخص پایداری مالی
۱۳۵۰	-۰/۲۷	۱۳۶۷	-۰/۱	۱۳۸۴	-۰/۰۵
۱۳۵۱	-۰/۲۹	۱۳۶۸	-۰/۰۳	۱۳۸۵	-۰/۰۷
۱۳۵۲	-۰/۲۸	۱۳۶۹	۰/۰۱	۱۳۸۶	-۰/۰۶
۱۳۵۳	-۰/۲۷	۱۳۷۰	۰/۰۲	۱۳۸۷	-۰/۰۵
۱۳۵۴	-۰/۲۸	۱۳۷۱	۰/۰۴	۱۳۸۸	-۰/۰۳
۱۳۵۵	-۰/۲۸	۱۳۷۲	۰/۰۵	۱۳۸۹	۰/۰۱
۱۳۵۶	-۰/۲۹	۱۳۷۳	۰/۰۶	۱۳۹۰	۰/۰۳
۱۳۵۷	-۰/۲۷	۱۳۷۴	۰/۰۶	۱۳۹۱	۰/۰۵
۱۳۵۸	-۰/۲۴	۱۳۷۵	۰/۰۶	۱۳۹۲	۰/۰۵
۱۳۵۹	-۰/۱۹	۱۳۷۶	۰/۰۴	۱۳۹۳	۰/۰۴
۱۳۶۰	-۰/۱۸	۱۳۷۷	۰/۰۲	۱۳۹۴	۰/۰۲
۱۳۶۱	-۰/۱۱	۱۳۷۸	۰/۰۴	۱۳۹۵	۰/۰۱
۱۳۶۲	-۰/۱۱	۱۳۷۹	۰/۰۴	۱۳۹۶	۰/۰۱
۱۳۶۳	-۰/۱۲	۱۳۸۰	۰/۰۳	۱۳۹۷	۰
۱۳۶۴	-۰/۱۳	۱۳۸۱	-۰/۰۱	۱۳۹۸	-۰/۰۳
۱۳۶۵	-۰/۱۳	۱۳۸۲	-۰/۰۳	۱۳۹۹	-۰/۰۵
۱۳۶۶	-۰/۱۱	۱۳۸۳	-۰/۰۴	۱۴۰۰	-۰/۰۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول ۳، شاخص پایداری مالی برآوردشده در بیشتر سال‌ها عددی منفی است. به‌طوری‌که میانگین شاخص پایداری مالی در کل دوره مورد بررسی، عدد ۰/۰۶۸- است که حاکی از ناپایداری مالی ایران در دوره مورد بررسی است. شکل ۴، تغییرات هموارشده پارامتر متغیردرزمان مربوط به شاخص پایداری مالی و خط روند آن در کل دوره مورد بررسی را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، روند تغییرات هموارشده پارامتر متغیردرزمان مربوط به شاخص پایداری مالی نزولی می‌باشد، به آن معنی که پایداری مالی ایران در طول زمان تضعیف شده است و در جهت ناپایداری حرکت کرده است.



شکل ۴: تغییرات هموارشده پارامتر متغیردرزمان مربوط به شاخص پایداری مالی

Figure 4: Smoothed changes in the time-varying parameter of the fiscal sustainability index

مأخذ: محاسبات پژوهش

۴-۶. نتایج برآورد اثر سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی بر رشد اقتصادی در ایران

در پژوهش حاضر، بررسی اثر سیاست مالی چرخه‌ای بر رشد اقتصادی در ایران از طریق برآورد رابطه ۱۱ و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شده[1]، انجام می‌شود. نتایج برآورد در جدول ۴ ارائه شده است.

1. ARDL

جدول ۴: نتایج برآورد اثر سیاست مالی چرخه‌ای بر رشد اقتصادی در ایران

Tabel 4: Results of estimating the effect of cyclical fiscal policy on economic growth in Iran

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	آماره احتمال
وقفه اول رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	-۰/۰۸۸	۰/۱۶۲	-۰/۵۴	۰/۵۹۴
وقفه دوم رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۰۳۶	۰/۱۲۱	۰/۳۰۳	۰/۷۶۴
شاخص سیاست مالی چرخه‌ای	-۶۷/۰۹۸۸	۳۰/۳۹۰۷	-۲/۲۰۸	۰/۰۳۷۱
وقفه اول شاخص سیاست مالی چرخه‌ای	۳۱/۱۶۲۲	۲۶/۵۵۹۹	۱/۱۷۳	۰/۲۵۲
وقفه دوم شاخص سیاست مالی چرخه‌ای	۸۸/۶۵۲۵	۲۵/۱۶۸۳	۳/۵۲۲	۰/۰۰۱۷
نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی	۰/۷۹۸	۰/۳۷۱	۲/۱۵۲	۰/۰۳۸۶
وقفه اول نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی	۰/۰۷۹	۰/۳۹۷	۰/۲۰۰۴	۰/۸۴۲
وقفه دوم نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی	-۰/۷۶	۰/۲۹۵	-۲/۵۷۵	۰/۰۱۴
اندازه دولت	-۰/۲۰۴	۰/۳۶۸	-۰/۵۵۶	۰/۵۸۳
وقفه اول اندازه دولت	۰/۳۹۹	۰/۳۳۲	۱/۲۰۴	۰/۲۴۰۳
وقفه دوم اندازه دولت	-۰/۹۸۴	۰/۳۳۷	-۲/۹۲۳	۰/۰۰۷۵
نسبت سالخوردگی جمعیت	-۱۵۱/۵۵۸	۷۲/۶۵۵	-۲/۰۸۶	۰/۰۴۷۸
وقفه اول نسبت سالخوردگی جمعیت	۱۱۶/۶۱۴	۱۹۲/۹۶۳	۰/۶۰۴	۰/۵۵۱
وقفه دوم نسبت سالخوردگی جمعیت	۳۱۰/۱۰۵	۲۴۵/۹۵۹	۱/۲۶۱	۰/۲۱۹
انتخابات	-۶/۳۲۸	۵/۱۵۸	-۱/۲۲۷	۰/۲۳۲
وقفه اول انتخابات	۸/۵۴۱	۳/۵۸۹	۲/۳۷۹	۰/۰۲۵۶
وقفه دوم انتخابات	۱۰/۸۸۵	۳/۷۶۹	۲/۸۸۸	۰/۰۰۸۱
عرض از مبدأ	۲۷۹/۶۶۵	۱۳۶/۵۲۲	۲/۰۴۸	۰/۰۵۱۶
Adjusted R-squared	۰/۸۳۸۷	F-statistic		۵/۴۲۶۳
Durbin-Watson stat.	۲/۰۲۸۶۶	Prob (F-statistic)		۰/۰۰۰۰۵۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود، ضریب شاخص سیاست مالی چرخه‌ای، منفی و معنی‌دار است. بنابراین، شاخص سیاست مالی چرخه‌ای در ایران، اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته، و به‌عبارت‌دیگر، رفتار موافق چرخه سیاست مالی در ایران، موجب کند شدن سرعت رشد اقتصادی شده است.

در بین متغیرهای کنترل، متغیر نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، مثبت و معنی‌دار است، به‌آن‌معنی که افزایش درآمد دولت، منجر به بهبود رشد اقتصادی شده است. ضریب متغیر اندازه دولت معنی‌دار نیست. متغیر نسبت سالخوردگی جمعیت، اثر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد. این یافته را می‌توان به‌این‌گونه تفسیر کرد که پیر شدن افراد جامعه، می‌تواند از طریق عواملی مانند کاهش عرضه نیروی کار و همچنین افزایش هزینه‌های مراقبت و تأمین اجتماعی افراد سالمند، رشد اقتصادی را محدود سازد. ضریب متغیر مجازی انتخابات معنی‌دار نمی‌باشد. نتایج برآورد اثر پایداری مالی بر رشد اقتصادی در ایران، در جدول ۵ ملاحظه می‌شود.

جدول ۵: نتایج برآورد اثر پایداری مالی بر رشد اقتصادی در ایران

Tabel 5: Results of estimating the effect of fiscal sustainability on economic growth in Iran

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	آماره احتمال
وقفه اول رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۹۱۵	۰/۲۷۸	۳/۲۹	۰/۰۰۹۴
وقفه دوم رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۷۰۳	۰/۲۳۵	۲/۹۸۹	۰/۰۱۵۲
شاخص پایداری مالی	-۱۳۴/۵۰۵	۵۱/۰۶۸	-۲/۶۳۴	۰/۰۲۷۲
وقفه اول شاخص پایداری مالی	-۵۹/۵۵۴	۹۰/۶۲۸	-۰/۶۵۷	۰/۵۲۷
وقفه دوم شاخص پایداری مالی	۱۱۹/۳۷۷	۸۴/۸۱۸	۱/۴۰۷	۰/۱۹۳
نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی	۰/۷۷۵	۰/۳۱۸	۲/۴۳۶	۰/۰۲۱۵
وقفه اول نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی	۰/۵۱۸	۰/۴۲۵	۱/۲۱۹	۰/۲۳۳
وقفه دوم نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی	۰/۰۹۳	۰/۳۶۶	۰/۲۵۴	۰/۸۰۰۹
اندازه دولت	-۰/۶۹۴	۰/۳۲۸	-۲/۱۱۷	۰/۰۴۳۳
وقفه اول اندازه دولت	۰/۴۰۵	۰/۵۲۲	۰/۷۷۶	۰/۴۵۷
وقفه دوم اندازه دولت	-۰/۵۹۴	۰/۶۵۵	-۰/۹۰۸	۰/۳۸۷۷
نسبت سالخوردگی جمعیت	-۱۹۵/۳۳۳	۸۸/۳۸۶	-۲/۲۰۹	۰/۰۳۹۶
وقفه اول نسبت سالخوردگی جمعیت	۹۰/۵۶۱	۱۹۱/۴۶۳	۰/۴۷۳	۰/۶۴۱
وقفه دوم نسبت سالخوردگی جمعیت	۱۴۶/۲۳۶	۲۳۰/۰۷۸	۰/۶۳۵	۰/۵۳۲۶
انتخابات	-۱۹/۳۷۳	۶/۵۲۹	-۲/۹۶۷	۰/۰۰۷۹
وقفه اول انتخابات	-۱۷/۸۲۹	۷/۲۰۸	-۲/۴۷۴	۰/۰۲۳
وقفه دوم انتخابات	-۱۶/۲۰۶	۷/۳۸۲	-۲/۱۹۵	۰/۰۴۰۸
عرض از مبدأ	۱۰۸/۶۸۲	۲۸/۲۲۰۸	۳/۸۵۱	۰/۰۰۳۹
Adjusted R-squared	۰/۸۹۹۳	F-statistic		۶/۰۶۲۱
Durbin-Watson stat.	۲/۱۲۱۸۸	Prob (F-statistic)		۰/۰۰۰۰۷۵

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول ۵، ضریب شاخص پایداری مالی، منفی و معنی‌دار است. با توجه به اینکه شاخص پایداری مالی برآوردشده در بخش ۳-۶، ناپایداری در سیاست مالی ایران را نشان می‌دهد، بنابراین، ناپایداری مالی ایران، عاملی تضعیف‌کننده در مسیر رشد اقتصادی ایران تلقی می‌گردد.

مشابه بخش قبل، ضریب متغیر نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، مثبت و معنی‌دار است. ضریب متغیر اندازه دولت، منفی و معنی‌دار می‌باشد؛ به‌آن‌معنی که هر چه اندازه دولت بزرگ‌تر شود، رشد اقتصادی کندتر می‌گردد. همچنین، مشابه بخش قبل، متغیر نسبت سالخوردگی جمعیت، اثر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد. ضریب متغیر مجازی انتخابات، منفی و معنی‌دار است؛ به‌آن‌معنی که انتخابات، سرعت رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد که این امر، می‌تواند به‌دلیل فشار هزینه‌های بالای برگزاری انتخابات باشد.

۵-۶. نتایج برآورد اثر متقابل سیاست مالی چرخه‌ای و پایداری مالی در ایران

در این بخش، ابتدا اثر شاخص پایداری مالی بر سیاست مالی چرخه‌ای از طریق برآورد رابطه ۱۳، مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج برآورد اثر شاخص پایداری مالی بر سیاست مالی چرخه‌ای، در جدول ۶ آمده است.

جدول ۶: نتایج برآورد اثر شاخص پایداری مالی بر سیاست مالی چرخه‌ای در ایران

Tabel 6: Results of estimating the effect of the fiscal sustainability index on cyclical fiscal policy in Iran

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	آماره احتمال
وقفه اول لگاریتم مخارج حقیقی دولت	۰/۶۷۶۶	۰/۰۷۶۵	۸/۸۳۹۸	۰/۰۰۰۰
وقفه دوم لگاریتم مخارج حقیقی دولت	۰/۰۹۸۹	۰/۱۹۲۴	۰/۵۱۴۲	۰/۶۰۹۷
لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۴۸۱۸	۰/۱۵۰۰۶۷	۳/۲۱۰۷۹	۰/۰۰۲۶
وقفه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	-۰/۵۶۵۲	۰/۲۵۳۳	-۲/۲۳۱	۰/۰۳۱۳
وقفه دوم لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۵۴۳۰	۰/۲۵۱۸۷	۲/۱۵۶۰	۰/۰۳۷۲
شاخص پایداری مالی	۰/۰۸۱۸	۰/۰۳۵۲۸	۲/۳۱۹۶	۰/۰۲۵۵
وقفه اول شاخص پایداری مالی	۰/۱۳۵۵	۰/۰۵۵۴	۲/۴۴۴۵	۰/۰۱۹
وقفه دوم شاخص پایداری مالی	-۰/۰۷۹۸	۰/۰۳۳۴	-۲/۳۸۷۶	۰/۰۲۱۸
عرض از مبدأ	۲/۰۱۴۷	۰/۸۰۳۷	۲/۵۰۶۷	۰/۰۱۶۳
Adjusted R-squared	۰/۸۵۶۹۳	F-statistic		۳۶/۹۳۸۵۵
Durbin-Watson stat.	۲/۰۷۷۹۱	Prob (F-statistic)		۰/۰۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهش

بر اساس جدول ۶، ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی، مثبت و معنی‌دار است، که بیانگر رفتار موافق چرخه سیاست مالی در ایران است. به‌عبارت‌دیگر، با رشد تولید ناخالص داخلی، مخارج دولت نیز افزایش یافته است، بنابراین دولت‌ها در ایران، به تثبیت چرخه‌های اقتصادی توجه نداشته‌اند، و به‌همین‌دلیل، اقتصاد ایران حتی در برابر شوک‌های کوچک اقتصادی، نوسانات شدیدی را تجربه می‌کند. ضریب شاخص پایداری مالی مثبت و معنی‌دار است. متغیر شاخص پایداری مالی در قالب اثر تعامل[1] با متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی وارد مدل شده است. با توجه به اینکه شاخص پایداری مالی برآوردشده در بخش ۳-۶، ناپایداری مالی ایران را نشان می‌دهد، بنابراین، ضریب مثبت، حاکی از آن است که ناپایداری مالی ایران، رفتار موافق چرخه سیاست مالی را افزایش می‌دهد و درنتیجه، نوسانات چرخه‌های اقتصادی را تشدید می‌کند. در ادامه، با برآورد رابطه ۱۴، اثر شاخص سیاست مالی چرخه‌ای بر پایداری مالی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد که نتایج آن، در جدول ۷ نمایش داده شده است.

1. Interaction effect

جدول ۷: نتایج برآورد اثر شاخص سیاست مالی چرخه‌ای بر پایداری مالی در ایران

Tabel 7: Results of estimating the effect of the cyclical fiscal policy index on the fiscal sustainability in Iran

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	آماره احتمال
وقفه اول نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی	۰/۵۳۶	۰/۱۳۳۹	۴/۰۰۶۵	۰/۰۰۰۲
وقفه دوم نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی	۰/۲۴۴	۰/۱۳۲۲	۱/۸۴۵	۰/۰۷۱۵
نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	-۰/۱۰۳	۰/۰۳۲۱	-۳/۲۰۷	۰/۰۰۲۵
وقفه اول نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	-۴/۶۴۶۷	۱/۷۴۷	-۲/۶۵۹	۰/۰۱۱
وقفه دوم نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	۲/۶۶۳	۱/۲۱۸	۲/۱۸۵	۰/۰۳۴۵
شاخص سیاست مالی چرخه‌ای	-۵/۱۶۸۶	۲/۰۸۷۹	-۲/۴۷۵۴	۰/۰۱۷۴
وقفه اول شاخص سیاست مالی چرخه‌ای	۷/۹۱۹۹	۲/۹۰۰۸	۲/۷۳۰۲	۰/۰۰۹۲
وقفه دوم شاخص سیاست مالی چرخه‌ای	-۴/۴۴۱۱	۲/۰۱۸۶۸	-۲/۲۰۰۰۲	۰/۰۳۳۴
عرض از مبدأ	-۱/۳۶۸۶	۰/۷۰۳۵	-۱/۹۴۵۴	۰/۰۵۸۴
Adjusted R-squared	۰/۸۲۷۷۷	F-statistic		۱۳/۵۳۲۷
Durbin-Watson stat.	۲/۱۶۵۳۲	Prob (F-statistic)		۰/۰۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که جدول ۷ مشاهده می‌گردد، ضریب نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، معنی‌دار و منفی است؛ که به معنی واکنش منفی تراز اصلی بودجه نسبت به افزایش بدهی دولت و درنتیجه، ناپایداری مالی می‌باشد. از طرفی، ضریب شاخص سیاست مالی چرخه‌ای که مانند بخش قبل، در قالب اثر تعامل با نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی وارد مدل شده است، منفی و معنی‌دار است و حاکی از آن است که رفتار موافق چرخه مالی در ایران، واکنش تراز اصلی بودجه نسبت به افزایش بدهی دولت را کاهش می‌دهد و درنتیجه، پایداری مالی را تضعیف می‌نماید.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

نتایج پژوهش حاضر، نشان می‌دهد که سیاست مالی در ایران طی دوره مورد بررسی، رفتاری موافق چرخه داشته است. این امر، موجب تشدید نوسانات اقتصادی و افزایش آسیب‌پذیری اقتصاد ایران در برابر شوک‌ها شده، و براساس یافته‌های این پژوهش، سیاست مالی ایران در دوره مورد بررسی، ناپایدار بوده است. این امر، موجب رشد بی‌رویه بدهی دولت و افزایش مخاطرات مالی شده است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که سیاست مالی چرخه‌ای در ایران، اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته، به این معنی که رفتار موافق چرخه دولت، سرعت رشد اقتصادی را کند کرده است. دلیل این امر آن

است که سیاست مالی موافق چرخه، نوسانات اقتصادی را تشدید، و بخش خصوصی را محدود می‌کند و سرمایه‌گذاری‌های ضروری برای رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

همچنین، براساس نتایج این پژوهش، ناپایداری مالی در ایران، اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد که ناپایداری مالی در ایران، رفتار موافق چرخه سیاست مالی را تقویت کرده و بنابراین، نوسانات چرخه‌های اقتصادی را تشدید می‌کند. همچنین، نتایج این پژوهش، حاکی از آن است که افزایش رفتار موافق چرخه سیاست مالی در ایران، پایداری مالی را تضعیف می‌نماید.

یافته‌های پژوهش حاضر با پژوهش‌های مک‌مانوس و اوزکان (۲۰۱۵) و تانچف و موس (۲۰۲۳) که نتیجه گرفتند، رابطه منفی بین سیاست مالی موافق چرخه و رشد اقتصادی وجود دارد، سازگاری دارد. همچنین یافته‌های این پژوهش، با پژوهش‌های سیانبولا و همکاران (۲۰۲۰)، وودا و همکاران (۲۰۲۲)، چیبی و همکاران (۲۰۲۲)، راجاکارونا و سوآردی (۲۰۲۲)، استاوسکا و میشینسکا (۲۰۲۲)، آناچدو و همکاران (۲۰۲۳) و الشیب و همکاران (۲۰۲۳) که دریافتند، ناپایداری مالی، رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند، سازگاری دارد، اما با پژوهش‌های کلیس و موسینگر (۲۰۱۶) و آرستیس و همکاران (۲۰۱۸) که هیچ شواهدی مبنی بر اثرگذاری پایداری مالی بر رشد اقتصادی نیافتند، سازگاری ندارد.

با توجه به یافته‌های این پژوهش، پیشنهاد می‌گردد دولت‌ها در ایران به‌جای اتخاذ سیاست‌های مالی موافق چرخه، به‌دنبال رویکردی مخالف چرخه باشند. این رویکرد، به‌جای تشدید نوسانات، به ثبات و پویایی اقتصاد در بلندمدت کمک می‌کند. دولت در ایران، باید با کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و افزایش سهم مالیات‌ها در بودجه، نسبت به اصلاح ساختار بودجه اقدام کند. همچنین، از طریق اعمال انضباط مالی و کنترل هزینه‌ها، باید از رشد بی‌رویه بدهی دولت جلوگیری شود. با اتخاذ سیاست‌های مالی مسئولانه و ایجاد چهارچوب‌های نهادی مناسب، می‌توان به پایداری مالی دست یافت و از مزایای متعدد آن برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی پایدار، بهره‌مند شد.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: موردی وجود ندارد.

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

Abdurohman, & Resosudarmo, B. P. (2017). The behavior of fiscal policy in Indonesia in response to economic cycles. *The Singapore Economic Review*, *62*(02), 377-401. DOI: 10.1142/S0217590816500041.

Afonso, A., & Alves, J. (2023). Does government spending efficiency improve fiscal sustainability?. *European Journal of Political Economy*, 102403. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2023.102403.

Afonso, A., Alves, J., & Coelho, J. C. (2024). Determinants of the degree of fiscal sustainability. *International Journal of Finance & Economics*, 1-16. DOI: 10.1002/ijfe.2960.

Afonso, A., & Coelho, J. C. (2024). Fiscal sustainability, fiscal reactions, pitfalls and determinants. *Applied Economics*, 1-12. DOI: 10.1080/00036846.2024.2337808.

Ahmad, A., McManus, R., & Ozkan, F. G. (2021). Fiscal space and the procyclicality of fiscal policy: The Case for making hay while the sun shines. *Economic Inquiry*, *59*(4), 1687-1701. DOI: 10.1111/ecin.13008.

Aisyah, S., Suarmanayasa, I. N., Efendi, E., Widiastuti, B. R., & Harsono, I. (2024). The impact of fiscal policy on economic growth: A case study of Indonesia. *Management Studies and Entrepreneurship Journal (MSEJ)*, 5(2), 3773-3782. DOI: 10.37385/msej.v5i2.4619.

Alavi-Bajgani, S. Peikarjo, C. Hojabrkiani, C., & Torabi, T. (2020). Investigating the asymmetric effects of fiscal policy on economic growth in Iran: A quantile regression approach. *Economics and modeling*, *10*(4), 139-158. DOI: 10.29252/ecoj.10.4.126. (In Persian).

Aldama, P., & Creel, J. (2022). Real-time fiscal policy responses in the OECD from 1997 to 2018: Procyclical but sustainable?. *European Journal of Political Economy*, 73, 102135. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2021.102135.

Alshaib, B. M., Al Khatib, A. M. G., Nuta, A. C., Hamra, M., Mishra, P., Gautam, R., ... & Zamfir, C. G. (2023). Fiscal sustainability and its implications for economic growth in Egypt: An empirical analysis. *SAGE Open*, *13*(4), 21582440231215983. DOI: 10.1177/21582440231215983.

Anachedo, C. K., Nnoje, I. A., & Ezeaku, N. C. (2023). Fiscal policy sustainability and growth in the Nigerian economy. *IRE Journals*, *6*(8), ISSN: 2456-8880.

Arestis, P., Kaya, A., & Şen, H. (2018). Does fiscal consolidation promote economic growth and employment? Evidence from the PIIGGS countries. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, *15*(3), 289-312.

Baharumshah, A. Z., Soon, S. V., & Lau, E. (2017). Fiscal sustainability in an emerging market economy: When does public debt turn bad?. *Journal of Policy Modeling*, *39*(1), 99-113. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2016.11.002.

Belguith, S. O., & Gabsi, F. B. (2019). Public debt sustainability in Tunisia: empirical evidence estimating time-varying parameters. *Journal of the Knowledge Economy*, 10, 550-560.

Blanchard, O., Leandro, A., & Zettelmeyer, J. (2021). Redesigning EU fiscal rules: From rules to standards. *Economic Policy*, *36*(106), 195-236.

Bohn, H. (2005). The sustainability of fiscal policy in the United States. *CESIFO Working Paper* No. 1446. DOI: 10.2139/ssrn.708173.

Bohn, H. (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?. *Journal of Monetary Economics, 54*(7), 1837-1847. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2006.12.012.

Bordo, M. D., & Levy, M. D. (2021). Do enlarged fiscal deficits cause inflation? The historical record. *Economic Affairs, 41*(1), 59-83. DOI: 10.1111/ecaf.12446.

Bostan, I., Toderașcu, C., & Gavriluţă, A. F. (2018). Challenges and vulnerabilities on public finance sustainability; A Romanian case study. *Journal of Risk and Financial Management,* 11(3), 55. DOI: 10.3390/jrfm11030055.

Cassou, S. P., Shadmani, H., & Vázquez, J. (2017). fiscal policy asymmetries and the sustainability of US government debt revisited. *Empirical economics,* 53, 1193-1215.

Chekouri, S. M., Chibi, A., & Benbouziane, M. (2022). The impact of government size on economic growth in Algeria: A threshold analysis. *Les Cahiers du Cread, 38*(3), 357-378. DOI:10.4314/cread.v38i3.13.

Chibi, A., Chekouri, S. M., Benbouziane, M., & Boulila, H. (2022, February). essays on fiscal sustainability in Algeria. *Economic Research Forum (ERF) Working Paper* No. 1540.

Chua, C. L., Perera, N., & Suardi, S. (2021). Fiscal regimes and fiscal sustainability in Sri Lanka. *Applied Economics, 53*(21), 2384-2397. DOI: 10.1080/00036846.2020.1859456.

Chugunov, I., Pasichnyi, M., Koroviy, V., Kaneva, T., & Nikitishin, A. (2021). Fiscal and monetary policy of economic development. *European Journal of Sustainable Development, 10*(1), 42-42.

DeHaan, J., & Gootjes, B. (2023). What makes discretionary counter-cyclical fiscal policy so difficult? An analysis of 32 OECD countries. *CESifo Economic Studies, 69*(1), 1-20. DOI: 10.1093/cesifo/ifad001.

Dosi, G., Fagiolo, G., Napoletano, M., Roventini, A., & Treibich, T. (2015). Fiscal and monetary policies in complex evolving economies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 52, 166-189. DOI: 10.1016/j.jedc.2014.11.014.

Dubbert, T. (2024). Stochastic Debt Sustainability Analysis Using Time-Varying Fiscal Reaction Functions-an Agnostic Approach to Fiscal Forecasting. *Applied Economics, 56*(8), 901-917. DOI: 10.1080/00036846.2023.2174500.

Fatás, A., & Mihov, I. (2012). Fiscal policy as a stabilization tool. *The B.E. Journal of Macroeconomics, 12*(3), 1-68. DOI: 10.1515/1935-1690.113.

Furman, J., & Summers, L. H. (2019). Who's afraid of budget deficits?. *Foreign Affairs, 98*(2), 82-95.

Genovese, F., Schneider, G., & Wassmann, P. (2016). The eurotower strikes back: Crises, adjustments, and Europe's austerity protests. *Comparative Political Studies, 49*(7), 939-967. DOI: 10.1177/0010414015626444.

Guerguil, M., Mandon, P., & Tapsoba, R. (2017). Flexible fiscal rules and countercyclical fiscal policy. *Journal of Macroeconomics*, 52, 189-220. DOI: 10.1016/j.jmacro.2017.04.007.

Heimberger, P. (2023). The cyclical behaviour of fiscal policy: A meta-analysis. *Economic Modelling*, 123, 106259. DOI: 10.1016/j.econmod.2023.106259.

Jalles, J. T., Kiendrebeogo, Y., Lam, R., & Piazza, R. (2024). Revisiting the countercyclicality of fiscal policy. IMF Working Papers, *Empirical Economics*, 1-38.

Jomo, K. S., & Chowdhury, A. (2020). COVID-19 pandemic recession and recovery. *Development*, *63*(2), 226-237.

Khodaei, M. Jafari, M., & Fatahi, S. (2018). Investigating the effects of fiscal policies on economic growth in the Iranian economy: State-space models. *Economic Growth and Development Research*, *8*(31), 79-92 . [In Persian]

Kim, J., Wang, M., Park, D., & Petalcorin, C. C. (2021). Fiscal policy and economic growth: Some evidence from China. *Review of World Economics*, *157*(3), 555-582.

Kleis, M., & Moessinger, M. D. (2016). The long-run effect of fiscal consolidation on economic growth: Evidence from quantitative case studies. *ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper* No. 16-047. DOI: 10.2139/ssrn.2801590.

Ko, H. (2020). Measuring fiscal sustainability in the welfare state: Fiscal space as fiscal sustainability. *International Economics and Economic Policy*,*17*(2), 531-554.

Larch, M., Orseau, E., & Van Der Wielen, W. (2021). Do EU fiscal rules support or hinder counter-cyclical fiscal policy?. *Journal of International Money and Finance*, 112, 102328.

Lusardi, A., Mitchell, O. S., & Oggero, N. (2020). Debt and financial vulnerability on the verge of retirement. *Journal of Money, Credit and Banking*, *52*(5), 1005-1034. DOI: 10.1111/jmcb.12671.

Maestas, N., Mullen, K. J., & Powell, D. (2023). the effect of population aging on economic growth, the labor force, and productivity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *15*(2), 306-332.

McManus, R., & Ozkan, F. G. (2015). On the consequences of pro-cyclical fiscal policy. *Fiscal Studies*, *36*(1), 29-50. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2015.12044.x.

Mutuku, C. (2015). Assessing fiscal policy cyclicality and sustainability: A fiscal reaction function for Kenya. *Journal of Economics Library*, *2*(3): 173-191. DOI: 10.1453/jel. v2i3.410.

Nguyen, T. D., Suardi, S., & Chua, C. L. (2017). The behavior of US public debt and deficits during the global financial crisis. *Contemporary Economic Policy*, 35(1): 201-215. DOI: 10.1111/coep.12166.

Nosike, C. J., & Ojobor, O. S. N. (2024). Effects of government policies on recessions: Fiscal and monetary policy impact on unemployment, poverty, and inequality. *Interdisciplinary Journal of African & Asian Studies (IJAAS)*, *10*(1).

Onyele, K. O., & Nwadike, E. C. (2021). Impact of national debt burden on economic stability in Nigeria. *Economics and Business*, *35*(1), 91-106. DOI: 10.2478/eb-2021-0006.

Pakdin, J. Sabahi, A., & Saleh Nia, N. (2022). Reviewing the impact of fiscal and monetary policies on economic growth in Iran, focusing on fiscal sector tension. *Macroeconomics Research Letter*, *17*(35): 7-38. DOI: 10.22080/IEJM.2023.4538 . [In Persian]

Rajakaruna, I., & Suardi, S. (2022). Fiscal sustainability, fiscal debt and economic growth in the South Asian region. *The Journal of Developing Areas*, *56*(1), 249-265. DOI: 10.1353/jda.2022.0001.

Reinhart, C. M., Reinhart, V., & Rogoff, K. (2015). Dealing with debt. *Journal of International Economics*, 96, S43-S55. DOI: 10.1016/j.jinteco.2014.11.001

Seyyed Kazemi, M. Zayandeh-Rudi, M., & Jalaei, A. (2018). Studying the combination of government spending, optimal fiscal policy, and endogenous economic growth in Iran's economy. *Planning and Budget Quarterly*, *22*(4), 147-167 . [In Persian]

Siyanbola, T. T., Adegboyega, A. N., Adegbie, F. F., & Ogundajo, G. O. (2020). Fiscal policy sustainability and economic growth of Nigeria. *Solid State Technology*, *63*(3), 4158-4172.

Stawska, J., & Miszczyńska, K. (2022). The impact of monetary and fiscal policy variables on the EU economic growth; Panel Data Analysis. *Entrepreneurship and Sustainability Issues*, *9*(4), 380-395. DOI: 10.9770/jesi.2022.9.4(20).

Tabassam, A. H., Hashmi, S. H., & Rehman, F. U. (2016). Nexus between political instability and economic growth in Pakistan. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 230, 325-334. DOI: 10.1016/j.sbspro.2016.09.041.

Tanchev, S., & Mose, N. (2023). Fiscal policy and economic growth: Evidence from European Union countries. *Economic Studies*, *32*(3).

Tonveronachi, M. (2020). Ages of financial instability. *Journal of Post Keynesian Economics*, *43*(2), 169-209. DOI: 10.1080/01603477.2020.1734469.

Voda, A. D., Dobrotă, G., Dobrotă, D., & Dumitrașcu, D. D. (2022). Error correction model for analysis of influence of fiscal policy on economic growth in EU. *Journal of Business Economics and Management*, *23*(3), 586-605. DOI: 10.3846/jbem.2022.16242.

Yared, P. (2019). Rising government debt: Causes and solutions for a decades-old trend. *Journal of Economic Perspectives*, *33*(2), 115-140.

Zandavar, S. Zandi, F. Khezri, M., & Rabiei, M. (2020). Explaining the non-linear effects of fiscal policy tools (With an emphasis on tax revenues) of the government on Iran's economic growth in periods of prosperity and recession. *Economic Modeling Scientific Quarterly*, *14*(51), 99-118. [In Persian]

Zare, Zh. (2016). The cyclical behavior of fiscal policy: Its dererminants and fiscal rule. *Journal of Monetary and Banking Researches*, *8*(26), 543-569. [In Persian]

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 301-336

https://dx.doi.org/10.48311/ecor.2025.13664

Validity of the Econophysics "Two-Class" Theory of Income Distribution in Iran (2006-2016)

Roshanak Fani[1], Hossein Raghfar[2]

1. Ph.D. Candidate in Development Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. E-mail: Roshanak.fani@gmail.com
2. Full Professor of Economics, Faculty of Social Science and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: Raghfar@alzahra.ac.ir

Abstract

This study evaluates the conformity of Iran's income distribution with the Econophysics Two-Class Theory of income distribution (EPTC) using Household Expenditure-Income Survey data from 2006 to 2016. Through probability density functions (PDFs) and complementary cumulative distribution functions (CCDFs) it is demonstrated that Iran's income structure follows A distinct dual structure: the lower class (97–99.7% of the population) adheres to an exponential Boltzmann-Gibbs distribution, indicating labor-driven income, while the upper tail (0.3–3%) follows a fluctuating Pareto power-law distribution, aligning with capital income. Methodologically, we employ log-linear CCDF scaling to verify the Boltzmann-Gibbs distribution for the majority population and log-log scaling to confirm the Pareto distribution for the elite segment. The thermal class maintains remarkable stability over time despite gradual increases in effective income temperature, whereas the power-law tail exhibits significant volatility. Key findings include the thermal equilibrium of the lower class—evidenced by normalized PDF convergence across years—and a sharp minimum wage-induced peak in its PDF. Notably, the PDF reveals a sharp narrow peak at lower income levels, attributable to government-mandated minimum wage policies.

Article information

Review History:

Received: Apr. 19, 2024

Revised: May. 07, 2024

Accepted: June.05, 2024

Keywords:

Income Distribution

Econophysics

Inequality

Labor Income

Capital Income

JEL Classification:

C46, D31, D33, O15

Corresponding Author:

Roshanak.fani@gmail.com

Aim and Introduction

This paper examines the distribution of income in Iran from 2006 to 2016 and evaluates the validity of one of the latest economic theories concerning income distribution, namely, the Econophysics Two-Class Theory of Income Distribution (EPTC).

According to this model, income distribution generally comprises two classes. The lower class of this distribution, typically representing 97 to 99% of th society, follows the exponential (thermal) Boltzmann-Gibbs distribution, primarily driven by labor income. This distribution remains stable over time and undergoes minimal fundamental changes. Conversely, the income distribution of the upper class, constituting approximately 1 to 3% of society, follows the Pareto distribution, recognized as a superthermal distribution in econophysics. Notably, this distribution exhibits high variability over time, closely mirroring fluctuations in the stock market.

For this study, a review of the theoretical literature on the statistical distribution of income is conducted, tracing its evolution from Pareto's initial attempts to the formulation of the two-class distribution of income. In the methodology section, emphasis is placed on delineating the characteristics of two Probability Density Functions (PDFs) and Complementary Cumulative Distribution Functions (CCDFs) associated with exponential and Pareto distributions. The methodology elaborates on the approach to detecting income distribution patterns within the framework of the aforementioned theory. Subsequently, in the data and findings section, an examination of the income data spanning the specified time period in Iran is undertaken. The section meticulously explores the compatibility of these data with the EPCT, offering detailed discussions on the observed patterns and their alignment with the theoretical framework. Finally, the implications of the EPCT are elucidated, and the paper's conclusions are presented in the concluding remarks section.

Methodology

In complex systems concluding big data or complex models, alternative approaches beyond conventional statistical tests may be employed to estimate distributions. Visual inspection and descriptive analysis, facilitated by histograms and distribution charts, serve as effective tools for approximating distributions without relying on statistical tests. The selection of distributions is informed by theoretical considerations that align with the underlying characteristics of the system. These alternative methods offer practicality and informativeness, particularly in scenarios where traditional statistical assumptions may not hold or when dealing with extensive and unconventional data. The present article adopts this methodological approach to analyze income distribution in Iran.

The initial step involves drawing the histogram and probability density function (PDF). The shape of the histogram guides the identification of distribution. Given the potential complexity arising from large datasets, and the ambiguity that may arise from visual inspection of merely the PDF, a Complementary Cumulative Distribution Function (CCDF) plot serves as a valuable aid. Subsequently,

following the first step and the selection of candidate theoretical distributions, the CCDFs are plotted to ascertain the optimal fit with the experimental data distribution. Consequently, the combined use of PDF and CCDF serves as indispensable tools for delineating annual income distribution patterns.

The resemblance between the graphs of the PDF for both exponential and Pareto distributions on a linear-linear scale poses challenges in distinguishing between these distributions. Similarly, the CCDF curve lacks clarity on a linear-linear scale due to this similarity. However, employing a logarithmic-linear scale to plot the survival function related to the data of the lower part of society proves beneficial, as it reveals a smooth line representative of the exponential Boltzmann-Gibbs law. Similarly, plotting the survival function for the upper part of the society on a logarithmic-logarithmic scale serves to elucidate the Pareto power law. Consequently, plotting the survival function for the entire dataset on a logarithmic-logarithmic scale, as per the hypothesis of the EPTC, should unveil two distinct segments: exponential and Pareto.

Findings

The data utilized in this study were derived from the raw tables pertaining to the household expenditure-income (budget) plan, annually published by the Statistical Center of Iran. Specifically focusing on data sourced from the urban population, which constituted approximately three-quarters of the total population during the study period. Data preparation commenced with the meticulous removal of zero and negative values, followed by deflation adjustments based on the consumer price index. Subsequently, data normalization was conducted utilizing the slope of the line of the CCDF for the lower part of the dataset, plotted on a logarithmic-linear scale for each year. This normalization process was initiated based on the initial estimate of the border income, set at the 99.7th percentile. Finally, an appropriate binning strategy was selected, with a uniform value of 0.4 ($\Delta r \approx 0.4T$) applied to all data subsequent to the initial 0.2 portion.

Plotting the PDF of the income pertaining to the lower class of the society across three scales—linear-linear, logarithmic-linear, and logarithmic-logarithmic—alongside the fitting line of the exponential distribution function for the year 2016 revealed a notable alignment, indicative of a robust fit with the theoretical exponential distribution.

Alternatively, the survival function chart was employed to analyze the income distribution among the upper class of society. Presenting this data graphically across three scales—linear-linear, logarithmic-linear, and logarithmic-logarithmic—for the entirety of 2016 underscored two key findings. Firstly, the tail-end distribution of income follows the Pareto distribution. Secondly, and of paramount significance, these graphical representations unequivocally affirmed the appropriateness of dividing the dataset into two distinct segments.

Plotting the PDF for the 11-year period revealed that the data pertaining to the lower part of the society, representing 99.7% of the total population, converged onto a singular curve following normalization across the entire duration under study. Subsequently, depicting the survival functions for the aforementioned 11-

year time frame in a unified graph, utilizing both logarithmic-linear and logarithmic-logarithmic scales, served as a more definitive validation of the two-class theory of income distribution.

Discussion and Conclusion

The analysis of income data in Iran from 2006 to 2016 reveals a distinct two-class structure in the country's income distribution.

Firstly, the lower class, encompassing approximately 97 to 99.7% of the population, follows the exponential Boltzmann-Gibbs distribution, primarily driven by labor income. This statistical distribution reflects a cumulative process characterized by a constant rate of decrease, as indicated by the exponential distribution's parameter. The consistency observed in the exponential fit graphs of the survival function and data histogram across different years suggests the stability of income distribution within the lower class over time. This stability parallels thermal equilibrium in physics, suggesting that the majority of the population is in a stable equilibrium. Notably, the high-resolution histogram of the PDF reveals a sharp and narrow peak at low incomes, attributed to governmental policies such as the imposition of minimum wage regulations.

Conversely, the upper class, constituting approximately 0.3 to 3% of the population, follows a Pareto distribution, predominantly influenced by capital income. However, unlike the lower class, the distribution of income within this part does not align along a single line in the power law segment. This part undergoes discernible fluctuations from year to year, indicating instability within this economic sector. These fluctuations are attributed to the variability of capital income.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۳۰۱ تا ۳۳۶
https://dx.doi.org/10.48311/ecor.2025.13664

سنجش اعتبار نظریهٔ اقتصاد - فیزیکیِ توزیع دوطبقه‌ای درآمد در ایران: (بررسی بازهٔ ۱۳۹۵-۱۳۸۵)

روشنک فانی[۱]، حسین راغفر[۲]

۱. دانشجوی دکتری رشته اقتصاد توسعه، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران Roshanak.fani@gmail.com
۲. استاد تمام اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول) Raghfar@alzahra.ac.ir

چکیده

هدف از نگارش این مقاله، سنجش تطابق نظریهٔ اقتصاد - فیزیکی توزیع دوطبقه‌ای درآمد با داده‌های درآمدی ایران طی بازهٔ زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ است. با استفاده از داده‌های طرح هزینه-درآمد (بودجه) خانوار و به روش تحلیل داده‌ها از طریق ترسیم دو تابع چگالی احتمال و تابع توزیع تجمعی مکمل، نشان داده شده است که توزیع درآمد در ایران، ساختاری دوطبقه‌ای دارد و برای ۹۹/۷-۹۷ درصد پایینی جمعیت طی این زمان، به خوبی با توزیع بولتزمن-گیبس نمایی برازش می‌شود؛ درحالی‌که دنبالهٔ انتهایی توزیع که مربوط به ۳-۰/۳ درصد بالایی است، از توزیع قانون-توانی پاره‌تو پیروی می‌کند. همچنین نشان داده شده است که صرف‌نظر از افزایش تدریجی دمای مؤثر (میانگین درآمد)، بخش ترمال طی زمان مانا است، درحالی‌که دم انتهایی مدام در نوسان است؛ و این دو طبقه، به‌ترتیب، مطابق است با خصلت درآمد حاصل از کار و سرمایه. در بافت نگار با دقت بالا، یک پیک باریک و تیز نمایان شد که استدلال می‌شود، نتیجهٔ سیاست دولتی وضع حداقل دستمزد است.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۳۱
بازنگری: ۱۴۰۳/۰۲/۱۸
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۶

کلمات کلیدی:
توزیع درآمد
اقتصاد - فیزیک
نابرابری
درآمد حاصل از کار
درآمد حاصل از سرمایه

طبقه‌بندی JEL:
C46, D31, D33, O15

نویسنده مسئول:
Raghfar@alzahra.ac.ir

۱. مقدمه

نابرابری بین ملّت‌ها و درون آن‌ها، از مهم‌ترین شاخص‌های توصیفی برای عملکرد سیاست‌های اقتصادی توسعه‌محور است. سنجش میزان نابرابری در قیاس با گذشته (نه صرفاً به‌طور مطلق) ارزیابی‌ای کلی دربارهٔ مسیر طی‌شده به‌دست می‌دهد. مطابق با تحقیقات پایگاه داده‌های نابرابری جهانی[1]، طی چهل سال اخیر، جهان از منظر توزیع ثروت و درآمد نابرابرتر شده است. پس از سه دهه جهانی‌سازی سرمایهٔ تجاری و مالی، نابرابری‌های جهانی به‌تقریب همان‌قدر بزرگ است که در زمان اوج امپریالیسم غربی در اوایل سدهٔ بیستم بود. هرچند نابرابری بین کشورها از زمان پایان جنگ سرد کاهش یافته (که البته این نیز عمدتاً به‌سبب افزایش استانداردهای زندگی در چین بوده است)، اما نابرابریِ درون اغلب کشورها افزایش یافته و این امر، متعاقب همه‌گیری کووید و طی دو سال اخیر، بسیار افزایش یافته است.

تمرکز جهانی ثروت شخصی بسیار بالا است. ۱۰ درصد از ثروتمندترین افراد بزرگسال در جهان، مالک ۶۰ تا ۸۰ درصد کل ثروت هستند، در حالی که فقیرترین‌ها، چیزی کمتر از ۵ درصدِ کل ثروت را در اختیار دارند (شَنل[2]، ۲۰۲۲). به بیانی باز هم روشن‌تر، ۱ درصد از بزرگسالان جهان، مالک ۴۵ درصد تمامی ثروت شخصی هستند، در حالی که سه میلیارد نفر مالک هیچ چیزی نیستند (شارُکس و همکاران[3]، ۲۰۲۲).

هرچند نابرابری توزیع درآمد، به‌اندازهٔ نابرابری ثروت ژرف نیست، اما در این مورد نیز به هیچ عنوان با تصویری مطلوب روبرو نیستیم. بنابر گزارش یادشده، ۱۰ درصد ثروتمندترین افراد جهان در حال حاضر، ۵۲ درصد درآمد جهان را به‌خود اختصاص می‌دهند، در مقایسه با تنها ۸ درصد برای نیمهٔ فقیر جهان. به بیانی باز هم روشن‌تر، به‌طور میانگین فردی از ۱۰ درصد بالایی توزیع جهانی درآمد حدود ۱۲۲۱۰۰ دلار و فردی از نیمهٔ فقیر توزیع جهانی درآمد فقط ۳۹۲۰ دلار در سال درآمد کسب می‌کند (شَنل ۲۰۲۲).

در ایران نیز مطابق با آخرین گزارش پایگاه داده‌های نابرابری جهان (۲۰۲۲)، در سال ۲۰۲۰ سهم ۱۰ درصد بالایی جمعیت از کل درآمد، ۵۲/۴ درصد است، در حالی که سهم ۵۰ درصد پایینی تنها ۱۲/۸ درصد از کل درآمد است. اینجا نیز توزیع ثروت نابرابری شدیدتری را نسبت به توزیع درآمد نشان می‌دهد. سهم ۱۰ درصد بالایی از کل ثروت برابر است با ۶۲ درصد، که از این رقم ۲۸/۵ درصد تنها متعلق به ۱ درصد بالاترین است. در حالی که سهم ۵۰ درصد پایینی از کل ثروت ایران تنها ¾ درصد تخمین زده شده است. سازمان ملل در گزارش توسعه انسانی سال ۲۰۲۲ متوسط

1. World Inequality Database (WID)
2. Chancel (2022)
3. Shorrocks et al. (2022)

ضریب جینی ایران بین سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۱ را ۴۰/۹ اعلام کرده است؛ در حالی که نابرابری شدید ثروت وعدهٔ تشدید نابرابری درآمد در آینده را نیز می‌دهد.

نخستین گام برای اتخاذ هر تدبیر صحیح سیاستی، دیدن درست حقیقت است؛ به شکلی که شمه‌ای از آن در بالا ارائه شد. درک توزیع ثروت و درآمد، بینش‌هایی را در مورد نابرابری در یک جامعه و تأثیر بالقوه آن بر رشد و توسعه اقتصادی ارائه می‌دهد (آلِسینا و پروت[1]، ۱۹۹۶). این امر، به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا اثربخشی سیاست‌های اقتصادی را ارزیابی کرده و مداخلات هدفمندی را برای کاهش فقر و ترویج رشد فراگیر طراحی کنند. از منظر غیراقتصادی نیز، بررسی توزیع ثروت و درآمد می‌تواند اطلاعاتی در مورد انتقال بین نسلی ثروت، موقعیت اجتماعی و انباشت دارایی برای نسل‌های آینده ارائه دهد. تجزیه و تحلیل توزیع ثروت، این امکان را به ما می‌دهد تا پویایی‌های اقتصادی و اجتماعی جامعه را درک، و سیاست‌هایی را طراحی کنیم که بتواند جامعه‌ای عادلانه‌تر رقم زند (چاکرابارتی و همکاران[2]، ۲۰۱۳).

بررسی اثرگذاری سیاست‌ها، بررسی پویایی‌های ضریب جینی و دیگر اقداماتی که بر روی توزیع درآمد بنا می‌شوند، در وهلهٔ نخست، وابسته‌اند به تعیین توزیعی که بیشترین توضیح‌دهندگی را برای داده‌های درآمدی جامعهٔ مورد نظر دارد. با وجود تلاش‌های بسیاری که طی یک سدهٔ گذشته انجام شده است، همچنان اجماعی دربارهٔ توزیعی که طیف کامل داده‌های درآمدی را برازش کند، وجود ندارد. به این ترتیب، جستجو برای یافتن توزیع مناسب همچنان ادامه دارد. نظریهٔ توزیع دو طبقه‌ای درآمد، چنین تلاشی است. این نظریه به دو لحاظ نسبت به توزیع‌های دیگر برتری دارد. نخست به لحاظ تجربی که تطابق بالای آن با داده‌های کشورهای مختلف در مطالعات بسیاری نشان داده شده است (نک: بنرجی و همکاران[3]، ۲۰۰۶ و تائو و همکاران[4]، ۲۰۱۹). وجه دوم و مهم‌تر، بنیان نظری ارائه شده برای آن است. بر اساس این بنیان، ادعا می‌شود که توزیع درآمد بین افراد جامعه بازتاب توزیع درآمد بین عوامل اساسی تولید (کار و سرمایه) است (شیخ[5]، ۲۰۱۸). به این ترتیب، نوسانات نابرابری درون جامعه نیز بازتاب تغییرات در سهم این دو عامل از درآمد و ثروت است. بنابراین هر گونه سیاستی که بنای کاهش نابرابری را داشته باشد، ضرورت دارد که بر تغییر توازن موجود میان سهم کار و سرمایه از درآمد تمرکز کند.

از این رو در این مقاله، به توزیع درآمد در ایران طی بازهٔ زمانیِ ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ پرداخته شده و صحت یکی از جدیدترین نظریه‌های اقتصادی دربارهٔ توزیع درآمد، یعنی نظریهٔ اقتصاد - فیزیکیِ

1. Alesina and Perott (1996)
2. Chakrabarti et al. (2013)
3. Banerjee et al. (2006)
4. Tao et al. (2019)
5. Shaikh (2018)

توزیع دو طبقه‌ای درآمد[1]، بررسی شده است. با این هدف در گام بعد، به‌طور مختصر تاریخ ادبیات نظری موجود دربارهٔ توزیع آماری درآمد، از نخستین تلاش به‌دست پاره‌تو[2] تا توزیع دوطبقه‌ای درآمد مرور شده است. بی شک درک کامل این بخش، نیازمند آشنایی با زمینهٔ کلی بحث است. سپس در بخش روش پژوهش، با تمرکز بر ویژگی‌های دو تابع چگالی احتمال[3] و توزیع تجمعی مکمل[4] برای توزیع‌های نمایی و پاره‌تو، روش تشخیص توزیع درآمد در بستر نظریهٔ یاد شده، شرح داده شده است. در گام بعد، در بخش داده‌ها و یافته‌های پژوهش، داده‌های بازهٔ زمانی یاد شده در ایران، بررسی شده و به‌طور مفصل دربارهٔ تطابق این داده‌ها با نظریهٔ اقتصاد - فیزیکیِ توزیع دوطبقه‌ای درآمد، بحث، و در نهایت، دلالت‌های این نظریه به‌همراه یافته‌های مقاله در بخش جمع‌بندی، ارائه شده است.

۲. ادبیات و پیشینه پژوهش

نابرابری در توزیع درآمد، علاوه بر اینکه بخشی از نابرابری اقتصادی را تشکیل می‌دهد، تقویت‌کنندهٔ آن نیز هست و به همین سبب، می‌توان گفت که یکی از مهم‌ترین انواع نابرابری برای انتخاب سیاست‌ورزیِ اقتصادی است. برای بررسی نابرابری درآمدی، به مفهوم توزیع درآمد احتیاج داریم. توزیع درآمد، چهارچوبی تحلیلی است که امکان ارائهٔ تصویری کلی از چگونگیِ تخصیص محصول داخلی کشور بین مردم را فراهم می‌کند. به دلیل تعاملات پیچیده و متقابل نیروهای متعددی که توزیع درآمد را تعیین می‌کنند، ارائهٔ مدلی که از پیچیدگی‌های غیرضروری اجتناب کند، همواره در ادبیات اقتصادی بسیار چالش‌برانگیز بوده و هست.

ویلفردو پاره‌تو نخستین کسی بود که به این موضوع پرداخت. او در مقاله‌ای پیشتاز که به سال ۱۸۹۷ نوشت، نشان داد که در بسیاری از کشورها، تعداد افرادی که درآمدشان از یک مقدار مشخص (برای نمونه x) بالاتر است را می‌توان با استفاده از تابعی توانی[5] برآورد کرد ($Cx^{-\alpha}, \alpha > 0\ , C \in \mathbb{R}$) . بنا بر ادعای او، این تابع توانی در تمامی کشورها به‌شکلی همیشگی و برای تمام افراد جامعه صادق است (آرنولد[6]، ۲۰۱۵)؛ فرضیه‌ای که به قانون پاره‌تو شهره شد. نتایج تحقیقات بعدی، نشان داد که این تقریب، تنها برای درآمدهای بالاییِ جامعه (دنبالهٔ بالایی توزیع درآمد) قابل قبول است. به این ترتیب، رفتار پاره‌تویی‌ِ دنباله تنها به درآمدهایی که از یک حد مشخص بالاتر بودند، نسبت داده شد (توابع احتمال توزیع پاره‌تو در بخش بعد ترسیم شده‌اند).

1. Econophysics “Two-Class” Theory of Income Distribution (EPTC)
2. Vilfredo Pareto (1848-1923)
3. Probability Density Function (PDF)
4. Complementary Cumulative Distribution Function (CCDF)
5. Power Law
6. Arnold (2015)

شیراز[۱]، از تندوتیزترین منتقدان قانون پاره‌تو، نشان داد که وقتی منحنی لگاریتم درآمد را در مقابل لگاریتم تابع احتمال بقا[۲] ترسیم می‌کنیم، برخلاف پیش‌بینی پاره‌تو، «نقاط حتی به‌طور نسبی و تقریبی نیز بر خطی مستقیم [که تأییدی است بر توزیع پاره‌تو] قرار نمی‌گیرد». وی از این شواهد که از داده‌های درآمدی هند به دست آمده بود، نتیجه گرفت که: «در عمل قانون پاره‌تو وجود ندارد و زمان آن است که به کلی از ادبیات توزیع درآمد حذف شود» (شیراز، ۱۹۳۵: ۶۸۰-۶۷۹).

مندلبرت[۳]، منتقد ملایم‌ترِ پاره‌تو، نشان می‌دهد که نقاط بر روی خطی به‌تقریب سهمی‌گون جای می‌گیرند که انحراف آن از حالت خطی، به‌شدتی که شیراز مدعی بود، نیست. به این قرار، پیشنهاد او قانون ضعیف پاره‌تو بود که تنها به‌شکلی مجانبی برای درآمدهای بالا صادق است (مندلبرت، ۱۹۶۰). بنابراین، قانون پاره‌تو برای توصیف توزیع درآمد در بیشینهٔ پایینیِ جمعیت کاربرد چندانی ندارد، هرچند شواهد تجربی عموماً تأیید می‌کند که دنبالهٔ بالایی توزیع درآمد از رفتار پاره‌تویی پیروی می‌کند (نک: هند: چمبرنون و چمبرنون[۴]، ۱۹۵۳؛ ژاپن: فوجی‌مارا و همکاران[۵]، ۲۰۰۸؛ سوما و همکاران[۶]، ۲۰۰۵؛ ایتالیا: کلمنتی و گالکاتی[۷]، ۲۰۰۵؛ آلمان، بریتانیا و آمریکا: گالکاتی و کلمنتی، ۲۰۰۵).

مبتنی بر توافق عمومی بر سر نوع توزیع آماری این بخش از جمعیت که درآمدهای بالا به آن اختصاص دارد، اکنون عموماً، مسئله به تخمین شاخص پاره‌تویی (به عنوان معیاری برای نابرابری درآمد)، یعنی α در صورت‌بندی ریاضیاتیِ بالا بازمی‌گردد، نه به مناسب بودن یا نبودن برازش پارتویی. اما دربارهٔ بیشینهٔ جمعیت که قانون پاره‌تویی توزیع درآمد برای آن صادق نیست، فهم نحوهٔ توزیع درآمد، همچنان محل مجادله است. توزیع‌های آماریِ بسیاری در مقام جایگزین برای توزیع توانیِ پاره‌تو پیشنهاد شده‌اند: توزیع با چولگی مثبت[۸] (گیبرا[۹])، لاگ‌ـنرمال[۱۰] (کالکی[۱۱]) و توانی (چمبرنون)، نمونه‌هایی از آن‌ها هستند (به پیوست مراجعه کنید).

1. George Findlay Shirras (1885-1955)
2. Survival Function
3. Benoît Mandelbrot (1924-2010)
4. Champernown and Champernown (1953)
5. Fujiwara et al. (2008)
6. Souma et al. (2005)
7. Clementi and Gallegati (2005)
8. Positively Skewed Distribution
9. Gibrat
10. Log-normal
11. Michal Kalecki (1899-1970)

گیبرا به سال ۱۹۳۱ با پیش نهادن قانون اثر متناسب[۱] در توضیح رشد و توزیع درآمد، مدعی می‌شود که تغییر در درآمد در هر نقطه از زمان، نسبتی تصادفی با درآمد در نقطهٔ زمانی قبلی دارد. این قانون از یک سو، منجر به پیروی از توزیعی با چولگی مثبت می‌شود و از سوی دیگر، بر افزایش نابرابری در آمد به‌طور نامحدود در طول زمان دلالت دارد. هرچند داده‌های تجربی از این مدل نیز حمایت نمی‌کند (چاکرابارتی و همکاران، ۲۰۱۳). در مقابلِ گیبرا، مدل کالکی نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی، نقش مهمی در شکل‌دهی توزیع درآمد دارند و تمایل ذاتی برای افزایش نابرابری وجود ندارد. در مدل او، واریانس درآمد در طول زمان توسط عوامل اقتصادی ثابت نگه‌داشته می‌شود و در شرایط خاصی، توزیع لاگ‌ـنرمال برای برآورد مناسب است (کالکی، ۱۹۴۵).

مدل پیشنهادی چمبرنون، توزیع درآمد را بر اساس زنجیره مارکوف توضیح می‌دهد. یافتهٔ اصلی این مدل،آن است که توزیع درآمد به یک توزیع تعادلی[۲] همگرا می‌شود که مستقل از توزیع اولیه است. این توزیع تعادلی، اغلب از توزیع توانی پیروی می‌کند که دُم بالایی آن شبیه توزیع پاره‌تو است. این بدان معنا است که درصد کمی از افراد بخش بزرگی از کل درآمد را در اختیار دارند (چمبرنون، ۱۹۵۳).

ارائهٔ الگوهایی متمایز برای توزیع درآمد در وسط و دنبالهٔ بالاییِ توزیع، از نیمهٔ قرن گذشته پذیرشی عمومی را به همراه داشته است. بسیاری با حذف دنبالهٔ بالایی یا پایینیِ توزیع درآمدی، تلاش برای استخراج توزیعی یکتا را در دستور کار قرار دادند که بتواند طیف گسترده‌ای از درآمد را شامل شود. در این میان، اقتصاددانان معمولاً توزیع توانی (لوی و سولمن[۳]، ۱۹۹۷) یا لاگ‌ـنرمال (جینی، ۱۹۲۱؛ مونترل و شلِینر[۴]، ۱۹۸۲) را پیشنهاد می‌کردند، در حالی که آماردانان، توزیع گاما را ترجیح می‌دادند (هوگ و همکاران[۵]، ۲۰۱۹). برای هر مورد، مطالعات بسیاری وجود دارد که در رد یا تأیید آن ارائه شده، اما به سبب تطابق ناکامل داده‌ها با تمامی این مدل‌ها، مناقشه همچنان ادامه دارد و اجماعی شکل نگرفته است.

در واقع، رجحان یک توزیع نسبت به مابقی، به مدل بستگی داشته و امری سوبژکتیو است؛ هرچند مواردی همچون اصل پارسیمونی[۶] می‌تواند به کمک محقق بیاید. به هر روی در این مناقشه، انتخاب یک توزیع، لزوماً به معنای رد دیگر توزیع‌ها نبوده است. همین امر، محققان را بر آن داشته تا تلاش برای یافتن توزیعی بهتر را متوقف نکنند.

---

۱. قانون اثر متناسب (law of proportionate effect) دلالت دارد بر اینکه نرخ رشد متناسب یک بنگاه، از اندازهٔ مطلق آن مستقل است که این امر سبب می‌شود، توزیع اندازهٔ بنگاه از توزیع لاگ‌ـنرمال پیری کند.

2. Equilibrium Distribution
3. Levy and Solomon (1997)
4. Montroll and Shlesinger (1982)
5. Hogg et al. (2019)
6. Principle of Parsimonious

به‌تازگی برخی از اقتصاد‌ـفیزیک‌دانان، شیوه‌ای نوین که به «نظریهٔ اقتصاد‌ـفیزیک دربارهٔ توزیع دوطبقه‌ای درآمد» شهره است را برای پاسخ به مسئله، پیش‌نهاده‌اند (دراگولسکو و یاکونکو[1]، ۲۰۰۱).

بنیان نظریِ این فرضیه، بر رویکرد سینتیک[2] استوار است. یاکونکو و روسِر[3] (۲۰۰۹)، در مقاله‌ای با عنوان مکانیک آماریِ پول، استدلال می‌کنند که توزیع احتمال پول، همچون توزیع انرژی در فیزیک آماری، در یک سیستمِ بسته ـ از ـ عامل‌ها[4]، از تابع نماییِ بولتزمن‌ـگیبس[5] پیروی می‌کند. فرضیهٔ آن‌ها دربارهٔ توزیع درآمد نیز در پیوند با این ادعا طرح می‌شود. آن‌ها استدلال می‌کنند که درآمدهای حاصل از کار، به‌طور تخمینی از توزیع نمایی (ترمال[6]) پیروی می‌کند، درست همانند توزیع افزایش تدریجی دمای مؤثر[7] ذخیره شده در توزیع بولتزمن‌ـگیبس؛ در حالی که درآمدهای حاصل از سرمایه از توزیع پاره‌تو (سوپرترمال[8]) پیروی می‌کند. البته درآمدهای شخصیِ منفرد، ممکن است شامل هر دو نوع درآمد باشد؛ اما معنادار است اگر بگوییم که در سطوح پایینِ درآمدی، نوع اول غالب است و در سطوحِ بالا، نوع دوم. این مطالعه، شواهد تجربیِ درخوری را از آمریکا طی بازهٔ زمانی ۱۹۸۳ تا ۲۰۰۱ ارائه می‌دهد که طبق آن، ۹۷ تا ۹۹ درصدِ پایینیِ توزیع درآمدِ شخصی کمابیش نمایی است و ۱ تا ۳ درصد بالایی، کمابیش پاره‌تو. به این ترتیب، کل طیف توزیع درآمد در دو طبقهٔ کلی، یعنی درآمد حاصل از کار و درآمد حاصل از سرمایه، جای می‌گیرد که هر یک، از توزیعی مشخص پیروی می‌کند.

در مطالعه‌ای دیگر، سیلوا و یاکونکو[9] (۲۰۰۴)، از تطابق داده‌های سال‌های مختلف در بخش نماییِ توزیع نتیجه می‌گیرند که این بخش طی زمان، بسیار باثبات است. این امر، دلالت بر این دارد که بیشینهٔ جمعیت در تعادلی پایدار قرار دارند، درست مانند تعادل ترمال در فیزیک. از سوی دیگر، نقاط بخش توانی توزیع در خطی یکتا، بر هم منطبق نمی‌شوند. این بخش، به‌طور مشخص سال به سال تغییر کرده است و در تعادلی پایدار قرار ندارد. در واقع، دلیل آن، نوسان درآمدهای حاصل از سرمایه متعاقب نوسان‌های بازار سهام است. در فیزیک نیز غالباً توزیع انرژی در ساختاری دوـبخشی مشاهده می‌شود، که بخش پایینی، توزیع «ترمال» و بخش بالایی، توزیع «سوپرترمال» نامیده می‌شود.

---

1. Drăgulescu and Yakovenko (2001)
2. Kinetic
3. Yakovenko and Rosser (2009)
4. Closed System of Agents
5. توزیع بولتزمن‌ـگبیس (Boltzmann-Gibbs)، تابع احتمالی است در فیزیک آماری که احتمال قرار گرفتن یک سیستمِ متشکل از بی‌شمار ذرات در یک حالت مشخص را به‌عنوان تابعی از انرژی و دمای سیستم ارائه می‌دهد.
6. Thermal
7. Effective Temperature
8. Superthermal
9. Silva and Yakovenko (2008)

در امتداد این رویکرد، شیخ (۲۰۱۸)، فرضیهٔ توزیع دوطبقه‌ای درآمد را در مقیاسی جهانی ارزیابی می‌کند. در این مطالعه، او مبتنی بر مطالعهٔ آلوارِدو و همکاران[1] (۲۰۱۳)، درآمدهای طبقهٔ بالا را شامل سود، پاداش، بهره، رانت، و ترقی بهای سرمایه برمی‌شمارد و افزایش چشمگیر نسبت سود به مزد که از دههٔ ۱۹۸۰ آغاز شده است را مبنایی مادی برای افزایش سریع نابرابری درآمد کل معرفی می‌کند. در واقع، این همان چیزی است که استدلال گروه یاکونکو نشان می‌دهد.

به این ترتیب، مزیت‌های این نظریه نسبت به پیشنهادهای دیگر، به قرار زیر است. نخست، آنکه کل طیف درآمدی را پوشش می‌دهد. دوم، بنیان نظری آن است. این نظریه، مدعی است که درآمد بخش عظیم جامعه که حاصل از کار است، به این دلیل که مطابق با فرایندی حاصل‌جمعی انتشار می‌یابد، توزیعی نمایی را برمی‌سازد. همچنین درآمد بخش بالایی که با توزیع پاره‌تو برازش می‌شود، حاصل از سرمایه است و درآمد حاصل از سرمایه، از آن جهت که انتشاری حاصل‌ضربی دارد، توزیعی قانون‌ـتوانی را تشکیل می‌دهد. تأیید این فرضیات، به معنای بازگشت به استدلال اقتصاد کلاسیک است؛ چراکه واحد تحلیلی این رویکرد، دو عامل اساسی تولید در جامعه، یعنی کار و سرمایه است.

از این رو، پیشنهاد انتخاب توزیع نیز تصادفی نبوده و مبتنی بر بنیان نظری اقتصاد کلاسیک است. افزون بر این موارد، نظریه با تأکید بر ثابت بودن ضریب جینیِ توزیع نمایی (دراگولسکو و یاکونکو، ۲۰۰۱)، نشان می‌دهد که نابرابری جامعه، تنها به سهم درآمد دنبالهٔ بالایی پاره‌تویی از کل درآمد بستگی دارد. سنجش این ادعا از طریق بررسی همبستگی نوسان‌های ضریب جینی، با این سهم انجام می‌شود. نتیجهٔ سیاستی این ادعا، چنین خواهد بود: سیاست‌هایی که توجه آن‌ها معطوف است به کاهش سهم سرمایه، و یا افزایش سهم کار، تنها سیاست‌هایی است که می‌تواند به‌طور مؤثر نابرابری را در جامعه کاهش دهد.

۳. روش پژوهش

پیش از آغاز کار و در مقام مقدمه، باید به یک نکته اشاره کرد. تحلیل‌های آماری مبتنی بر مدل‌ها هستند و تمامی مدل‌ها صرفاً تلاش‌هایی با هدف ساده‌سازی دنیای واقعی‌اند. درست است که برای تقریب توزیع‌های نظری، می‌توان از آزمون‌های آماری متعددی استفاده کرد، اما انتخاب بهترین مدل مسئله‌ای صرفاً آماری نیست، بلکه انتخابی است با توجه به مدل. این امر به‌طور ویژه، در نمونه‌های بسیار بزرگ اهمیت دارد، چرا که در این حالت، آزمون می‌تواند آنقدر قدرت داشته باشد که انحراف‌های بی‌اهمیتِ داده‌ها از توزیعِ نظری پیشنهادی را به‌گونه‌ای ببیند که نتایج آماری قابل‌توجهی ایجاد کند. برای نمونه، حتی زمانی که داده‌ها از توزیع پیشنهادی پیروی می‌کنند، این انحرافات

1. Alvaredo et al. (2013)

می‌تواند سبب کمتر شدن مقدار احتمال[1] از سطح معنی‌داری شود (واریان[2]، ۲۰۱۴: ۴-۳). بنابراین نتیجه‌گیری نهایی، می‌باید با لحاظ تمامی این جوانب گرفته شود و این مهم بر عهدهٔ محقق است.

در سیستم‌های پیچیده، به‌ویژه زمانی که با مجموعه داده‌های بزرگ مقیاس یا مدل‌های پیچیده سروکار داریم، ممکن است از روش‌ها و تکنیک‌های دیگری فراتر از آزمون‌های آماری سنتی برای تخمین توزیع استفاده شود. دستهٔ نخست، مربوط است به تکنیک‌های برازش مدل مانند حداکثر درست‌نمایی، رگرسیون حداقل مربعات یا روش‌های بیزی برای تخمین پارامترهای توزیع (کوان[3]، ۱۹۹۸). دستهٔ دوم شامل شبیه‌سازی یا روش‌های محاسباتی است. در این روش، با استفاده از الگوریتم‌ها، داده‌ها را بر اساس توزیع‌ها یا مدل‌های فرضی تولید می‌کنند. سپس با مقایسه خروجی این شبیه‌سازی‌ها با داده‌های مشاهده شده، و بدون انجام آزمایش‌های آماری صریح، می‌توان استنباط کرد که توزیع مورد نظر، تا چه حد به داده‌ها تقریب می‌کند (ماریا[4]، ۱۹۹۷).

همچنین بررسی بصری و تجزیه و تحلیل توصیفی در تقریب توزیع این سیستم‌ها بسیار کارا است. این کار از طریق ترسیم بافت‌نگاشت و باقی نمودارهای توزیع، و بدون انجام آزمون‌های آماری مرسوم، صورت می‌گیرد. در دستهٔ سوم، رویکردهای اکتشافی جای می‌گیرند که مبتنی است بر دانش تخصصی در حوزهٔ مورد نظر. در این رویکردها ملاحظات نظری، به‌جای آزمون‌های آماری مرسوم، به انتخاب و اعمال توزیع‌هایی کمک می‌کند که بر اساس ویژگی‌های سیستم مورد مطالعه، نمایش معقولی از داده‌ها تلقی می‌شوند. در سیستم‌های پیچیده که ممکن است مفروضات آماری سنتی معتبر نباشند یا مجموعهٔ داده‌ها گسترده و غیرمتعارف است، این روش‌های جایگزین می‌توانند عملی‌تر از آزمون‌های فرضیه مرسوم باشند (فان و همکاران[5]، ۲۰۱۴).

نخستین گام برای برآورد توزیع آماری‌ای که داده‌ها از آن پیروی می‌کنند، ترسیم بافت‌نگاشت[6] و تابع چگالی احتمال و مشاهدهٔ آن‌ها است. مشاهدهٔ این نمودار، نکاتی را دربارهٔ توزیع داده‌ها آشکار می‌کند، نکاتی مانند اریب یا متقارن بودن داده‌ها، چند قله‌ای یا تک‌قله‌ای بودن داده‌ها و جز آن. همچنین شکل بافت‌نگاشت می‌تواند به حدس‌های نخستین دربارهٔ توزیع داده‌ها کمک کند، و برای نمونه، در صورت مشاهدهٔ شکل زنگوله‌ای در بافت‌نگاشت، می‌توان حدس زد که داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند. به همین ترتیب، شکل نزولی یا صعودی بافت‌نگاشت، به توزیع نمایی یا پاره‌تو و شکل مسطح، به توزیع یکنواخت رهنمون می‌شود. تغییر دامنه و تعداد بلوک‌ها در این مرحله می‌تواند به تشخیص اینکه توزیع داده‌ها به کدام توزیع احتمال رایج شبیه‌تر است، کمک کند.

1. P-value
2. Varian
3. Cowan
4. Maria
5. Fan et al. (2014)
6. Histogram

هرچند بافت‌نگاشت برای بررسی تعداد به‌نسبت کم داده‌ها ابزاری قدرتمند است، اما هنگامی که تعداد داده‌ها افزایش می‌یابد، این نمودار می‌تواند تردیدبرانگیز شود. علاوه بر این، مقایسهٔ بصری شکل بافت‌نگاشت با توزیع‌های رایج، می‌تواند بیش از یک توزیع را معتبر بداند. در این شرایط، نمودار تابع توزیع تجمعی[1] و تجمعی مکمل، می‌تواند کمک‌کننده باشد. بنابراین پس از طی گام نخست و انتخاب چند توزیع نظریِ پیشنهادی باید به سراغ ترسیم این توابع رفت تا بتوان تشخیص داد، کدام توزیع به بهترین وجه با توزیع داده‌های تجربی مطابقت دارد. هر دو گام یادشده را می‌توان با آزمون مداد پهن[2] (مُنتگومری[3]، ۲۰۱۷: ۳۸) پیش برد؛ اما پس از آن، تعیین پارامترهای توزیع و همچنین تعیین یک برازش مناسب و استفاده از روش‌های کمّی بنا به مورد کارا است. در نتیجه، تابع چگالی احتمال، تابع توزیع تجمعی و تابع توزیع تجمعیِ مکمل، ابزارهایی لازم برای تعیین توزیع درآمد سالانه هستند.

تابع چگالی احتمالِ یک متغیر تصادفی، نحوهٔ توزیع احتمال مقادیر مختلف آن متغیر را بیان می‌کند. به دیگر سخن، این تابعْ، امکان برآورد احتمال اینکه متغیری تصادفی برابر با مقداری مشخص باشد یا در یک محدودهٔ مشخص قرار بگیرد را فراهم می‌نماید. اگر $f(x)$ تابع توزیع احتمال متغیر پیوستهٔ X باشد، آنگاه احتمال اینکه متغیر X مقداری بین a تا b داشته باشد، با فرمول (۱) به‌دست می‌آید.

$$Pr[a \leq X \leq b] = \int_a^b f(x)dx \qquad (۱)$$

حال اگر متوسط تعداد اتفاقات در یک بازهٔ زمانی یا مکانی مشخص، برابر با λ باشد، به عبارت دیگر رویدادها به‌طور پیوسته و مستقل با نرخ میانگین ثابت رخ دهند و تعداد این اتفاقات در یک بازهٔ زمانی، متغیر تصادفی را شکل دهد، آنگاه این متغیر تصادفی دارای توزیع پواسون با تابع چگالی احتمال $f(x) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^x}{x!}$ خواهد بود. روشن است که متغیر تصادفی در این توزیع، گسسته است. حال، اگر متغیر تصادفی، زمان بین دو اتفاق متوالی یا وقوع نخستین اتفاق در نظر گرفته شود، آنگاه این متغیر پیوسته، دارای توزیع نمایی خواهد بود که احتمال به وقوع پیوستن آن را با فرمول (۲) برآورد می‌کنند.

$$Pr[a \leq X \leq b] = \int_a^b \lambda e^{-\lambda x}dx \qquad (۲)$$

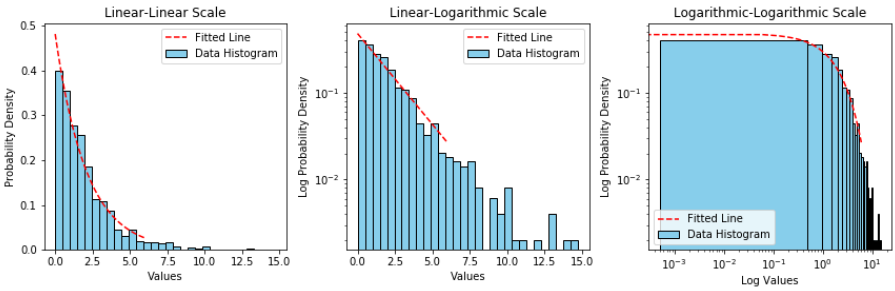
توزیع نمایی، تنها دارای یک پارامتر برازش، یعنی λ است. این پارامتر را به سبب اینکه شیب و قوس منحنی را تعیین می‌کند، پارامتر نرخ[4] می‌نامند. همچنین میانگین یا مقدار مورد انتظار متغیری تصادفی با توزیع نمایی، برابر با $\frac{1}{\lambda}$ است که آن را پارامتر مقیاس[5] می‌نامند.

1. Cumulative Distribution Function (CDF)
2. Fat Pencil Test
3. Montgomery
4. Rate Parameter
5. Scale Parameter

دراگولسکو و یاکونکو (۲۰۰۱)، مبتنی بر این ادعای بنیادیِ اقتصاد-فیزیک‌دانان که خواص آماری در سیستم‌های پیچیده مشابه هستند و از طریق قیاس با توزیع بولتزمن-گیبس[1] انرژی در فیزیک، پیشنهاد می‌کنند که بخش پایینی توزیع درآمد، از توزیع نمایی پیروی می‌کند. اگر درآمد سالانه با r نشان داده شود، بنابر پیشنهاد یاد شده، احتمال قرار گرفتن درآمد در فاصله‌ای مشخص با استفاده از فرمول (۳) برآورد می‌شود. طبیعی است که پارامتر مقیاس این توزیع برابر با درآمد سالانهٔ میانگین باشد. دراگولسکو و یاکونکو (۲۰۰۱)، به‌دلیل تناظر پارامتر یادشده با متغیر دما در توزیع بولتزمن-گیبس انرژی آن را «دمای درآمد[2]» می‌نامند و از همین رو، آن را با T نشان می‌دهند.

$$f(r) = \frac{1}{T} e^{-\frac{r}{T}} \rightarrow Pr[r \leq X \leq r + dr] = \int_{r}^{r+dr} \frac{1}{T} e^{-\frac{r'}{T}} dr' = e^{-\frac{r}{T}} - e^{-\frac{r+dr}{T}} \quad (۳)$$

تابع چگالی احتمالِ یک توزیع نمایی، تابعی یکنواخت[3] است که در درآمد صفر، بیشینه می‌شود. بنابراین، ترسیم تابع چگالی احتمالِ این توزیع در مقیاسی خطی-خطی، نشان‌دهندهٔ منحنیِ نمایی کاهشی با بیشترین مقدار در $f(r = 0)$ خواهد بود، که با افزایش مقدار درآمد، ابتدا با سرعت بیشتر و بعد کندتر کاهش می‌یابد؛ اما اگر این تابع چگالی احتمال در مقیاس لگاریتمی-خطی، ترسیم شود، خطی صاف با شیبی منفی به مقدار $\frac{1}{T}$ حاصل می‌شود. نمودار یاد شده در مقیاس لگاریتمی-لگاریتمی، به شکل سهمویِ نزولی خواهد بود. هر سه مورد را می‌توان در یک نمونهٔ تصادفی که از توزیع نمایی پیروی می‌کند، در شکل ۱ دید.



شکل ۱: تابع چگالی احتمال و خط برازش توزیع نمایی. از چپ به راست، در مقیاس الف) خطی-خطی، ب) لگاریتمی-خطی و پ) لگاریتمی-لگاریتمی

Figure 1: Probability density function (PDF) with exponential distribution fit, presented in: (a) linear-linear, (b) log-linear, and (c) log-log scales

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. $P(\varepsilon) \propto \exp(-\frac{\varepsilon}{T_\varepsilon})$
2. Income Temperature
3. Monotonous

تابع توزیع تجمعیْ، احتمالِ اینکه متغیری تصادفی مقداری کوچک‌تر یا مساوی با یک آستانهٔ معین را به خود بگیرد، محاسبه می‌کند. بنا به تعریف، این تابع در حد پایین، یا منفیِ بی‌نهایت برابر با صفر و در حد بالا یا مثبتِ بی‌نهایت، برابر با یک است؛ همچنین روشن است که شکل آن یکنواخت و صعودی است. برای به دست آوردن این تابع، می‌توان از تابع چگالی احتمال، انتگرال گرفت. به این ترتیب، فرمول (۴) تابع توزیع تجمعی، $F(x)$، را برای توزیع نمایی نشان می‌دهد.

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda x} \qquad (۴)$$

البته برای مقاصد این مقاله، عکس این تعریف کاراتر است. تابع توزیع تجمعی مکمل، احتمال اینکه متغیری تصادفی از یک آستانهٔ مشخص بیشتر باشد را محاسبه می‌کند. این تابع که به تابع بقا[1] نیز شهره است را نخستین بار، شیراز (۱۹۳۵) وارد ادبیات توزیع درآمد کرد. مبتنی بر تعریفْ، تابع بقا یکنواخت و نزولی خواهد بود. فرمول (۵) این تابع، $\bar{F}(x)$، را برای متغیری که از توزیع نمایی پیروی می‌کند، نشان می‌دهد.

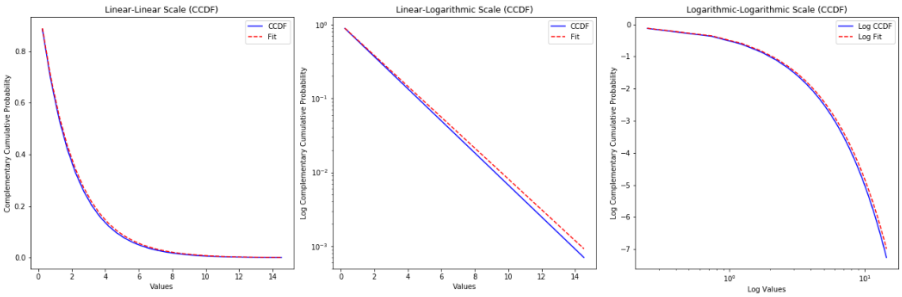
$$\bar{F}(x) = Pr[X > x] = \int_x^{\infty} \lambda e^{-\lambda x\prime} = 1 - F(x) = e^{-\lambda x} \qquad (۵)$$

تابع بقای توزیع درآمد سالانه، با استفاده از فرمول (۵) به شکل زیر حاصل خواهد آمد.

$$\bar{F}(r) = exp(-\frac{r}{T}) \qquad (۶)$$

قابل ذکر است که قدر مطلق شیب تابع بقا در هر نقطه، برابر با تابع چگالی احتمال است. از این رو، منحنی تابع بقای توزیع نمایی در مقیاس خطی‌ـخطی نموداری، کاهشی خواهد بود که شیب آن، زمانی‌که متغیر تصادفی به‌طور مجانبی، به صفر میل می‌کند، بیشینه است و به‌تدریج، با افزایش مقدار متغیر، به صفر میل می‌کند. نمودار تابع بقا در مقیاس لگاریتمی‌ـخطی، خطی صاف و نزولی است که شیبی برابر با پارامتر نرخ دارد. همچنین نمودار این تابع در مقیاس لگاریتمی‌ـلگاریتمی، به شکل منحنی نمایی کاهشی خواهد بود که غالباً برای تشخیص رفتار دُم توزیع، استفاده می‌شود. هر سه مورد را می‌توان در نمونه‌ای تصادفی که در شکل ۱ نیز از آن استفاده شد، در شکل ۲ دید.

1. Survival Function



شکل ۲: تابع بقا و خط برازش توزیع نمایی. از چپ به راست، در مقیاس الف) خطی–خطی، ب) لگاریتمی–خطی و پ) لگاریتمی–لگاریتمی

Figure 2: Survival function with exponential distribution fit, presented in: (a) linear-linear, (b) log-linear, and (c) log-log scales

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چنان‌که پیش‌تر گفته شد، در مدل دراگولسکو و یاکونکو، توزیع کل درآمد، دارای دو طبقه است. طبقهٔ پایین که مربوط به درآمد حاصل از کار است، از توزیع نمایی پیروی می‌کند و تابع چگالی احتمال و تابع بقای آن، رفتاری همانند رفتار شکل‌های ۱ و ۲ نشان می‌دهد؛ اما طبقهٔ بالا که عمدتاً درآمد حاصل از سرمایه است، از توزیع پاره‌تو پیروی می‌کند. توزیع پاره‌تو، که توزیعی دُم‌سنگین[1] است، درواقع یک توزیع قانون توانی با تابع توزیع احتمال نشان داده شده در فرمول (۷) است. در این توزیع، x_m، که پارامتر مقیاس نامیده می‌شود، کمترین مقدار ضرورتاً مثبتی است که متغیر تصادفی می‌تواند به خود بگیرد. α یک پارامتر مثبت است که به آن، پارامتر شکل[2] یا شاخص پاره‌تو[3] می‌گویند و نشان‌دهندهٔ کشش تابع توزیع نسبت به متغیر تصادفی است. تابع چگالی احتمال توزیع پاره‌تو برای متغیر x، به این قرار خواهد بود (کاکوانی[4]، ۱۹۸۰: ۱۷-۱۴):

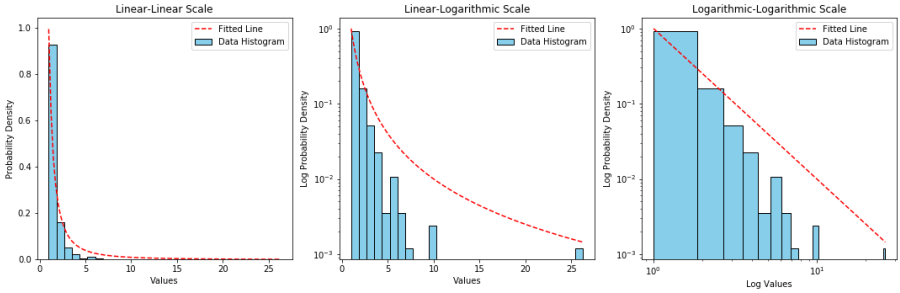
$$f(x) = \frac{\alpha {x_m}^{\alpha}}{x^{\alpha+1}} \qquad x \geq x_m \tag{۷}$$

بنابراین مبتنی بر نظریهٔ دوطبقه‌ای درآمد، تابع چگالی احتمال توزیع درآمد سالانهٔ طبقهٔ بالایی جامعه، از فرمول (۸) پیروی می‌کند.

$$f(r) = \alpha {r_m}^{\alpha}.(\frac{1}{r})^{\alpha} \qquad x \geq x_m \tag{۸}$$

1. Heavy-tailed
2. Shape Parameter
3. Pareto index
4. Kakwani

نمودار تابع چگالی احتمالِ این طبقه در مقیاسی خطی‌ـخطی، به شکل سهموی نزولی نمایان می‌شود که به صورت مجانبی به هر یک از محورهای متعامد نزدیک می‌شود. شاخص پاره‌تو در این توزیع، تعیین کنندهٔ شکل آن است؛ اما زمانی‌که این تابع در مقیاس لگاریتمی‌ـلگاریتمی رسم می‌شود، نمودار به شکل یک خط مستقیم با شیبی برابر با شاخص پاره‌تو نمایان می‌شود. در شکل ۳، تابع چگالی احتمال یک نمونهٔ تصادفی که از توزیع پاره‌تو پیروی می‌کند، در سه مقیاس یاد شده نشان داده شده است.



شکل ۳: تابع چگالی احتمال و خط برازش توزیع پاره‌تو. از چپ به راست، در مقیاس الف) خطی‌ـخطی، ب) لگاریتمی‌ـخطی و پ) لگاریتمی‌ـلگاریتمی

Figure 3: Probability density function (PDF) with Pareto distribution fit, presented in: (a) linear-linear, (b) log-linear, and (c) log-log scales.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چنان‌که پیش‌تر گفته شد، با انتگرال‌گیری از تابع چگالی احتمال، می‌توان ابتدا تابع توزیع تجمعی و به میانجی آن، تابع بقا را به دست آورد. این دو مورد، به‌ترتیب، در فرمول (۹) و (۱۰) نشان داده شده است.

$$F(x) = 1 - \left(\frac{x_m}{x}\right)^{\alpha} \qquad x \geq x_m \tag{۹}$$

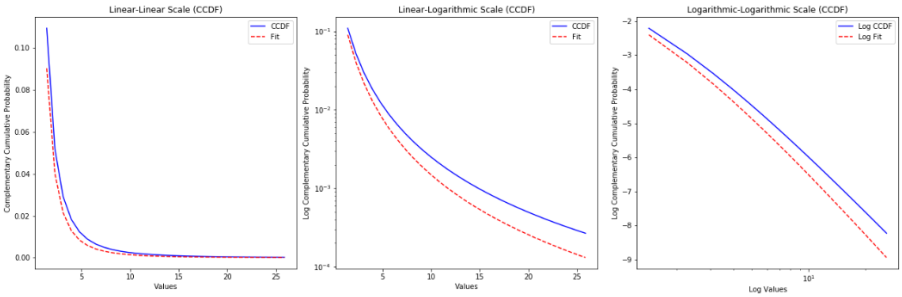
$$\bar{F}(x) = \left(\frac{x_m}{x}\right)^{\alpha} = Cx^{-\alpha} \qquad x \geq x_m \tag{۱۰}$$

ضریب C در فرمول (۱۰) و (۱۱)، به جهت سادگی جایگزین می‌شود. این ضریب در این فرمول‌ها عدد ثابتی است و به‌ترتیب، برابر با ${x_m}^{\alpha}$ و ${r_m}^{\alpha}$ که صرفاً مکان منحنی را تغییر می‌دهد و تأثیری بر شکل و نوع توزیع ندارد. قوس منحنی تنها با مقادیر متفاوت α تغییر می‌کند. بنابراین، تابع بقای توزیع درآمد سالانهٔ طبقهٔ بالایی جامعه نیز از فرمول زیر پیروی می‌کند.

$$\bar{F}(r) = \left(\frac{r_m}{r}\right)^{\alpha} = Cr^{-\alpha} \tag{۱۱}$$

رسم تابع بقای این طبقه در مقیاس خطی‌ـخطی، نموداری به دست می‌دهد که در درآمدهای بسیار بالا به‌طور مجانبی به صفر نزدیک می‌شود و در درآمدهای نزدیک به صفر، به‌طور مجانبی به سوی بی‌نهایت می‌رود؛ اما رسم تابع در مقیاس لگاریتمی‌ـلگاریتمی، خطی مستقیم و نزولی را نشان

می‌دهد که شیب آن، برابر با شاخص پاره‌تویی است. در شکل ۴، تابع بقای یک نمونهٔ تصادفی که از توزیع پاره‌تو پیروی می‌کند، در سه مقیاس نشان داده شده است.



شکل ۴: تابع بقا و خط برازش توزیع نمایی. از چپ به راست، در مقیاس الف) خطی‌ـخطی، ب) لگاریتمی‌ـخطی و پ) لگاریتمی‌ـلگاریتمی

Figure 4: Survival function with exponential distribution fit, displayed in: (a) linear-linear, (b) log-linear, and (c) log-log scales.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چنان که گفته شد، رسم بافت‌نگاشت برای تخمین نخستین دربارهٔ چگونگی توزیع داده‌ها بسیار مفید است؛ اما با توجه به شباهت نمودارهای تابع چگالی احتمال در دو توزیع نمایی و پاره‌تو در مقیاس خطی‌ـخطی، امکان تمیز این دو توزیع با استفاده از این نمودارها فراهم نیست (نک: شکل ۱ـ الف و ۳ـ الف). منحنی توزیع تجمعی و به‌تبع آن، منحنی توزیع تجمعی مکمل نیز در مقیاس خطی‌ـخطی به همین دلیل، روشن‌کننده نیستند (نک: شکل ۲ـ الف و ۴ـ الف)؛ اما ترسیم تابع بقای مربوط به داده‌های بخش پایینی جامعه در مقیاس لگاریتمی‌ـخطی، می‌تواند بسیار مفید باشد؛ چراکه خط صاف در این مقیاس، نشان دهندهٔ قانون بولتزمن‌ـگیبس نمایی خواهد بود (نک: شکل ۲ـ ب). کارکردی مشابه را ترسیم تابع بقای مربوط به داده‌های بخش بالایی جامعه در مقیاس لگاریتمی‌ـلگاریتمی برای نشان دادن قانون توانی پاره‌تو دارد (نک: شکل ۴ـ پ). بنابراین، در صورتی که تابع بقا برای کل داده‌ها در مقیاس لگاریتمی‌ـلگاریتمی ترسیم شود، مطابق با فرضیهٔ مدل دوطبقه‌ای اقتصادـفیزیک، باید دو بخش مجزای نمایی و پاره‌تویی درآن قابل مشاهده باشد (نک: ۲ـ پ و ۴ـ پ).

۴. داده‌ها و یافته‌های پژوهش

داده‌های این مقاله، از جداول مربوط به طرح بررسی هزینه-درآمد (بودجه) خانوار که مرکز آمار ایران سالانه منتشر می‌کند، استخراج شده است. این طرح، با استفاده از روش آمارگیری نمونه‌ای و از طریق

مراجعه به خانوارهای نمونه در نقاط شهری و روستایی انجام می‌شود. این مقاله، بر بازهٔ یازده سالهٔ ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ تمرکز می‌کند.

از آنجا که تفکیک درآمد، به درآمدهای حاصل از کار و سرمایه در شهرها به‌طور گسترده‌تر و مشهودتری صورت گرفته است، داده‌های خانواده‌های شهری که به‌طور جداگانه ارائه شده، برای این مدل مناسب‌تر است. طبق سرشماری نفوس و مسکن که در سال ۱۳۹۵ انجام شده، جمعیت شهری در این سال ۷۴ درصد از کل جمعیت کشور بوده است. از آنجا که داده‌های بودجه خانوار مبتنی بر خوداظهاری است و به دلایل متعدد، ممکن است که فرد درآمد خود را به شکلی نادرست اعلام کند، در چنین داده‌هایی، می‌توان هزینه را به عنوان جانشین درآمد در نظر گرفت (گیبسن و کیم[1]، ۲۰۱۳). به این ترتیب، در این مقاله نیز برای ترسیم توزیع درآمد، از هزینهٔ خالص به‌عنوان جانشین درآمد استفاده شده است.

ابتدا درآمدهای صفر و منفی، از داده‌های ستون مربوط به هزینهٔ خالص خانوارهای شهری هر سال حذف شد. پاکسازی داده‌ها از مقادیر صفر و منفی مبتنی بر این فرض انجام می‌شود که زندگی با چنین درآمدی (یا در واقع هزینه‌ای)، عملاً ممکن نیست. از سوی دیگر، حذف این داده‌ها به سبب تعداد بسیار اندک آن‌ها تغییر چندانی در نمونه یا وزن‌ها ایجاد نمی‌کند (برای نمونه در سال ۱۳۹۵ تنها ۲۰ داده در میان ۱۸۸۰۹ داده مقداری منفی یا صفر دارند). همچنین داده‌ها بر اساس درآمد به ترتیب نزولی چینش شدند.

نخستین گام در آماده‌سازی داده‌ها، تورم‌زدایی است که با استفاده از شاخص کالاها و خدمات مصرفی منتشر شده در وبگاه بانک مرکزی، انجام شده است. سال پایه در این شاخص، سال ۱۳۹۵ است. گام بعدی، تخمینِ نخستینِ[2] مرز دو طبقه خواهد بود که با استفاده از ترسیم نمودار توزیع تجمعی مکمل در مقیاس لگاریتمی‌ـلگاریتمی برای کل داده‌ها در هر سال حاصل می‌شود. این تخمین برای بازهٔ ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ برابر با ۹۹/۷ درصد است. قابل ذکر است که پس از تقسیم نمونه‌های هر سال به دو بخش، با ترسیم نمودار توزیع تجمعی مکمل برای بخش پایینی هر سال در مقیاس لگاریتمی‌ـخطی، شیب این نمودار خطی به‌عنوان پارامتر نرمال کردن داده‌های هر سال تعیین شده است؛ چراکه مطابق نظریه مقدار، این شیب برابر است با معکوس درآمد میانگین، امری که می‌توان با گرفتن لگاریتم از هر دو طرف فرمول (۶)، به شکل زیر نشان داد:

$$\bar{F}(r) = exp\left(-\frac{r}{T}\right) \rightarrow ln\,\bar{F}(r) = -\frac{r}{T} \qquad (۱۲)$$

1. Gibson and Kim (2013)
2. First Approximation

مقدار به دست آمده از شیب، برابر با پارامتر مقیاس توزیع نمایی یا همان معکوس دمای درآمد است. مقادیر به‌دست آمده برای دمای درآمد در جدول ۱ آمده‌اند. مقایسهٔ این مقادیر با مقادیر درآمد میانگین طبقهٔ پایین، قرابت این دو را نشان می‌دهد.

جدول ۱: مقادیر و پارامترهای توزیع.

Tabel 1: Estimated parameters and descriptive statistics of income distributions

پارامتر پاره‌تو (α)	درآمد مرزی r^*	درآمد پیک $\dot{r}$	درآمد پیک $\dot{r}/(CPI*T)$	دمای درآمد (T)	میانگین درآمد $\langle r \rangle$	سال
۳	۲۶۲,۴۶۹,۲۸	۶۳۰,۱۲۱,۳	۰.۶۲۵	۰۸۳,۳۳۸,۳	۰۴۵,۳۶۷,۳	۱۳۸۵
۳	۰۹۸,۰۲۳,۳۴	۵۳۴,۵۵۱,۳	۰.۵۹۵	۳۳۲,۳۶۸,۳	۳۱۸,۴۱۶,۳	۱۳۸۶
۲	۹۸۷,۳۱۴,۴۰	۰۴۷,۲۷۹,۴	۰.۶۰۵	۵۵۸,۱۸۳,۳	۸۱۰,۲۰۱,۳	۱۳۸۷
۱	۷۲۵,۰۵۱,۴۳	۶۴۳,۸۷۱,۴	۰.۶۴۵	۵۷۱,۰۶۹,۳	۰۷۹,۰۷۳,۳	۱۳۸۸
۵	۶۴۹,۳۹۷,۴۸	۱۲۷,۹۶۷,۴	۰.۵۸۵	۰۷۹,۰۷۰,۳	۹۳۵,۱۰۵,۳	۱۳۸۹
۵	۴۴۹,۲۴۴,۵۷	۳۷۵,۱۷۶,۶	۰.۶۱۵	۸۸۰,۹۸۸,۲	۸۴۸,۰۱۷,۳	۱۳۹۰
۳	۴۷۹,۹۳۵,۷۰	۸۹۳,۴۶۶,۷	۰.۶۰۰	۲۳۵,۸۳۷,۲	۳۱۳,۸۵۹,۲	۱۳۹۱
۶	۰۷۹,۷۶۵,۸۹	۱۱۰,۳۱۵,۱۰	۰.۶۵۵	۸۳۰,۶۶۴,۲	۸۱۶,۶۷۶,۲	۱۳۹۲
۶	۷۴۱,۴۴۶,۱۰۱	۵۲۳,۳۰۱,۱۱	۰.۶۳۵	۱۹۰,۶۰۶,۲	۱۵۵,۶۲۸,۲	۱۳۹۳
۲	۵۱۵,۹۷۷,۱۱۲	۰۹۲,۵۸۶,۱۲	۰.۶۳۵	۳۶۰,۵۹۳,۲	۶۲۵,۶۰۸,۲	۱۳۹۴
۴	۳۰۹,۵۰۹,۱۲۲	۱۸۱,۰۰۳,۱۳	۰.۶۰۵	۱۴۳,۵۷۹,۲	۱۵۹,۵۸۲,۲	۱۳۹۵

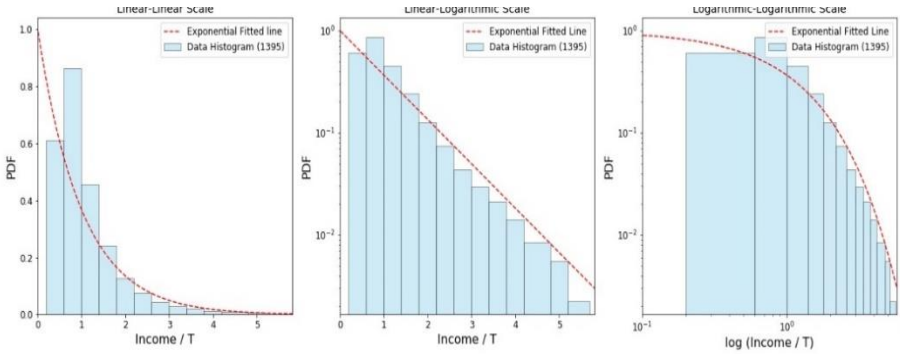
مأخذ: یافته‌های پژوهش. مقادیر ستون‌های اول، دوم، سوم و پنجم، ماهانه و به ریال هستند. ستون چهارم، مقادیر خوانده شده از روی نمودار است.

گام بعدی، انتخاب یک بلوک‌بندی[1] بهینه برای داده‌های نرمال شده است. این گام با در نظر گرفتن وزن آن‌ها، که از ستونی در جداول طرح بودجه خانوار استخراج شده است، انجام می‌شود. ترسیم بافت‌نگاشت، بهترین ابزار برای انتخاب این بلوک‌بندی است. بلوک‌بندی‌های مختلف، می‌تواند نمایش شکل توزیع را تغییر دهد، از این رو، انتخاب یک بلوک‌بندی مناسب، اهمیت بسیار بالایی دارد.

اگر پهنای بلوک‌ها بیش از حد زیاد باشد، تعداد افرادی که در هر بازه قرار می‌گیرند، بسیار زیاد خواهد بود و ممکن است برخی از جزئیات ظریف، مانند وجود دوقله در یک بلوک، دیده نشود. از سوی دیگر، اگر پهنای بلوک‌ها بسیار کم باشد، هر نوسانی فارغ از اهمیت آماری آن، نقش بزرگی در تغییر شکل توزیع ایفا می‌کند و از این رو، توزیع بسیار شلوغ[2] نشان داده خواهد شد و برازش هیچ توزیعی برای آن ممکن نخواهد بود. با در نظر گرفتن این نکات، پهنای بهینه برای داده‌های نرمال شده، برابر با ۰/۴ انتخاب شد ($\Delta r \approx 0.4T$).

1. Binning
2. Noisy

نمودارهای بافت‌نگاشت و تابع بقا، با پهنای بلوک یاد شده به صورت جداگانه برای هر سال ترسیم شد. در اینجا، تنها نمودارهای سال ۹۵ ارائه شده است، چراکه شباهت کیفی نمودارها در سال‌های مختلف، اجازهٔ تسری نتایج سال ۱۳۹۵ به دیگر سال‌ها را می‌دهد. نمودارهایی که تمام سال‌ها را در یک نمودار تجمیعی نشان می‌دهد (شکل ۶، ۹ و ۱۰) نیز مؤید این امر است. به منظور ترسیم بافت‌نگاشت، تعداد افرادی که در هر بلوک قرار می‌گیرند، شمرده، و بر تعداد کل افراد تقسیم شد، و بر روی محور عمودی نشان داده شده است. بر روی محور افقی، درآمد نرمال شده (r/T) قرار گرفته است و به این ترتیب، مختصات این محور بدون بُعد است. شکل ۵ بافت‌نگاشت درآمد طبقهٔ پایینیِ جامعه را در سه مقیاس خطی‌ـخطی، لگاریتمی‌ـخطی و لگاریتمی‌ـلگاریتمی به‌همراه خط برازش تابع توزیع نمایی نشان می‌دهد.



شکل ۵: تابع چگالی احتمال سال ۱۳۹۵ و خط برازش توزیع نمایی. از چپ به راست، در مقیاس الف) خطی‌ـخطی، ب) لگاریتمی‌ـخطی و پ) لگاریتمی‌ـلگاریتمی

Figure 5: Probability density function (PDF) for year 2016 with exponential distribution fit, presented in: (a) linear-linear, (b) log-linear, and (c) log-log scales

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چنان‌که در شکل ۵ دیده می‌شود، نمودارهای بافت‌نگاشت در بلوک دوم با یک پیک مواجه هستند. این پیک در شکل ۵ـ الف بسیار مؤکدتر از شکل‌های ۵ـ ب و ۵ـ پ به نمایش در آمده است. تدقیق محل این پیک از طریق باریک کردن بلوک‌ها، عدد ۰/۶۰۵ را روی محور افقی حاصل می‌کند که پیک بسیار تیزی را به نمایش می‌گذارد. این عدد، نشان‌دهندهٔ درآمدهای معادل ۱۳ میلیون ریال در ماه است. در همین سال، حداقل دریافتی برای یک خانوار ۳/۳ نفره (که بعد میانگین یک خانوار شهری در سال ۱۳۹۵ بوده است)، به‌تقریب، برابر با همین مقدار بوده[۱]، و با این ویژگی‌ها، در تمامی

۱. حداقل دریافتی خانوار با اضافه کردن عیدی، سنوات و یارانهٔ نقدی به حداقل دستمزد یک کارگر سادهٔ بدون سابقه و با در نظر گرفتن بعد خانوار محاسبه شده است. ارقام با استفاده از مصوبهٔ شورای عالی کار برای حداقل دستمزد در هر سال محاسبه می‌شود.

سال‌ها وجود دارد و مقدار آن در جدول ۱ گزارش شده است. چنین پیکی، نتیجهٔ سیاست حداقل دستمزد بوده که از سوی دولت وضع شده است. این سیاست، سبب نوعی انحراف از توزیع نمایی می‌شود که نمی‌توان آن را با استدلال‌های فیزیک آماری توضیح داد. در بسیاری از مطالعات دیگر کشورها که از چنین سیاست‌های دولتی‌ای برخوردار هستند نیز چنین پیکی دیده شده است (نک: بنرجی و همکاران، ۲۰۰۶).

چنانکه در نمودارهای بالا مشهود است، بلوک ۰ تا ۰/۲ از بافت‌نگاشت حذف شده، بلوکی که نشان‌دهندهٔ درآمدهای زیر ۴/۳ میلیون ریال در ماه است. توجیه این امر با ارجاع به مبنای نظری مدل ممکن می‌شود. چنان‌که گفته شد، درآمد طبقهٔ پایین، درآمد حاصل از کار نامیده شده است؛ اما در این بلوک، با توجه به سطح حداقل دستمزد که به آن اشاره شد، این ادعا بیراه نیست که دریافتی این بلوک به‌طور عمده، مربوط به کار نیست و می‌تواند ناشی از نهادهای حمایتی و جز آن باشد. موید این ادعا شمار خانوارهای با تعداد شاغل صفر در این بلوک است که بیش از ۸۰ درصد آن را تشکیل می‌دهند[۱].

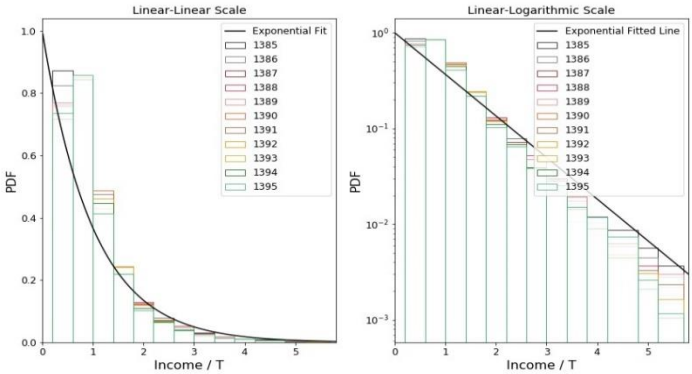
با بلوک‌بندی یاد شده و حذف بلوک نخست و ارائهٔ توجیه نظری برای پیک ناشی از سیاست حداقل دستمزد، توزیع تجربی ترسیم شده، برازش خوب و قابل قبولی با توزیع نظری نمایی دارد. همان‌طور که گفته شد، زمانی‌که مقیاس محور عمودی لگاریتمی باشد، تابع توزیع نمایی به شکل خطی صاف با شیب منفیِ یک به نمایش در می‌آید. چنان‌که در نمودار بالا قابل مشاهده است، داده‌ها در مقیاس لگاریتمی-خطی (شکل ۵- ب) به‌خوبی با این خط نمایی برازش می‌شوند. لگاریتمی کردن مقیاس محور عمودی، از شدت پیک کاسته و سبب می‌شود در دو شکل ۵- ب و ۵- پ، کاهش نمایی داده‌ها به‌خوبی مشاهده شود. از سوی دیگر، در شکل ۵- الف، آشکار می‌شود که مطابق با توزیع نمایی، هر قدر مقدار درآمد بیشتر شود، احتمال قرار گرفتن فرد در آن بلوک کاهش یافته تا در نهایت، به‌طور مجانبی به صفر میل کند.

اکنون می‌توان بافت‌نگاشت تجمیعی بازهٔ یاد شده را در یک نمودار ترسیم کرد. چنان‌که در شکل ۶ مشاهده می‌شود، داده‌های بخش پایینی جامعه که ۹۹/۷ درصد از کل جمعیت را تشکیل می‌دهند، پس از نرمال شدن در تمام بازهٔ یاد شده، بر یک منحنی واحد قرار می‌گیرند. این امر، نشان‌دهندهٔ پایدار بودن توزیع درآمد این طبقه طی زمان است. نرمال کردن داده‌ها، سبب می‌شود که تأثیر تغییرات درآمد میانگین بر توزیع حذف شده تا بتوان تنها تفاوت‌های شکل و نحوهٔ توزیع را بررسی کرد. تغییرات درآمد میانگین هر سال، تنها بر شیب توزیع نمایی تأثیر می‌گذارد؛ اما خود توزیع را تغییری نمی‌دهد.

---

۱. رقم ارائه شده، از ستون C04NEW در جدول داده‌های سال ۱۳۹۵ محاسبه شده است.

بنابراین، پس از نرمال کردن داده‌ها با استفاده از درآمد میانگین هر سال، توزیع در تمامی سال‌ها، تابعی یکسان از درآمد خواهد بود. این امر، به این معنا است که به‌لحاظ آماری، افراد طبقهٔ پایین در همان نسبتی که با درآمد میانگین جامعه داشته‌اند، باقی مانده‌اند، فارغ از اینکه خود درآمد میانگین چه مقدار تغییر کرده باشد. به همین دلیل است که در شکل ۶ـ ب داده‌های طبقهٔ پایینی جامعه در تمام سال‌ها بر خطی با شیبی واحد منطبق می‌شود. این امر، تأییدی است قوی بر اینکه توزیع طبقهٔ پایینی جامعه که بخش عمدهٔ آن را تشکیل می‌دهند، نمایی و طی زمان پایدار است.

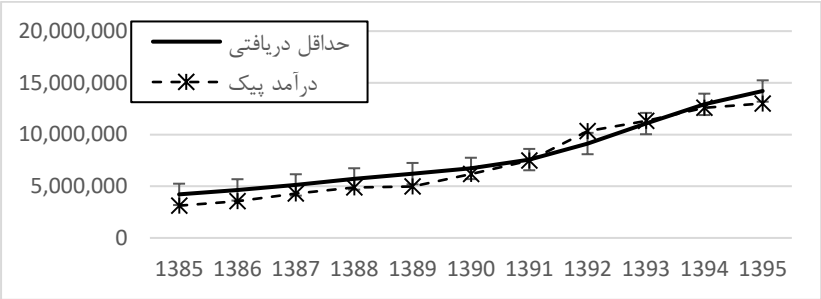


شکل ۶: تابع چگالی احتمال و خط برازش توزیع نمایی برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵. از چپ به راست در مقیاس الف) خطی‌ـخطی و ب) لگاریتمی‌ـخطی

Figure 6: Probability density function (PDF) with exponential distribution fits for years 2006-2016, displayed in: (a) linear-linear and (b) log-linear scales.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در شکل ۶- الف (درست همانند شکل ۵- الف) می‌توان به‌وضوح دید که توزیع در بلوک دوم (به استثنای سال ۱۳۸۵)، پیکی با اختلاف قابل‌توجه از باقی بلوک‌ها دارد. باز هم همانند سال ۱۳۹۵ به‌هدف تدقیق مکان واقعی این پیک در هر سال، بلوک‌های این ناحیه تا حد هزارم ریز شد. مکان این پیک در بازهٔ مورد بررسی بین ۰/۵۸۵ و ۰/۶۵۵ قرار گرفته، و همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، توجیه نظری این پیک، در ارتباط با سیاست حداقل دستمزد است. محاسبات نشان می‌دهد که میانگین نسبت این پیک به حداقل دستمزد، در بازهٔ زمانیِ ۹۵-۱۳۸۵ با انحراف معیار استاندار ۰/۱۱ برابر با ۹۰ درصد است. تطابق این دو مقدار در شکل ۷ نشان داده می‌شود، به‌گونه‌ای که درآمد پیک ماهانه در تمام سال‌ها، درون بازهٔ انحراف معیار استاندارد حداقل دریافتی قرار می‌گیرد.

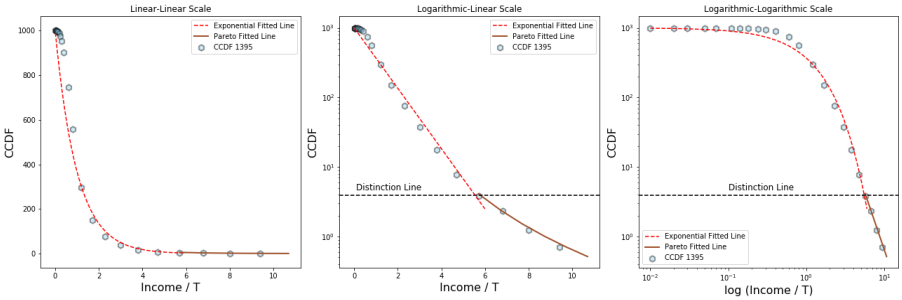


شکل ۷: حداقل دریافتی و درآمد پیک در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵

Figure 7: Minimum wage vs. modal income in Iran (2006-2016)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در تشخیص توزیعِ دُمِ بالاییِ داده‌ها، که بنابر فرضِ مدل دوطبقه‌ای توزیع درآمد، از نوع توزیع پاره‌تو است، می‌توان از نمودار تابع بقا کمک گرفت. از آنجایی‌که تمرکز بر رفتار دُم توزیع با استفاده از نمودارهای توزیع تجمعی مکمل، بهتر انجام می‌شود، در شکل ۸، این نمودار در سه مقیاس خطی-خطی، لگاریتمی-خطی و لگاریتمی-لگاریتمی برای سال ۱۳۹۵ ترسیم شده است. گفته شد که توزیع پاره‌تو در دستهٔ توزیع‌های دُم سنگین است، یعنی توزیعی که دُم آن سنگین‌تر از دُم توزیع نمایی است. این امر به ویژه در دُم راست توزیع‌ها مشاهده می‌شود، یعنی دقیقاً محل تمرکز برای نشان دادن دو طبقه‌ای بودن توزیع. همچنین تابع بقا، از انتگرال منحنی بافت‌نگاشت به‌دست می‌آید. انجام این عملیات، منحنی حاصله را نرم‌تر می‌کند؛ به‌نحوی که بی‌نظمی‌های اغراق‌شده در منحنی بافت‌نگاشت در این نمودار، تا حدود خوبی از بین می‌روند. در واقع این‌ها، بی‌نظمی‌هایی هستند که در بررسی ویژگی‌های عمومی توزیع اهمیتی ندارند.



شکل ۸: تابع بقای سال ۱۳۹۵ و خط برازش توزیع نمایی و پاره‌تو. از چپ به راست، در مقیاس الف) خطی-خطی، ب) لگاریتمی-خطی و پ) لگاریتمی-لگاریتمی

Figure 8: Survival function (2016) with exponential and Pareto distribution fits, presented in: (a) linear-linear, (b) log-linear, and (c) log-log scales.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای ترسیم تابع بقا، درآمدهای نرمال شده بر محور افقی و احتمال اینکه درآمدها بیش از مقدارهای متناظر درآمد باشند، بر محور عمودی قرار می‌گیرد. این منحنی ابتدا در مقیاس خطی-خطی برای تمام داده‌های سال ۱۳۹۵ (منهای بلوک نخست) ترسیم شده است. به‌طور عمومی، منحنی‌های توزیع تجمعی در این مقیاس، شکل یکسانی دارند و تنها تفاوت‌های بسیار اندکی در آن‌ها، توزیع‌های مختلف را از هم متمایز می‌کند. چنان‌که در شکل ۸ـ الف می‌توان دید، پیک موجود در داده‌ها، خود را در انحراف موجود در دنبالهٔ سمت چپ توزیع نشان می‌دهد؛ هرچند شدت این انحراف کمتر از آنی است که در نمودار بافت‌نگاشت مشاهده شد. از آن به بعد تا رسیدن به عدد ۵/۷ روی محور افقی، داده‌ها برازش خوبی با خط توزیع نمایی که در شکل با خط‌چین نشان داده شده است، دارند. ۹۹/۷ درصد از داده‌ها، پیش از این رقم قرار می‌گیرند. اما ۰/۳ درصد باقی‌مانده، یعنی دُم انتهایی توزیع، شامل چهار نقطهٔ آخر نمودار است که انحرافی به پایین را نمایش می‌دهد. در واقع، ادامهٔ توزیع نمایی در این ناحیه، بالاتر از خط ممتدی که بر این چهار نقطه برازش شده است، قرار می‌گیرد؛ خطی که در شکل پررنگ‌تر است و از عدد ۵/۷ آغاز می‌شود، برازش توزیع پاره‌تو در این ناحیه را نشان می‌دهد.

توزیع پاره‌تو به سبب آنکه دُم سنگین‌تری دارد، به‌طور عمومی، زودتر از توزیع نمایی سقوط می‌کند و کاهش بعدی آن، بسیار کندتر از توزیع نمایی است، تا به‌طور مجانبی به صفر نزدیک شود. در یک تابع قانون توانی نظیر تابع پاره‌تو، مقدار کاهش نمودار تابع بقا به‌طور معکوس، متناسب است با توانی مشخص از فاصلهٔ درآمد تا مبدأ؛ در حالی که در تابع نمایی، نرخ کاهش تقریباً با ثبات بوده، وضعیتی که در نمودار نیز وجود دارد، اما به سختی قابل مشاهده است.

تفاوت بین این دو توزیع که در شکل ۸ـ الف به سختی قابل مشاهده است، در شکل ۸ـ ب به‌روشنی خود را نشان می‌دهد. در این شکل، محور عمودی در مقیاس لگاریتمی ترسیم شده است. پیش‌تر نشان داده شد که در این مقیاس، توزیع نمایی، به شکل خطی مستقیم با شیب منفی خواهد بود. در این شکل، به‌خوبی مشهود است که داده‌ها تا پیش از رسیدن به عدد ۵/۷ با خط نمایی، که با خط‌چین درون شکل نشان داده شده است، برازش می‌شوند؛ اما پس از آن، به‌کلی از این خط انحراف پیدا می‌کنند. شیب این خط، برابر با منفی یک است، که دقیقاً مطابق با انتظاری است که به‌لحاظ نظری، از توزیع نمایی می‌رود. انطباق نقاط طبقهٔ پایینیِ جامعه بر این خط، نشان دهندهٔ آن است که تابع بقا برای سال ۱۳۹۵، به‌خوبی با تابع نمایی توصیف می‌شود.

در بخش پیشین، نشان داده شد که نمودار توزیع تجمعی مکمل در مقیاس لگاریتمی-لگاریتمی بیشترین اطلاعات را دربارهٔ دوطبقه‌ای بودن توزیع داده‌ها ارائه می‌کند. شکل ۸ـ پ این مهم را نشان می‌دهد. چنان‌که می‌توان به وضوح در شکل دید، بخش پایینی توزیع به‌خوبی بر منحنی نماییِ برازش شده بر آن، مطابقت دارد. انحرافی که در داده‌های میان $۱۰^{-۱}$ و $۱۰^{۰}$ از منحنی برازش مشاهده می‌شود، به پیک داده‌ها مربوط است که پیش‌تر دربارهٔ آن توضیح داده شد. به روشنی می‌توان

تشخیص داد که لگاریتمی شدن مقیاس هر دو محور مختصات، از شدت این انحراف کاسته است؛ اما روند داده‌ها در چهار نقطهٔ انتهایی توزیع، از اساس شکل دیگری به خود می‌گیرد. داده‌های ۹۹/۷ درصد ابتدایی، به‌تمامی شکلی سهموی دارند، در حالی که داده‌های ۰/۳ درصد بالایی بر روی یک خط مستقیم قرار می‌گیرند. در بخش پیشین، نشان داده شد که تابع بقا مربوط به توزیع پاره‌تو در مقیاس لگاریتمی-لگاریتمی به شکل خطی صاف در می‌آید. خط ممتدی که در انتهای دم راست توزیع مشاهده می‌شود، منحنی توزیع پاره‌تو است که بر این نقاط برازش شده است. این منحنی به‌خوبی دو طبقه‌ای بودن توزیع درآمد را تأیید کرده و صحّتِ برازش توزیع نمایی بر طبقهٔ پایین و پاره‌تو بر طبقهٔ بالا را نشان می‌دهد.

شیب خط مستقیمی که بر دنبالهٔ انتهایی داده‌ها برازش شده است، جزء پاره‌تویی توزیع، یعنی α را به‌دست می‌دهد. چنان‌که در نمودارها نیز می‌توان دید، طرح‌های هزینه-درآمد خانوار، نقاط بسیار زیادی را برای داده‌های طبقهٔ پایین گزارش کرده است. این امر، دقت برازش توزیع نمایی برای آن‌ها را افزایش می‌دهد و همچنین سبب می‌شود که تخمین دمای درآمد، یعنی T، از طریق برازش‌ها آسان‌تر شود. در مقابل، تعداد بسیار اندکی داده برای طبقهٔ بالا گزارش شده است که سبب می‌شود برازش توزیع پاره‌تو و تخمین جزء پاره‌تویی، با دقت بسیار کمتری صورت گیرد و اساساً تحلیل دقیق دنباله را بسیار دشوار می‌کند.

نقطهٔ مرزی میان این دو توزیع که برابر با عدد ۵/۷ بر روی محور افقی است، درآمد مرزی نام دارد که در اینجا با r^* نشان داده شده، و معادل ریالی این رقم در جدول ۱ ارائه شده است. چنان‌که در شکل نیز مشهود است، این نقطه، هم بر برازش نمایی قرار دارد و هم، بر برازش پاره‌تویی. یعنی می‌توان گفت، برای افرادی که در این نقطهٔ مرزی قرار دارند، نه درآمد حاصل از کار، بر درآمد حاصل از سرمایه غلبه دارد و نه بالعکس؛ اما وضعیت در دو سوی این مرز متفاوت است. در طبقهٔ پایین، درآمد حاصل از کار، زندگی افراد را پیش می‌برد و در طبقهٔ بالا، درآمد حاصل از سرمایه[۱].

در این باره، ذکر این نکته بسیار مهم است که درآمد مرزی در عمل، نه به عنوان یک نقطه که به شکل یک طیف وجود دارد. چنان‌که از شکل ۸ـ ب و ۸ـ پ برای سال ۱۳۹۵ و از شکل‌های ۹ و ۱۰ برای کل بازهٔ مورد مطالعه قابل مشاهده است، درآمد مرزی که در تخمین اولیه، هم‌ارز با ۵/۷ در نظر گرفته شد و به‌واسطهٔ آن، چهار نقطهٔ انتهایی در طبقهٔ بالایی درآمد قرار گرفت، می‌تواند کمتر انتخاب شود تا به واسطهٔ آن، پنج نقطهٔ انتهایی در طبقهٔ بالایی درآمد قرار گیرند. به دیگر سخن،

۱. تأیید اینکه درآمد طبقهٔ بالا، ناشی از سرمایه است، در مطالعات دیگر با سنجش تطابق نوسانات این درآمد با نوسانات شاخص‌هایی از بازار سهام، نشان داده می‌شود. متأسفانه در ایران داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز برای این سنجش در دست نیست.

تقسیم توزیع درآمدی جامعه به دو طبقه، مؤید این است که ۹۷ تا ۹۹/۷ درصدِ پایینیِ توزیع درآمدِ شخصی، کمابیش نمایی است و ۰/۳ تا ۳ درصد بالایی، کمابیش پاره‌تویی.

گفتنی است که دیگر مطالعات نیز بر این خصلت طیفی درآمد مرزی صحه گذاشته‌اند (یاکونکو و روسِر ۲۰۰۹).

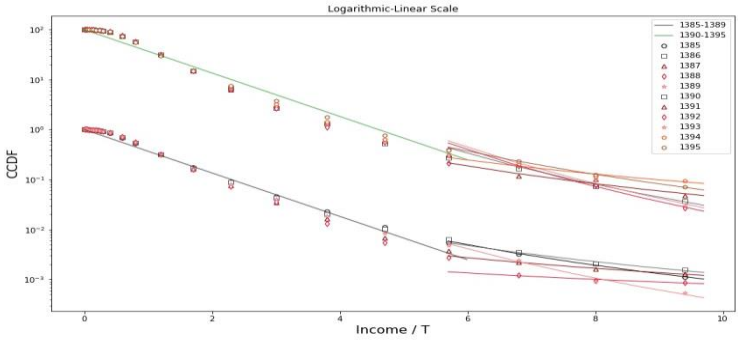
در این مقاله، ضمن در نظر داشتن این خصلت درآمد مرزی با هدف پرهیز از اطناب سخن بر درآمد ۵/۷ تمرکز شد. روشن است که انتخاب هر مقدار دیگری در این بازه و تمرکز بر آن، در نتایج تحقیق خللی وارد نمی‌کند.

در مباحث بالاتر آمد که ترسیم بافت‌نگاشت تمامی سال‌ها به‌طور تجمیعی در یک نمودار، پایداری و مانایی توزیع نمایی طی زمان را نشان داده است. اینجا نیز توابع بقا برای تمام سال‌های بازهٔ مورد بررسی در یک نمودار واحد ترسیم شد. مانند تابع توزیع تجمعی برای یک سال، داده‌های نرمال شده، روی محور افقی قرار گرفتند و مقادیر احتمال تجمعی، روی محور عمودی. از آنجا که منحنی خطی‌ـخطی اطلاعات زیادی را نشان نمی‌دهد، این بار تنها دو نموداری که مقیاس محور عمودی آن‌ها لگاریتمی شده است، ترسیم شدند. در شکل ۹، روشن است که در مقیاس لگاریتمی‌ـخطی منحنی تابع بقای طبقهٔ پایین جامعه که شامل تودهٔ عظیم جامعه، یعنی ۹۹/۷ درصد از جمعیت شهری، می‌شود، برای تمامی سال‌ها بر هم منطبق شده و روی یک خط مستقیم واحد با شیب منفی یک قرار گرفته است.

این انطباق، به‌خوبی مؤید نمایی بودن توزیع این طبقه است. همچنین می‌توان به وضوح دید که بالاتر از عدد ۵/۷ روی محور افقی داده‌های تمامی سال‌ها، در امتداد خط‌هایی با شیب‌های متعدد، از این خط منحرف می‌شوند. این امر نیز نشانهٔ درستی انتخاب r^* به عنوان مقدار مرزی بین دو طبقه در تخمین نخستین بوده است. بنابراین، برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵، با دقت خوبی می‌توان گفت که طبقهٔ پایین جامعه، که غالب درآمدشان، درآمد حاصل از کار است، ۹۹,۷ درصد جمعیت مورد بررسی را تشکیل می‌دهند[۱]. این امر منطبق است بر فرضیهٔ مدل اقتصادـفیزیکیِ توزیع دو طبقه‌ای درآمد.

---

۱. بانیان جمع‌آوری و ارائهٔ آمار مورد استفادهٔ این مقاله، دربارهٔ حضور تمام داده‌های بالاییِ درآمد در داده‌ها شک دارند؛ چراکه جمع‌آوری داده‌ها از طریق پرسشنامه به دلایل متعددی (مانند مشوق‌های مالی محدود برای ایجاد انگیزه در پر کردن پرسشنامه)، مانع جمع‌آوری مناسب داده‌های بالایی می‌شود. بنابراین، باید در نظر داشت که در واقعیت، طبقهٔ بالایی جامعه، کمی وسیع‌تر از آن چیزی است که این داده‌ها نشان می‌دهد. یا به دیگر سخن، در تمام مقاله، درصدهای تعیین‌کنندهٔ مرز طبقات در عمل، به طبقات داده‌های موجود اشاره دارند، که می‌تواند به‌دلیل شرح داده‌شده از جامعهٔ واقعی، تورش داشته باشد.

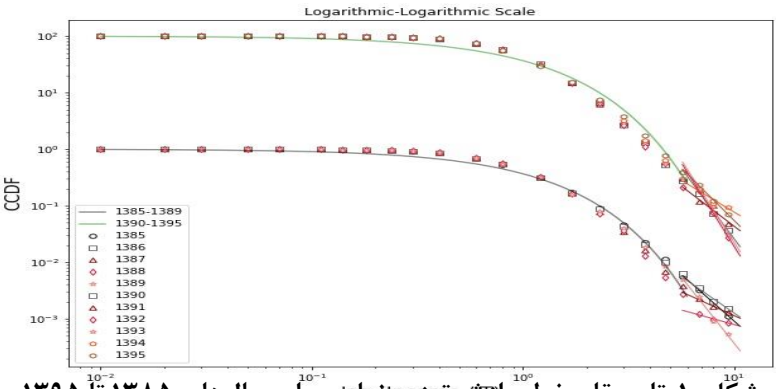


شکل ۹: تابع بقا و خط برازش توزیع نمایی برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ در مقیاس لگاریتمی-خطی

Figure 9: Survival functions with exponential distribution fits (2006-2016) in log-linear scale

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در شکل ۹، انطباق پیک درآمدی تمامی سال‌ها در یک محدوده، قابل مشاهده است. نشان داده شد که این پیک ناشی از سیاست دولتی وضع حداقل دستمزد و منطبق بر مقدار این حداقل است. انحراف دُم ابتدایی توزیع از خط برازش نیز شبیه به منحنی تابع بقا برای سال ۱۳۹۵، دقیقاً به همین دلیل رخ می‌دهد. بنابراین، توجیه این انحراف، خارج از منطق مکانیک آماری و از طریق سیاست‌های اقتصادی در بستر موجود صورت می‌گیرد. این انحراف که ناشی از وجود پیک است، با شدتی کمتر در شکل ۱۰ که مقیاس محور افقی‌اش نیز لگاریتمی است، مشاهده شد.



شکل ۱۰: تابع بقا و خط برازش توزیع نمایی برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ در مقیاس لگاریتمی-لگاریتمی

Figure 10: Survival functions with exponential distribution fits (2006–2016) in log-log scale

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بار دیگر، تطابق داده‌های طبقهٔ پایین برای تمامی سال‌ها بر یک منحنی واحد، نشان‌دهندهٔ پایدار بودن توزیع نمایی طی زمان است. علاوه بر پایدار بودن جایگاه درآمدی افراد طبقهٔ پایین در نسبت با درآمد میانگین که از نتایج پایدار بودن توزیع است، دلالت مهم دیگری نیز وجود دارد. در پژوهش دراگولسکو و یاکونکو (۲۰۰۱)، نشان داده می‌شود که ضریب جینی برای توزیع نماییْ، مقداری است ثابت که برای درآمدهای فردی، برابر با ۰/۵ و برای درآمد خانوار، برابر با ۰/۳۷۵ است. بنابراین آنچه ضریب جینی و درنتیجه، نابرابری جامعه را طی زمان افزایش یا کاهش می‌دهد، تنها سهمی از درآمد کل است که در دست طبقهٔ بالا قرار می‌گیرد. از این رو، ثبات توزیع نمایی درآمد بین افراد طبقهٔ پایین، که به‌خوبی در شکل ۱۰ قابل مشاهده است، نشان از ثبات نابرابری میان آن‌ها دارد.

در شکل ۱۰ نیز به روشنی انحراف داده‌های مربوط به طبقهٔ بالایی جامع از برازش نمایی، قابل مشاهده است. خطی بودن توزیع در این مقیاس، تأییدی است بر برازش پاره‌تو. اما افزون بر این، مزیت این نمودار، قدرت آن در نشان دادن دوطبقه ای بودن توزیع درآمد است. چنان‌که در این شکل دیده می‌شود، در برخی سال‌ها، چهار و در برخی سال‌ها، سه نقطهٔ انتهایی توزیع بر خطی مستقیم قرار می‌گیرند که نشان‌دهندهٔ برازش توزیع پاره‌تو است. معادل‌های ریالی درآمد مرزی برای هر سال، در جدول ۱ ارائه شده است. منحنی نمایی برازش شده بر داده‌های طبقهٔ پایین با پارامتر مقیاس یک کشیده شده است. تمامی نقاط، ۹۹/۷ درصد ابتدایی بر یک منحنی واحد قرار گرفته‌اند؛ اما روشن است که شیب خط پاره‌تویِی برازش شده بر داده‌های طبقهٔ بالا، نوسان‌های بسیار زیادی دارد. شیب این خط، پارامتر آلفای توزیع پاره‌تو را برای هر سال ارائه می‌کند، که در جدول ۱ آمده است.

نوسان‌های شدید این پارامتر، نشان‌دهندهٔ ناپایداری توزیع درآمدی این طبقه طی زمان است که از نوسان‌های درآمد حاصل از سرمایه ناشی می‌شود. البته چنان‌که گفته شد، برآورد α برای توزیع پاره‌تو با توجه به تعداد کم داده‌های گزارش شده در این محدوده، با دقت پایینی صورت می‌گیرد.

چنان‌که در شکل ۹ و ۱۰ مشهود است، داده‌های سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵، از هم تفکیک شده‌اند. این تفکیک، تنها به‌جهت وضوح بیشتر انجام شده است. دو منحنی برازش شده در هر دو نمودار، با هم موازی هستند و در صورت تلفیق آن‌ها در یک مکان، کاملاً بر هم انطباق دارند. پارامترهای مقیاس و مکان مربوط به توزیع نمایی که در تمام سال‌ها، به‌ترتیب، برابر با یک و صفر است.

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله، تلاش شد تا صحت نظریهٔ اقتصادـفیزیکیِ توزیع دوطبقه‌ای درآمد برای داده‌های درآمدی ایران سنجیده شود. بنا بر این مدل، که با شواهد تجربی کشورهای بسیاری همچون آمریکا، ژاپن، انگلستان و استرالیا تأیید شده است، توزیع درآمد به‌طور عمومی از دو طبقه تشکیل می‌شود. طبقهٔ پایین این توزیع که عموماً حدود ۹۷ تا ۹۹ درصد پایینی جامعه را تشکیل می‌دهد، از توزیع

نمایی (ترمال) بولتزمن-گیبس پیروی می‌کند. درآمد این طبقه به‌طور عمده، درآمد حاصل از کار است. این توزیع طی زمان پایدار و مانا است و تغییرات اساسی در آن رخ نمی‌دهد. از سوی دیگر، توزیع درآمد طبقهٔ بالای جامعه که حدود ۱ تا ۳ درصدِ بالایی جامعه را تشکیل می‌دهد، از توزیع پاره‌تو پیروی می‌کند، که در اقتصاد-فیزیک، توزیعی است سوپرترمال. این توزیع طی زمان، بسیار متغیر است و نشان داده می‌شود که نوسانات آن، انطباق نزدیکی با نوسانات بازار سهام دارد. بنا به همین تحلیل است که درآمد این طبقه، عمدتاً درآمد حاصل از سرمایه شناخته می‌شود. بخشی از درآمد کل که به این طبقه تعلق می‌گیرد، همواره با افت و خیزهای بازار سهام کاهش یا افزایش می‌یابد.

انتخاب توزیع نمایی برای توصیف بخش عظیم جمعیت، سه مزیت اساسی دارد. نخست، رعایت اصل پارسیمونی است. توزیع نمایی نسبت به توزیع‌های جایگزین پیشنهاد شده، پارامتر کمتری دارد. در حالی که پارامترهای بیشترِ آن توزیع‌ها نیز بهبودی در برازش ارائه نمی‌دهند. دوم، توجیه نظری برای پیروی درآمد حاصل از کار از این توزیع است. درآمد حاصل از کار، از فرایندی حاصل جمعی تبعیت می‌کند که چنین فرایندی، مجموعه‌ای با توزیع نمایی برمی‌سازد. سوم، آنکه ضریب جینی توزیع نمایی، عددی ثابت است. این امر در محاسبهٔ ضریب جینی کل، دلالت‌های معناداری می‌یابد.

برای سنجش اعتبار نظریهٔ اقتصاد-فیزیکیِ توزیع دوطبقه‌ای درآمد در ایران، بر داده‌های جمعیت شهری که به‌تقریب سه - چهارم جمعیت را در بازهٔ مورد بررسی تشکیل می‌دهد، تمرکز شده است. پاکسازی داده‌ها از مقادیر صفر و منفی و تورم‌زدایی بر اساس شاخص قیمتی کالاها و خدمات مصرفی، نخستین گام آماده‌سازی داده‌ها بود. پس از آن، نرمال‌سازی داده‌ها با استفاده از شیب خط نمودار توزیع تجمعی مکمل، برای بخش پایینیِ داده‌ها در مقیاس لگاریتمی-خطی برای هر سال در دستور کار قرار گرفت. روشن است که این مرحله، خود بر تخمین نخستینی از درآمد مرزی قرار داشت که ۹۹/۷ درصد در نظر گرفته شد. گام نهایی برای آماده‌سازی داده‌ها، انتخاب یک بلوک‌بندی مناسب است، که مقدار ۰/۴ ($\Delta r \approx 0.4T$) برای تمام داده‌ها پس از ۰/۲ ابتدایی توزیع انتخاب شده است.

ترسیم بافت‌نگاشت درآمد طبقهٔ پایینیِ جامعه در سه مقیاس خطی-خطی، لگاریتمی-خطی و لگاریتمی-لگاریتمی به همراه خط برازش تابع توزیع نمایی برای سال ۱۳۹۵، نشان داد که با در نظر گرفتن دو نکته توزیع تجربی ترسیم شده، برازش خوب و قابل قبولی با توزیع نظری نمایی دارد. نکتهٔ نخست اینکه بلوک ۰ تا ۰/۲، می‌باید از بافت‌نگاشت حذف شود؛ چراکه این بلوک نشان‌دهندهٔ درآمدهای زیر ۴/۳ میلیون ریال در ماه است که در عمل و با توجه به سطح حداقل دستمزد، می‌توان ادعا کرد که دریافتی این بلوک به‌طور عمده، مربوط به کار نیست و می‌تواند ناشی از نهادهای حمایتی و جز آن باشد.

مؤید این ادعا، شمار خانوارهای با تعداد شاغل صفر در این بلوک است که بیش از ۸۰ درصد آن را تشکیل می‌دهند. نکتهٔ دوم اینکه، پیک موجود در هر سه مقیاسِ رسم شده، ناقض نظریه نیست؛

چراکه این پیک، نتیجهٔ سیاست حداقل دستمزد است که از سوی دولت وضع شده و نمی‌توان آن را با استدلال‌های مکانیک آماری توضیح داد. همچنین با باریک کردن بلوک‌ها، روشن می‌شود که پیک یاد شده به عدد ۰/۶۰۵ روی محور افقی مربوط است. این عدد، نشان‌دهندهٔ درآمدهای معادل ۱۳ میلیون ریال در ماه است که برابر با حداقل دریافتی مبتنی بر حداقل دستمزد و یارانهٔ نقدی در سال ۱۳۹۵ می‌باشد.

بنابراین، با بلوک‌بندی یاد شده و حذف بلوک نخست و ارائهٔ توجیه نظری برای پیک ناشی از سیاست حداقل دستمزد، شکل ۵، به‌روشنی تطابق توزیع تجربی و توزیع نمایی را در طبقهٔ پایینی جمعیت در سال ۱۳۹۵ نشان می‌دهد. مقیاس خطی-خطی مطابق با توزیع نمایی، دلالت بر این دارد که هر قدر مقدار درآمد بیشتر می‌شود، احتمال قرار گرفتن فرد در آن بلوک کاهش یافته تا در نهایت، به‌طور مجانبی به صفر میل کند. همچنین زمانی‌که مقیاس محور عمودی لگاریتمی شود، تابع توزیع نمایی به شکل خطی صاف با شیب منفیِ یک به نمایش درمی‌آید. لگاریتمی کردن مقیاس محور عمودی، از شدت پیک کاسته و سبب می‌شود، هر دو مقیاس لگاریتمی-خطی و لگاریتمی-لگاریتمی، کاهش نمایی داده‌ها را به‌خوبی نشان دهند. در نهایت، مقیاس لگاریتمی-خطی، برازش داده‌ها را با تابع توزیع نمایی به شکل خطی صاف با شیب منفیِ یک به‌روشنی نشان داد.

برای تشخیص توزیعِ درآمد طبقهٔ بالاییِ جامعه، از نمودار تابع بقا کمک گرفته شد. ترسیم این نمودار در سه مقیاس خطی-خطی، لگاریتمی-خطی و لگاریتمی-لگاریتمی برای تمام داده‌های سال ۱۳۹۵، دو نکته را روشن کرد: نخست اینکه، توزیع دم بالایی درآمد از توزیع پارتویی تبعیت می‌کند. دوم و مهم‌تر آنکه، این نمودارها به روشنی صحّت تقسیم داده‌ها به دو بخش را تأیید کردند.

ترسیم این نمودار در مقیاس خطی-خطی، نشان داد که تا رسیدن به عدد ۵/۷ روی محور افقی، داده‌ها برازش خوبی با خط توزیع نمایی دارند. دست بالا ۹۹/۷ درصد از داده‌ها پیش از این رقم قرار می‌گیرند؛ اما دست کم، ۰/۳ درصد باقی‌مانده، یعنی دُم انتهایی توزیع، شامل چهار نقطهٔ آخر نمودار است که انحرافی به پایین را نمایش می‌دهد. خط ممتدی که بر این ناحیه برازش شد، توزیع پاره‌تو در این ناحیه را نشان داد.

ترسیم این نمودار در مقیاس لگاریتمی-خطی، به‌روشنی نشان داد که داده‌ها را تا پیش از رسیدن به عدد ۵/۷، می‌توان بر خطی مستقیم با شیب منفی برازش کرد که معرف توزیع نمایی است؛ اما پس از آن، به‌کلی از این خط انحراف پیدا می‌کنند. انطباق نقاط طبقهٔ پایینیِ جامعه بر این خط، نشان‌دهندهٔ آن است که تابع بقا برای سال ۱۳۹۵، به‌خوبی با تابع نمایی توصیف می‌شود.

ترسیم این نمودار در مقیاس لگاریتمی-لگاریتمی، بیشترین اطلاعات را دربارهٔ دوطبقه‌ای بودن توزیع داده‌های سال ۱۳۹۵ ارائه کرد. نشان داده شد که بخش پایینی توزیع، یعنی داده‌های ۹۹/۷ درصد ابتدایی، به‌خوبی بر منحنی نماییِ برازش شده بر آن، که شکلی سهموی داشت، مطابقت داشتند؛ اما روند داده‌ها در چهار نقطهٔ انتهایی توزیع، یعنی داده‌های ۰/۳درصد بالایی، از اساس شکل

دیگری داشتند؛ به‌گونه‌ای که به‌خوبی در تطابق با خط ممتد پاره‌تویی برازش شده بر آن‌ها قرار داشتند. همچنین خطی بودن منحنی در این مقیاس برای دم انتهایی توزیع، نشان‌دهندهٔ برازش توزیع پاره‌تو بر آن است.

نتیجه آنکه، ترسیم بافت‌نگاشت و تابع چگالی احتمال برای بخش بالایی داده‌ها در سه مقیاس خطی-خطی، لگاریتمی-خطی و لگاریتمی-لگاریتمی در کنار ترسیم تابع توزیع تجمعی مکمل برای تمام داده‌ها، در سه مقیاس خطی-خطی، لگاریتمی-خطی و لگاریتمی-لگاریتمی برای سال ۱۳۹۵، به‌خوبی دو طبقه‌ای بودن توزیع درآمد را تأیید کرده و صحّتِ برازش توزیع نمایی بر طبقهٔ پایین و پاره‌تو بر طبقهٔ بالا را نشان می‌دهد.

ترسیم این نمودارها برای تمام سال‌های بازهٔ ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵، نشان داد که نتایج مربوط به تحلیل داده‌های سال ۱۳۹۵ را می‌توان به دیگر سال‌های این بازه نیز تسری داد. اما ترسیم نمودارهای سال‌های مختلف در یک نمودار واحد، نتایجی بیش از این را در تأیید نظریهٔ دوطبقه‌ای درآمد به‌دست داد.

ترسیم بافت‌نگاشت بازهٔ ۱۱ سالهٔ یاد شده در یک نمودار، نشان داد که داده‌های بخش پایینی جامعه، که ۹۹/۷ درصد از کل را تشکیل می‌دهند، پس از نرمال شدن در تمام بازهٔ یاد شده، بر یک منحنی واحد قرار می‌گیرند. این امر، نشان‌دهندهٔ پایدار بودن توزیع درآمد این طبقه و بدین معنا است که به‌لحاظ آماری، افراد طبقهٔ پایین در همان نسبتی که با درآمد میانگین جامعه داشته‌اند، باقی مانده‌اند، فارغ از اینکه خود درآمد میانگین، چه مقدار تغییر کرده باشد. ترسیم بافت‌نگاشت داده‌های طبقهٔ پایینی جامعه در مقیاس لگاریتمی-خطی، نشان داد که خط برازش شده بر آن‌ها در تمام سال‌ها، خطی یکسان با شیبی واحد است. از این امر، می‌توان نتیجه گرفت که توزیع طبقهٔ پایینی جامعه که بخش عمدهٔ آن را تشکیل می‌دهند، نمایی و طی زمان پایدار است.

ترسیم این بافت‌نگاشت در مقیاس خطی-خطی، اولاً، نشان داد که پیک یاد شده در سال ۱۳۹۵، در تمام سال‌ها تکرار شده است. ثانیاً، در کنار تدقیق مکان این پیک و روشن کردن ارتباط آن با حداقل دریافتی در تمام سال‌های بازهٔ مورد بررسی، نشان داد که توجیه نظری ما برای پیک موجود در نمودار سال ۱۳۹۵، برای تمام سال‌های این بازه معتبر است.

ترسیم توابع بقای بازهٔ ۱۱ سالهٔ یاد شده در یک نمودار واحد، در هر دو مقیاس لگاریتمی-خطی و لگاریتمی-لگاریتمی، تأییدی دیگر و البته روشن‌تر بر نظریهٔ دوطبقه‌ای درآمد است. در مقیاس لگاریتمی-خطی، تابع بقای طبقهٔ پایین جامعه که شامل تودهٔ عظیم جامعه، یعنی ۹۹/۷ درصد از جمعیت شهری می‌شود، برای تمامی سال‌ها بر هم منطبق شده و روی یک خط مستقیم واحد با شیب منفی یک، قرار گرفت. این انطباق، به‌خوبی مؤید نمایی بودن توزیع این طبقه است. حال آنکه برای طبقهٔ بالایی، یعنی داده‌هایی که بالاتر از عدد ۵/۷ روی محور افقی قرار دارند، خطوط برازش

توزیع در خطی یکتا بر هم منطبق نشده، در تعادلی پایدار قرار نداشته و سال به سال تغییر کردند. بدین صورت، هر دو بخش نمودار، مؤید نظریهٔ دوطبقه‌ای درآمد است.

ترسیم توابع بقا در مقیاس لگاریتمی‌ـلگاریتمی، به‌روشنی انحراف داده‌های مربوط به طبقهٔ بالایی جامعه را از برازش نمایی و انطباق آن‌ها را بر برازش پاره‌تویی نشان داد. در برخی سال‌ها، چهار و در برخی سال‌ها، سه نقطهٔ انتهایی توزیع بر خطی مستقیم قرار گرفتند که نشان‌دهندهٔ برازش توزیع پاره‌تو است. باز هم تمامی نقاط ۹۹/۷ درصد ابتدایی بر یک منحنی واحد قرار گرفتند؛ اما شیب خط پاره‌تویی برازش شده، بر داده‌های طبقهٔ بالا نوسان‌های بسیار زیادی دارد.

در نهایت، می‌توان نتیجه گرفت که بررسی داده‌های درآمد در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵، نشان می‌دهد که درآمد در ایران به دو طبقه تقسیم می‌شود. از یک سو، طبقهٔ پایین که حدود ۹۷ تا ۹۹/۷ درصد از جمعیت را تشکیل می‌دهد، از توزیع بولتزمن‌ـگیبس نمایی پیروی می‌کند. درآمدهای این طبقه عمدتاً شامل درآمدهای حاصل از کار است. از این رو است که توزیع آماری این نوع از درآمد، می‌تواند فرایندی حاصل‌جمعی باشد که در توزیع نمایی نمود می‌یابد؛ چراکه توزیع نمایی، مربوط به داده‌هایی است که با نرخی ثابت، برابر با پارامتر نرخ، کاهش می‌یابند. انطباق نمودارهای برازش نمایی تابع بقا و بافت‌نگاشت داده‌ها طی سال‌های مختلف بر یک نمودار واحد، نشان می‌دهد که توزیع درآمد طبقهٔ پایین جامعه طی زمان مانا است. تطابق داده‌های سال‌های مختلف در بخش نماییِ توزیع، دلالت بر این دارد که اکثریت جمعیت در تعادلی پایدار قرار دارند؛ درست مانند تعادل ترمال در فیزیک. از سوی دیگر، درآمدهای طبقهٔ بالا که حدود ۰/۳ تا ۳ درصد از جمعیت جامعه را تشکیل می‌دهد، از توزیع پاره‌تو پیروی می‌کند. نقاط بخش توانی توزیع در خطی یکتا بر هم منطبق نمی‌شوند. این بخش به‌طور مشخص، سال به سال تغییر کرده است و در تعادلی پایدار قرار ندارد. در واقع دلیل آن، نوسان درآمدهای حاصل از سرمایه، متعاقب نوسان‌های بازار سهام است.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسندگان به یک میزان در مقاله مشارکت داشته‌اند.

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

Alesina, A., & Perott, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, *40*(6), 1203-1228.

Alvaredo, F., Atkinson, A., Piketty, T., & Saez, E. (2013). The top 1 percent in international and historical perspective. *Journal of Economic Perspectives*, *27*(3), 3-20.

Arnold, B. (2015). *Pareto Distribution*. In N. Balakrishnan, T. Colton, B. Everitt, W. Piegorsch, F. Ruggeri, & J. Teugels (Eds.), Wiley StatsRef: Statistics Reference Online. doi:10.1002/9781118445112

Banerjee, A., Yakovenko, V., & Di Matteo, T. (2006). A study of the personal income distribution in Australia. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, *370*(1), 54-59.

Chakrabarti, B., Chakraborti, A., Chakravarty, S., & Chatterjee, A. (2013). *Econophysics of Income and Wealth Distributions*. Cambridge: University Press.

Champernowne, D. (1973). *The Distribution of Income between Persons.* Cambridge: Cambridge University Press.

Champernowne, D. G. (1953). A model of income distribution. *The Economic Journal*, *63*(250), 318-351.

Chancel, L. (2022). World Inequality Report. World inequality Lab. Retrieved from https://wir2022.wid.world

Clementi, F., & Gallegati, M. (2005). *Pareto's Law of Income Distribution: Evidence for Germany, the United Kingdom, and the United States*. In A. Chatterjee, S. Yarlagadda, & B. Chakrabarti (Eds.), Econophysics of Wealth Distributions (pp. 3-14). Springer.

Clementi, F., & Gallegati, M. (2005). Power law tails in the Italian personal income distribution. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 350, 427-438.

Cowan, G. (1998). *Statistical Data Analysis*. Oxford university press.

Drăgulescu, A., & Yakovenko, V. (2001). Evidence for the exponential distribution of income in the USA. *The European Physical Journal B-Condensed Matter and Complex Systems*, 20, 585-589.

Fan, J., Han, F., & Liu, H. (2014). Challenges of big data analysis. *National Science Review*, *1*(2), 293-314.

Fujiwara, Y., Souma, W., Aoyama, H., Kaizoji, T., & Aoki, M. (2003). Growth and fluctuations of personal income. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *321*(3-4), 598-604.

Gibson, J., & Kim, B. (2013). How reliable are household expenditures as a proxy for permanent income? Implications for the income-nutrition relationship. *Economics Letters*, *118*(1), 23-25.

Gini, C. (1921). Measurement of inequality of incomes. *The Economic Journal*, *31*(121), 124-126.

Hogg, R., McKean, J., & Craig, A. (2019). *Introduction to Mathematical Statistics*. Boston: pearson.

Kakwani, N. C. (1980). *Income Inequality and Poverty*. New York: World Bank.

Kalecki, M. (1945). On the Gibrat distribution. *Conometrica: Journal of the Econometric Society*, *13*(2), 161-170.

Levy, M., & Solomon, S. (1997). New evidence for the power-law distribution of wealth. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *242*(1-2), 90-94.

Mandelbrot, B. (1960). The Pareto-Lévy law and the distribution of income. *International Economic Review*, *1*(2), 79-106.

Maria, A. (1997, December). Introduction to modeling and simulation. *In Proceedings of the 29th. Conference on Winter Simulation* (pp. 7-13).

Montgomery, D. C. (2017). Design and analysis of experiments. John wiley & sons.

Montroll, E., & Shlesinger, M. (1982). On 1/f noise and other distributions with long tails. *The National Academy of Sciences of the United States of America*. 79(10), 3380-3. National Academy of Sciences.

Shaikh, A. (2018). Some universal patterns in income distribution: An econophysics approach. *Working Paper*, 1808.

Shaikh, A. (2017). Income distribution, econophysics and Piketty. *Review of Political Economy*, *29*(1), 18-29.

Shirras, F. (1935). The Pareto law and the distribution of income. *The Economic Journal*, *45*(180), 663-681.

Shorrocks, A., Davies, J., & Lluber, R. (2022). Global Wealth Report 2022. Credit Suisse.

Silva, C., & Yakovenko, V. (2004). Temporal evolution of the “thermal” and “superthermal” income classes in the USA during 1983-2001. *Europhysics Letters*, *69*(2), 304.

Souma, W., Fujiwara, Y., & Aoyama, H. (2005). Shareholding networks in Japan. AIP, 776, *Shareholding Networks in Japan*. Free ChatGPT Extension.

Tao, Y., Wu, X., Zhou, T., Yan, W., Huang, Y., Yu, H., ... & Yakovenko, V. M. (2019). Exponential structure of income inequality: Evidence from 67 countries. *Journal of Economic Interaction and Coordination*, 14, 345-376.

Varian, H. R. (2014). Big data: New tricks for econometrics. *Journal of Economic Perspectives*, *28*(2), 3-28.

Yakovenko, V., & Rosser, B. (2009). Colloquium: Statistical mechanics of money, wealth, and income. *Reviews of Modern Physics*, 81, 1703-25.

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 337-368

https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13665

Inflation Expectations in the Iranian Economy A Random Forest Approach

Abolfazl Dehghani[1], Kazem Yavari[2], Mehdi Hajamini[3], Mohammad Hassan Zare [4]

1. Ph. D. Student of Economics, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran. E-mail: abolfazl.dehghaniea@gmail.com
2. Full Professor of Economics, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran. (Corresponding Author) E-mail: kyavari@yazd.ac.ir 0000-0002-6195-2481
3. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran. E-mail: hajamini.mehdi@yazd.ac.ir
4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran. E-mail: mhzarea@yazd.ac.ir

Abstract

Measuring unobservable variables such as inflation expectations or potential output is inherently challenging. Inflation expectations, as a key variable, play a central role in many macroeconomic and monetary models. In Iran, despite decades of persistent double-digit inflation, no official survey-based data on inflation expectations has been produced, unlike in many other countries. However, the literature suggests that comparing model-based approaches with survey data can yield valuable insights. This study aims to estimate and present quarterly inflation expectations for Iran during 1996–2021 using the Random Forest regression method within the framework of rational expectations. After training the model, in-sample predictions were generated and evaluated based on rational expectations properties. The analysis also ranked the importance of variables contributing to the formation of inflation expectations. The results indicate that inflation expectations in Iran can be reasonably explained within the rational expectations framework, with no evidence of systematic forecast errors. Among the informational variables considered, inflation lags, exchange rate, and economic sanctions were identified as the most influential factors.

Article information

Review History:

Received: Mar. 04, 2024

Revised: Apr. 09, 2024

Accepted: June.09, 2024

Keywords:

Expectations

Inflation Expectations Rational Expectations

Random Forest Regression

JEL Classification:

E31, E37, C40

Corresponding Author:

kyavari@yazd.ac.ir

Aim and Introduction

Measurement and examination of unobservable variables directly such as inflation expectations or potential output, is really challenging. Inflation expectations have been considered a key variable in many macroeconomic models, particularly in the realm of monetary economics. Macroeconomic models assume that economic agents make consumption, savings, and labor market decisions based on their perception of future inflation levels, and these decisions play a great role in realizing economic variables, including inflation. The role of inflation expectations differs from other inflation-generating factors. While factors such as money supply, budget deficit, exchange rate, and to some extent, economic sanctions can be considered as policy tools. Inflation expectations normally result from the interaction of other factors and may potentially predict future inflation. For example, an increase in the budget deficit, if not addressed independently by the Central Bank, can lead to an increase in money supply, inflation, and intensification of inflation expectations. Thus, inflation expectations can be considered as a variable that evolves within society and changes due to other inflation-generating factors. However, once formed, these expectations themselves become significant factors in inflation and other economic variables. Unlike many countries, in Iran, despite the importance of inflation due to decades of double-digit inflation, no action has been taken to produce and provide survey data related to this variable. However, according to existing literature, comparing the results of alternative methods incorporating inflation expectations with survey data can provide valuable insights. In practice, incorporating inflation expectations can improve the performance of inflation prediction models.

Methodology

Empirical research indicates that methods that consider inflation expectations along with its fluctuations and dynamics outperform models that do not consider these dynamics. Therefore, paying proper attention to how inflation expectations form and fluctuate, as well as avoiding simple methods, is necessary in calculating inflation expectations. In this research, an attempt was made to calculate and present data related to this variable in the framework of rational expectations for the period of 1996 to 2021 using the random forest regression method, considering the strengths and weaknesses of each method of mapping inflation expectations. Subsequently, after learning the random forest-based model, by conducting an in-sample prediction, the data were extracted and the features related to rational expectations regarding these data were examined.

Findings

The coefficient of determination value for the test data was found to be 80%, indicating that, on average, 80% of inflation variations are correctly predicted by economic factors using the model inputs or features. Based on this and by examining the features related to estimation residuals, it was determined that economic factors in predicting inflation do not exhibit systematic errors and, with a sufficiently large time interval and having an adequate information set, can have a proper understanding of inflation behavior. Moreover, the results of comparing

inflation expectations based on random forest regression-based predictions show superiority of this approach compared to competing methods such as the Hodrick-Prescott filter. After that, the importance of each of the factors in the basket of information related to inflation expectations was ranked. It should be noted that the selection of features for predicting inflation expectations was not based on the direct attention of households and economic factors to these features. Rather, economic factors and households may find the effect of these features in other evidence. For example, the effect of an increase in the exchange rate on the prices of goods that are somehow related to this variable may be apparent to households, and fundamentally, the prevalent interpretation of rational expectations in the literature of this field is based on this approach. The results of this ranking indicate that among the entire information set, factors such as inflation breaks, exchange rates, and economic sanctions had the highest importance in shaping inflation expectations.

Discussion and Conclusion

It is worth mentioning that inflation breaks have been identified as the most important factor among the entire information set as a manifestation of the adaptive section of inflation expectations. However, this does not mean that expectations are entirely adaptive. Based on the research findings, it is clear that if economic factors rely solely on the adaptive section to predict inflation, zero estimation error, unpredictability of errors, and consequently the formation of rational expectations will not be achieved. Using a combination of three approaches: gradient boosting algorithm, random forest algorithm, and linear regression, a voting regression was also performed, showing a 3% improvement in determination coefficient compared to random forest (83%). Moreover, other results, such as the order and intensity of feature importance, and predicted inflation values, are similar to the random forest method with slight variations which means, estimating rational expectations is reliable.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۳۳۷ تا ۳۶۸
https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13665

برآورد انتظارات تورمی در اقتصاد ایران: رویکرد انتظارات عقلایی با به‌کارگیری جنگل تصادفی

ابوالفضل دهقانی[۱]، کاظم یاوری[۲]، مهدی حاج‌امینی[۳]، محمدحسن زارع[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه یزد، یزد، ایران abolfazl.dehghaniea@gmail.com
۲. استاد دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسنده مسئول) kyavari@yazd.ac.ir
۳. دانشیار دانشگاه یزد، یزد، ایران hajamini.mehdi@yazd.ac.ir
۴. استادیار دانشگاه یزد، یزد، ایران mhzarea@yazd.ac.ir

چکیده

اندازه‌گیری و بررسی متغیرهای غیرقابل مشاهده (مانند انتظارات تورمی یا تولید بالقوه) به‌طور مستقیم دشوار است. انتظارات تورمی به‌عنوان یک متغیر کلیدی، در بسیاری از مدل‌سازی‌های اقتصاد کلان، به‌خصوص حوزه اقتصاد پولی لحاظ شده است. در ایران، برخلاف بسیاری از کشورها، به‌رغم اهمیت مسئله تورم، به‌دلیل دهه‌های توأم با تورم دو رقمی، اقدامی جهت تولید و ارائه داده‌های نظرسنجی مربوط به این متغیر صورت نگرفته است. درحالی‌که براساس ادبیات موجود، مقایسه نتایج روش‌های جایگزین لحاظ انتظارات تورمی با داده‌های نظرسنجی، می‌تواند حاوی اطلاعات ارزشمندی باشد. در این پژوهش، تلاش شد با ذکر نقاط ضعف و قوت هر کدام از روش‌های نگاشت انتظارات تورمی، داده‌های مربوط به این متغیر در بستر انتظارات عقلایی به‌صورت فصلی و برای دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۴۰۰ با استفاده از روش رگرسیون جنگل تصادفی محاسبه و ارائه شود. در این راستا، پس از یادگیری مدل مبتنی بر جنگل تصادفی، با انجام یک پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای، این داده‌ها استخراج شده و ویژگی‌های مربوط به انتظارات عقلایی در مورد این داده‌ها، مورد بررسی قرار گرفت. در نهایت، اهمیت هر یک از عوامل موجود در سبد اطلاعاتی مربوط به انتظارات تورمی، رتبه‌بندی شدند. نتایج تحقیق، حاکی از آن است که انتظارات تورمی در ایران، در بستر انتظارات عقلایی قابل توضیح است و پیش‌بینی‌کنندگان، دچار خطای قاعده‌مند در پیش‌بینی تورم نیستند. همچنین از بین مجموعه اطلاعاتی کل، سه عامل وقفه تورم، نرخ ارز و تحریم‌های اقتصادی، بیشترین اهمیت را در شکل‌گیری انتظارات تورمی داشتند.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۱۴
بازنگری: ۱۴۰۳/۰۱/۲۱
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۲۰

کلمات کلیدی:
انتظارات
انتظارات تورمی
انتظارات عقلایی
رگرسیون جنگل تصادفی

طبقه‌بندی JEL:
C40 ،E37 ،E31

نویسنده مسئول:
kyavari@yazd.ac.ir

۱. مقدمه

در نگاه بسیاری از اقتصاددانان در ایران، از بین عوامل مؤثر بر تورم مانند حجم نقدینگی، نرخ ارز، کسری بودجه، تحریم‌های اقتصادی، تغییرات در نرخ‌های بهره و غیره، انتظارات تورمی به‌خصوص از دهه ۱۳۹۰ خورشیدی، از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است و بسیاری از مطالعات نیز بر نقش این متغیر در ایجاد و تشدید تورم از کانال افزایش تقاضا و کاهش عرضه و همچنین نقش آن، بر سکون یا اینرسی تورم[1] تأکید کرده‌اند. البته تبعات انتظارات، به تورم خلاصه نمی‌شود. برای نمونه، تشدید انتظارات تورمی با از بین بردن انگیزه عوامل اقتصادی جهت سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی، منابع مالی را به سمت فعالیت‌های نامولد مانند فعایت‌های واسطه‌گری سوق می‌دهد.

نقش انتظارات تورمی از سایر عوامل ایجادکننده تورم متفاوت است. در حالی که عواملی مانند حجم نقدینگی، کسری بودجه و نرخ ارز و تا حدی موضوع تحریم‌های اقتصادی، می‌توانند به‌عنوان یک ابزار سیاستی منظور شوند، انتظارات تورمی، نتیجه برهم‌کنش سایر عوامل و احتمالاً پیش‌بینی‌کنندهٔ تورم آتی خواهد بود. برای مثال، افزایش کسری بودجه در صورت عدم استقلال بانک مرکزی، می‌تواند موجب افزایش حجم نقدینگی و افزایش تورم و تشدید انتظارات تورمی شود. بنابراین، انتظارات تورمی، متغیری است که در جامعه ایجاد و بر اثر سایر عوامل ایجادکننده تورم، دستخوش تغییر می‌شود؛ اما هنگامی که این انتظارات شکل گرفت، خود عامل مهمی در تغییرات تورم و سایر متغیرهای اقتصادی خواهد بود. بر این اساس است که گاهی، از وقفه تورم به‌عنوان جانشینی برای متغیر غیرقابل‌مشاهده انتظارات تورمی استفاده می‌شود.

در مدل‌های اقتصاد کلان، فرض می‌شود که عوامل اقتصادی بر اساس درک خود از سطوح تورم آتی، تصمیمات مصرف، پس‌انداز و بازار کار خود را اتخاذ می‌کنند که البته، این تصمیمات در محقق‌شدن متغیرهای اقتصادی از جمله تورم ایفای نقش می‌نمایند. در همین راستا، اغلب پژوهش‌ها به بررسی اثر انتظارات تورمی بر تورم، مصرف یا سایر متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند و کمتر به انتظارت تورمی به‌عنوان یک متغیر هدف نگاه شده است.

در بسیاری از کشورها، داده‌های مربوط به انتظارات تورمی در قالب داده‌های پیمایشی[2]، در دسترس هستند که امکان مقایسه این نوع داده‌ها را با مقادیر به‌دست آمده از روش‌های دیگر، ممکن می‌سازد؛ اما برآورد پیمایشی انتظارات تورمی و تمرکز پژوهش‌ها بر شکل‌گیری و محاسبه آن در ایران اتفاق نیفتاده است؛ در حالی که، ارزیابی چگونگی شکل‌گیری انتظارات تورمی و شیوه به‌دست آوردن مقادیر مربوط به آن، هم در مقام تبیین روابط پولی در اقتصاد و هم، از منظر سیاست‌گذاری در حوزه‌هایی مانند مهار تورم و ثبات اقتصادی، حائز اهمیت است.

1. Inflation inertia
2. Survey data

با توجه به توضیحات بالا، در این پژوهش، با فرض پیروی عوامل اقتصادی از انتظارات عقلایی[1]، به برآورد دقیقی از انتظارات تورمی پرداخته می‌شود. پس از ارائه مبانی نظری مربوطه در بخش دوم، کاستی‌های روش‌های نگاشت متغیر انتظارات تورمی در مطالعات گذشته، در بخش سوم بیان می‌شود. سپس در بخش چهارم، با استفاده از روش رگرسیون جنگل تصادفی[2]، داده‌های انتظارت تورمی استخراج و تحلیل می‌شوند. در پایان، نتیجه‌گیری مقاله آورده شده است.

۲. مبانی نظری

مدل‌سازی شکل‌گیری انتظارات عوامل اقتصادی به‌خصوص در قرن بیستم، مورد توجه نظریه‌پردازان مکاتب مختلف اقتصادی قرار گرفت و امروزه نیز کماکان، یکی از موارد مورد توجه اقتصاددانان است. بر همین اساس، در این قسمت، به ارائه شرحی از مفهوم انتظارات و سیر تکاملی آن در علم اقتصاد با تأکید بر مفهوم انتظارات تورمی، پرداخته می‌شود.

انتظارات تورمی، باورهایی هستند که یک فرد یا گروهی از افراد در مورد نرخ رشد قیمت‌ها در آینده دارند. افراد یا گروه‌هایی که معتقدند، سطح قیمت‌ها با سرعت بیشتری رشد خواهد کرد، انتظارات تورمی بالاتری دارند و کسانی که معتقدند، سطح قیمت‌ها کندتر رشد خواهد کرد، انتظارات تورمی کمتری دارند. بر اساس تئوری اقتصادی، انتظارات تورمی، نقش مهمی در تعیین تورم واقعی دارد؛ زیرا انتظارات یک فرد یا شرکت از قیمت‌های آتی، بر تصمیمات قیمت‌گذاری آن فرد یا شرکت در دوره جاری تأثیر می‌گذارد. همچنین در تحلیل رابطه بین تورم و بیکاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت (منحنی فیلیپس)، چگونگی تعریف و لحاظ انتظارات، اهمیت بسیاری دارد (شفر[3]، ۲۰۲۲).

اهمیت انتظارات در تعیین متغیرهای مهم اقتصادی مانند تولید و رشد اقتصادی، برای نخستین بار توسط اقتصاددانان کلاسیک بیان شد. با وجود این، تا زمان کینز، انتظارات به صورت برونزا با درجه‌ای از اطمینان در مدل‌های اقتصادی منظور شده، و برای آن، مدل‌سازی خاصی صورت نگرفته بود. در عوض جهت تسویه بازارها، اقتصاددانان به صورت ضمنی فرض می‌کردند که عوامل اقتصادی دارای انتظارات ایستا با حرکت حول یک مقدار ثابت هستند. البته برخی از جمله سارجنت[4] (۱۹۸۳)، این نقصان را ناشی از فقدان ابزارهای تحلیلی در دسترس تا زمان کینز می‌دانند (مینفورد[5]، ۱۹۸۶).

امروزه باور عمومی بر این است که تورم به‌شدت تحت تأثیر انتظارات تورمی است. این امر، در نظر گرفتن مدیریت انتظارات تورمی را به‌عنوان بخش مهمی از سیاست پولی توجیه می‌کند. اگر انتظارات تورمی، ثابت باشد یا به اصطلاح در سطوح پایین به شکل باثباتی لنگر انداخته باشد، می‌تواند به ثبات تورم کمک کند. اما اگر اخبار بد یا نرخ‌های تورم بالا، احتمال افزایش تورم آتی را زیاد کند،

1. Rational expectations
2. Random Forest regression
3. Schafer (2022)
4. Sargent (1983)
5. Minford (1986)

تورم ناگزیر از افزایش انتظارات متأثر می‌شود. بنابراین، انتظارات تورمی قطعاً عاملی اثرگذار بر ثبات تورم است. البته اینکه اثرگذاری تا چه اندازه مستقیم و قدرتمند است، بلندمدت است یا کوتاه‌مدت، در قالب یک رابطه علت و معلولی عمل می‌کند یا صرفاً یک رابطه همبستگی است، می‌تواند بسته به سایر شرایط اقتصاد کلان، متفاوت باشد (ورنینگ[1]، ۲۰۲۲).

انتظارات ایستا به‌عنوان ابتدایی‌ترین مدل‌سازی انتظارات در اقتصاد در نظر گرفته می‌شود. در این تئوری، فرض می‌شود که عوامل اقتصادی، انتظار دارند که سطح فعلی متغیر پیش‌بینی شده در طول افق پیش‌بینی حفظ شود که این امر دلالت بر دستیابی اقتصاد به یک تعادل پایدار دارد. بنابراین، انتظارات ایستا از تورم را می‌توان به وسیله رابطه (۱) بیان کرد:

$$E_t[\pi_{t+h}] = \pi_t = p_t - p_{t-h} \quad (۱)$$

با لحاظ $p_t = \ln(P_t)$، این بیان فرض می‌کند، انتظارات مربوط به نرخ تورم در h دوره آینده برابر با سطح فعلی تورم است. نرخ انتظاری تغییر در سطح قیمت‌ها در دوره t غیر صفر بوده و برابر است با نرخ تغییرات مشاهده شده بین دوره t-h و t. اگر عوامل اقتصادی انتظار داشته باشند که سطح قیمت‌ها در طول افق پیش‌بینی ثابت باشد، انتظارات تورمی برابر صفر خواهد بود (هریس، ۲۰۱۴):

$$E_{t-h}[p_t] = p_{t-h} \quad (۲)$$

$$E_{t-h}[\pi_t] = E_{t-h}[p_t] - p_{t-h} = 0 \quad (۳)$$

دلالت تئوری انتظارات ایستا در روابط (۲) و (۳)، این است که هیچ ارتباطی بین انتظارات جاری $E_t[\pi_{t+h}]$ و وقفه تورم $[\pi_{t-h}]$ وجود ندارد. بنابراین، تئوری انتظارات ایستا فرض می‌کند که تنها تورم جاری در مجموعه اطلاعاتی فرد برای تصمیم‌گیری ورود می‌کند و سایر اطلاعات از جمله مقادیر گذشته تورم، نادیده گرفته می‌شود. پس این تئوری، نه‌تنها دچار نزدیک‌بینی است، بلکه از معضل عدم یادآوری[2] نیز رنج می‌برد (شاو[3]، ۱۹۸۴).

مدل انتظارات ایستا توسط هیکس[4] (۱۹۳۹)، تحت عنوان انتظارات رگرسیونی یا بازگشتی بسط داده شد که بر اساس آن، انتظارات متأثر از آخرین مقدار مشاهده شده از متغیر، به‌همراه برخی تعدیلات مربوط به روند[5] متغیر در افق پیش‌بینی است:

$$E_t[\pi_{t+h}] = \pi_t + \gamma(\pi_t - \pi_{t-h}) \quad (۴)$$

با توجه به رابطه ۴، نحوه واکنش انتظارات به روند تورم، توسط γ مشخص می‌شود؛ به شکلی که $\gamma > 1$ بیانگر انتظارات برون‌یابانه[6] و $\gamma < 1$ بیانگر انتظارات بازگشتی است. دو حالت خاص این

1. Werning (2022)

۲. در ادبیات اقتصادسنجی، به این حالت عدم توجه به حافظه تاریخی گفته می‌شود که موضوعی رایج در مدل‌های ساختاری فاقد عناصر سری زمانی است.

3. Shaw (1984)
4. Hicks (1939)
5. Trend
6. Extrapolated expectations

رابطه، مربوط به زمانی است که $\gamma = -1$ یا $\gamma = 0$ باشد. در حالت اول، انتظارات تورمی جاری از h دوره آینده، برابر است با وقفه مرتبه h نرخ تورم و در حالت دوم، انتظارات صرفاً بر اساس تجربیات فعلی شکل می‌گیرند. این مدل به صورت تجربی توسط فیگلوسکی و واچتل[1] (۱۹۸۱)، با استفاده از داده‌های پیمایشی لیوینگستون[2] بین سال‌های ۱۹۴۷ تا ۱۹۷۵ مورد آزمون قرار گرفت که بر اساس آن، $0 < \gamma < 1$ به‌دست آمد. این رابطه در پژوهش‌های دیگری نیز مانند لاهاری[3] (۱۹۷۶) و تورنوفسکی[4] (۱۹۷۰)، مورد آزمون قرار گرفت که در مورد اول، انتظارات به صورت بازگشتی و در مورد دوم، برون‌یابانه تشخیص داده شدند. بنابراین، در رویکرد انتظارات بازگشتی، نتایج به‌دست آمده علاوه بر تأثیر از عامل زمان، ممکن است به شرایط کلان اقتصاد نیز منوط باشد.

در تئوری انتظارات ایستا، فرض می‌شود که عوامل اقتصادی در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی، دچار نزدیک‌بینی هستند. در واکنش به این نقصان، طی دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ میلادی، تئوری انتظارات تطبیقی به‌عنوان یک رویکرد جایگزین توسط کیگان[5] (۱۹۵۶)، فریدمن[6] (۱۹۵۷) و نرلو[7] (۱۹۵۸) بسط داده شد. البته در این رویکرد، توجه به مقادیر گذشته، کماکان به‌عنوان یک عنصر مهم لحاظ می‌شد. کیگان (۱۹۵۶)، اذعان می‌دارد: «نرخ تغییر مورد انتظار قیمت‌ها در هر دوره زمانی متناسب با تفاوت بین نرخ واقعی تغییر در قیمت‌ها و نرخ تغییر مورد انتظار در گذشته، تعدیل می‌شود». در نتیجه، مطابق فرضیه انتظارت تطبیقی، انتظارات عوامل اقتصادی در مورد تورم با توجه به مقادیر محقق شده تورم در گذشته، تعیین می‌شود.

فرضیه کیگان را می‌توان توسط رابطه ۵ نشان داد:

$$E_t[\pi_{t+h}] - E_{t-h}[\pi_t] = \lambda(\pi_t - E_{t-h}[\pi_t]) \qquad (۵)$$

با توجه به رابطه ۵، نرخی که انتظارات در هر دوره توسط آن تعدیل می‌شود، توسط λ مشخص می‌گردد که کیگان آن را ضریب انتظارات می‌نامد و بر اساس آن، انتظارات مربوط به نرخ تورم h دوره آتی، توسط وقفه مرتبه h تورم به‌همراه تعدیلات مربوط به آخرین خطای پیش‌بینی شکل می‌گیرد. در نتیجه، در صورت صفر بودن خطای پیش‌بینی، انتظارات بدون تغییر باقی می‌مانند. با بازنویسی رابطه ۵، می‌توان فرضیه انتظارات تطبیقی را به‌صورت یک مدل میانگین موزون از تورم جاری و وقفه مرتبه h انتظارات نوشت:

$$E_t[\pi_{t+h}] = \lambda\pi_t + (1-\lambda)(E_{t-h}[\pi_t]) \qquad (۶)$$

1. Figlewski and Wachtel (1981)
2. Livingston survey data
3. Lahari (1976)
4. Turnovsky (1970)
5. Cagan (1956)
6. Friedman (1957)
7. Nerlove (1958)

در اینجا نیز دو حالت حدی، عبارتند از $\lambda = 0$ که بر اساس آن، انتظارات نسبت به تورم جاری، حساس نیست و $\lambda = 1$ که در این حالت، به مدل انتظارات ایستا تبدیل می‌شود. مقدار مربوط به ضریب تعدیل توسط فیگولسکی و واچتل (۱۹۸۱)، جهت بیان باورهای عوامل اقتصادی، استفاده شده است. زمانی که خطاهای پیش‌بینی در پاسخ به یک شوک دائمی رخ داده باشد، مقدار λ به شکل قابل‌توجهی بزرگ‌تر از زمانی است که رفتار تورم عمدتاً متأثر از شوک‌های گذرا است. بیان دیگر رابطه ۶ به صورت تغییر در انتظارات را می‌توان به شکل رابطه ۷ نشان داد (هریس، ۲۰۱۴):

$$E_{t-h}[\pi_t] = \lambda(\pi_{t-h}) + (1-\lambda)(E_{t-2h}[\pi_t]) \quad (۷)$$

با کسر رابطه ۷ از رابطه ۶، تغییر در انتظارات بین دو دوره t-h و t را می‌توان میانگین موزون تغییرات تورم و تغییرات انتظارات تورمی در گذشته دانست و به شکل رابطه ۸ نشان داد:

$$E_t[\pi_{t+h}] - E_{t-h}[\pi_t] = \lambda(\pi_t - \pi_{t-h}) + (1-\lambda)(E_{t-h}[\pi_t] - E_{t-2h}[\pi_t]) \quad (۸)$$

$$E_t[\pi_{t+h}] - E_{t-h}[\pi_t] = \lambda_1(\pi_t - E_{t-h}[\pi]) + \lambda_2(\pi_{t-h} - E_{t-2h}[\pi_{t-h}]) \quad (۹)$$

مدل پیشنهاد شده توسط کیگان، توسط کارلسون و پارکین[1] (۱۹۷۵)، بسط داده شد. در این حالت، انتظارات نه‌تنها بر اساس آخرین مشاهدات از تورم تعدیل می‌شود، بلکه نسبت به نرخ تغییر تورم نیز واکنش نشان می‌دهد. در واقع، انتظارات متأثر از تجربیات ناشی از برآیند دو خطای پیش‌بینی قبلی است.

با توجه به اینکه رابطه تطبیقی ۶، باید برای همه زمان‌ها صادق باشد، می‌توان حالت عمومی این رابطه را به‌صورت یک مدل وقفه توزیعی هندسی[2] مطابق ۱۰ و ۱۱ نشان داد:

$$E_t[\pi_{t+h}] = \lambda(\pi_t) + \lambda(1-\lambda)\pi_{t-h} + \lambda(1-\lambda)^2\pi_{t-2h} + \cdots + \lambda(1-\lambda)^n\pi_{t-nh} \quad (۱۰)$$

$$E_t[\pi_{t+h}] = \lambda(\pi_t) + \sum_{j=1}^{n}\lambda(1-\lambda)^j\pi_{t-jh} \quad (۱۱)$$

مادامی که $0 < \lambda < 1$ است، سهم وقفه‌های تورم در تعیین مقدار مورد انتظار تورم، کاهش خواهد یافت و در وقفه‌های مرتبه بالاتر، این سهم کوچک‌تر خواهد شد. مطابق رویکرد کیگان که توسط روابط ۱۰ و ۱۱ نشان داده شده، تجربیات اخیر در شکل‌گیری انتظارات فعلی بسیار مهم هستند و هرچه طول وقفه‌ها افزایش یابد، اطلاعات با ضریب کوچک‌تری به مجموعه اطلاعاتی جهت تصمیم‌گیری وارد می‌شوند.

پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهند که در اقتصادهایی که تورم دارای نوسان زیادی است، این رویکرد، عملکرد ضعیف‌تری دارد[3]. برای نمونه، بال (۲۰۰۰)، نشان می‌دهد که در شرایط هدف‌گذاری

1. Carlson and Parkin (1975)
2. Geometrically distributed lag model
۳. در رویکرد انتظارات تطبیقی، به‌دلیل اتکاء نتایج به مجموعه اطلاعاتی محدود و غیرشامل، ضرائب تطبیق، به‌خصوص زمانی که متغیر هدف واریانس بالایی دارد، در طول زمان، دچار تزلزل (عدم پایداری) بالایی هستند که این امر، موجب کم اعتبار شدن این رویکرد تحت شرایط یاد شده می‌شود.

تورم، پیش‌بینی مبتنی بر انتظارات تطبیقی، همبستگی سریالی منفی دارد؛ زیرا تلاش بخش سیاست کلان در جهت کاهش تورم بوده، در حالی که رویکرد انتظارات تطبیقی، صرفاً مبتنی بر مقادیر گذشته و تصحیح خطاهای پیش‌بینی است. بنابراین، پیش‌بینی مبتنی بر انتظارات تطبیقی، دچار خطای سیستماتیک خواهد بود. در عوض، نقد لوکاس[1]، بیانگر این است که عوامل اقتصادی آینده‌نگرتر هستند و اهداف سیاست را در مجموعه اطلاعات خود و متعاقباً انتظارات خود وارد می‌کنند. بنابراین، برای تطبیق رفتار عاملان اقتصادی در رژیم‌های پولی مختلف و لحاظ پویایی‌های تورم، رویکرد جامع‌تری برای شکل‌گیری انتظارات مورد نیاز است.

با توجه به انتقادات وارد به رویکرد انتظارات تطبیقی و ضعف‌های روش‌شناختی منسوب به این روش، مناسب بودن آن به‌ویژه برای دوره‌هایی که اقتصاد کلان دچار نوسان زیادی است، مورد تردید واقع شد[2]. بر این اساس، فرضیه انتظارات عقلایی (REH) مطرح شده و توسعه یافته است.

مفهوم انتظارات عقلایی، نخستین بار توسط میوت[3] (۱۹۶۱)، در بستر اقتصاد خرد پیشنهاد و سپس در دهه ۱۹۷۰ به‌طور گسترده توسط اقتصاددانان کلان پذیرفته شد. رابرت لوکاس و توماس سارجنت، نقش بسزایی را در این امر ایفا کردند و امروزه انتظارات عقلایی، به یکی از پایه‌های مدل‌های اقتصاد کلان بدل شده و حتی در اکثر مدل‌های کینزی جدید نیز فرض می‌کنند که انتظارات به صورت عقلایی شکل می‌گیرد.

یکی از فروض اساسی انتظارات عقلایی، استفاده کارآمد از تمام اطلاعات موجود است. بنابراین، پیش‌بینی‌های منطبق بر انتظارات عقلایی، عاری از خطاهای سیستماتیک است. عوامل اقتصادی از تمام اطلاعات موجود استفاده می‌کنند که این امر، بازتابی از همان پیش‌بینی نظریه اقتصادی است. در فضای تجربی، آزمون‌های متعددی جهت بررسی سازگاری انتظارات عوامل اقتصادی با رویکرد انتظارات عقلایی، پیشنهاد و ارائه شده‌اند. نکته مهمی که باید به آن توجه شود، این است که در رویکرد انتظارات عقلایی بر خلاف تطبیقی، انتظارات جاری، مستقل از خطاهای گذشته هستند؛ زیرا ماهیت تصادفی آن‌ها موجب می‌شود، حاوی اطلاعات مرتبطی در مورد مسیر آینده متغیر مورد پیش‌بینی نباشند.

یک پیش‌بینی عقلایی، باید بتواند دو ویژگی ناریبی و کارآیی را تأمین کند. برای تحقق یک پیش‌بینی ناریب، مهم است که خطاهای پیش‌بینی به صورت سیستماتیک از مقادیر واقعی، انحراف

---

1. The Lucas critique

۲. داده‌های پیمایشی مربوط به انتظارات تورمی در ایالات متحده توسط بانک مرکزی نیویورک و دانشگاه میشیگان (university of michigan and new york fed inflation expectation measure)، ارائه می‌شوند و در مطالعات متعددی به بررسی تطابق پیش‌بینی مربوط به انواع مدل‌های انتظارات با این داده‌ها پرداخته‌اند که برخی از آن‌ها مانند مادیرا و ظفر (Madeira and Zafar, 2012)، بر عدم تطبیق مناسب پیش‌بینی مبتنی بر انتظارات تطبیقی با داده‌های نظرسنجی صحه گذاشته‌اند.

3. Muth (1961)

نداشته باشند[۱]. ویژگی دقیق‌تر از نااریبی، کارآیی[۲] نام دارد که بر اساس آن، فرد از تمام اطلاعات در دسترس به‌نحوی استفاده می‌کند که خطاهای حاصل از پیش‌بینی کاملاً ماهیت تصادفی داشته باشند و در نتیجه، غیرقابل پیش‌بینی هستند (منکیو[۳]، ۲۰۰۳). این امر می‌تواند با سازگاری مقادیر خطا با فرایند نوفه سفید[۴] تأمین شود (ادام و پادولا[۵]، ۲۰۱۱).

پس، عوامل اقتصادی اشتباهات گذشته خود را تصحیح می‌کنند و خطاها نمی‌توانند به‌صورت پیوسته با اطلاعات موجود در ارتباط باشند. در نتیجه، انحرافات تورم محقق شده از تورم پیش‌بینی شده، تصادفی هستند که یکی از دلالت‌های این موضوع، عدم همبستگی اجزاء خطای مربوط به پیش‌بینی در طول زمان است. این بیان را می‌توان توسط رابطه ساده‌ای مانند رابطه ۱۲ نشان داد:

$$\pi_t = E(\pi_t) + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

که در این رابطه، ε_t نشان‌دهنده جمله خطای ناهمبسته با میانگین صفر است.

اختلاف نظرهای زیادی درخصوص اطلاعات مورد نیاز برای انتظارات عقلایی وجود دارد. اطلاعات در دسترس بین افراد مختلف، دارای تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای است که بستگی به سطح سواد، علاقه، باز بودن محیط و فناوری اطلاعات و یا هزینه فرصت نداشتن اطلاعات دارد. اطلاعات در دسترس فرد، می‌تواند از هیچ تا خیلی زیاد تغییر کند. انتظارات عقلایی به‌کارگیری تمام اطلاعات موجود بدون توجه به حجم و دقت اطلاعات را مبنا قرار می‌دهد.

در عمل، لحاظ تمام این اطلاعات جهت سنجش انتظارات عقلایی دشوار است. یک راه حل برای لحاظ انتظارات عقلاییِ عوامل اقتصادی، استفاده از قیمت ابزارهای مالی است. مزیت استفاده از چنین رویکردهایی در این است که می‌توان با استخراج تابع احتمال کل، نااطمینانی مربوط به متغیر مورد نظر در آینده را برآورد کرد. مزیت دیگر در مقایسه با داده‌های نظرسنجی در این است که تغییر در انتظارات در زمان واقعی قابل مشاهده است، در حالی که بر اساس رویکرد نظرسنجی، ممکن است فرد در هنگام تصمیم‌گیری، رفتاری متفاوت از آنچه اظهار کرده، از خود نشان دهد (گیمنو[۶]، ۲۰۱۷).

---

۱. در فضای تجربی، این ویژگی برای پیش‌بینی مربوط به خانوارها، در بخش قابل‌توجهی از مطالعات مورد تأیید است. برای مثال، مطالعاتی مانند گرملیچ (Gramlich, 1983) و منکیو (Mankiw, 2003)، رأی به نقض این ویژگی می‌دهند؛ در حالی که مطالعات بیشتری مانند برایان و گوین (Bryan and Gavin, 1986)، ریچ (Rich, 1989)، توماس (Thomas, 1999)، مرا (Mehra, 2002) و کرتین (Curtin, 2005) با استفاده از داده‌های پیمایشی میشیگان، نتوانستند فرضیه صفر مبنی بر نااریبی پیش‌بینی برای خانوارها را رد کنند. بنابراین در یک دوره زمانی به اندازه کافی بزرگ، خانوارها قادرند متغیر مورد نظر را با دقت بالایی پیش‌بینی کنند.

2. Efficiency
3. Mankiw (2003)
4. White noise
5. Adam and Padula (2011)
6. Gimeno (2017)

در عمل، گنجاندن انتظارات تورمی، می‌تواند عملکرد مدل‌های پیش‌بینی تورم را بهبود دهد. نتایج تحقیقات تجربی نشان می‌دهند، روش‌هایی که انتظارات تورمی را با توجه به نوسانات و پویایی‌های آن در نظر می‌گیرند، از مدل‌هایی که این پویایی‌ها را لحاظ نمی‌کنند، عملکرد بهتری دارند. بنابراین، در محاسبه انتظارات تورمی، توجه شایسته به نحوه شکل‌گیری انتظارات و نوسانات این متغیر و همچنین اجتناب از روش‌های ساده، ضروری است (شفر، ۲۰۲۲).

۳. پیشینه پژوهش

در این بخش، به ارائه شرحی از پژوهش‌های انجام شده در مورد نحوه نگاشت متغیر انتظارات تورمی و نحوه ایفای نقش آن در فرایندهای اقتصادی پرداخته می‌شود.

هنری[1] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای، به برآورد انتظارات تورمی در جامائیکا با استفاده از مدل خودتوضیح جمعی میانگین متحرک فصلی[2] پرداخت. وی نتایج را با داده‌های پیمایشی انتظارات تورمی در جامائیکا مقایسه می‌کند و نشان می‌دهد که این مدل، برآورد مناسبی از انتظارات تورمی در جامائیکا ارائه می‌دهد. در این پژوهش، از متغیرهای شکاف تولید ناخالص داخلی[3]، هزینه‌های مالی، تغییرات نرخ ارز، تغییرات در میانگین قیمت سوخت و شاخص قیمت جهانی غلات (به‌عنوان نمودی از تورم وارداتی)، نرخ بهره حقیقی (نرخ اسناد خزانه شش‌ماهه) و تغییرات در عرضه پول استفاده شده است. نتیجه آنکه، متغیرهای پولی، تأثیری ضعیف اما معنی‌دار بر انتظارات تورمی دارند، در حالی که تأثیر نرخ ارز و قیمت جهانی سوخت، قابل‌توجه است.

فوئرتس و گیمنو[4] (۲۰۱۷)، متغیر غیرقابل‌مشاهده انتظارات تورمی را با استفاده از تغییرات ماهانه قیمت ابزارهای مالی بین سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۷ توضیح می‌دهند. آن‌ها با مقایسه آمریکا و منطقه یورو، نشان دادند که این معیار، به تصمیمات اقتصادی و پولی اتخاذ شده در سال‌های مورد بررسی، واکنش نشان داده و به‌طور متوسط، تورم مورد انتظار بر اساس این شاخص، در منطقه یورو نسبت به ایالات متحده، دارای مقدار و نوسان کمتری است.

روندیناه (۲۰۱۸)، از مدل اقتصادسنجی بیزی[6] جهت مهندسی معکوس روند انتظارات تورمی توضیح داده شده توسط منحنی فیلیپس هیبریدی کینزین‌های جدید[7] و داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۷، استفاده می‌کنند. انتظارات برآورد شده با این روش، سازگاری قابل قبولی با روش‌های دیگر نگاشت انتظارات تورمی مانند داده‌های پیمایشی در دسترس و متغیرهای جایگزین از داده‌های مالی از خود نشان می‌دهد. به‌ویژه داده‌های برآوردی، همبستگی بالایی با داده‌های نظرسنجی دانشگاه

1. Henry (2013)
2. Seasonal autoregressive integrated moving average model
3. GDP gap
4. Fuertes and Gimeno (2017)
5. Rondina (2018)
6. Bayesian econometrics
7. Hybrid new Keynesian Phillips curve

میشیگان برای خانوارها دارد. به‌علاوه، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که انتظارات تورمی، در بلندمدت در دوره تورم هدف‌گذاری شده قرار دارد.

ولکوپ و ویدرهولت[1] (۲۰۱۹)، با استفاده از داده‌های پیمایشی دانشگاه تیلبرگ[2]، مدلی کمی از انتظارات تورمی جهت پاسخ به این سؤال که انتظارات تورمی چگونه بر تصمیمات مصرفی خانوارها اثر می‌گذارند، ارائه کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که با افزایش یک درصدی انتظارات تورمی خانوارها در طول زمان، ارزش خالص پس‌اندازشان به‌طور متوسط بین ۲۵۰ تا ۴۰۰ یورو کاهش می‌یابد. همچنین خانوارهایی که انتظارات تورمی بالاتری دارند، با احتمال بیشتری به خرید خودرو یا مسکن گران‌قیمت مبادرت می‌ورزند.

بلمار[3] و همکاران (۲۰۲۰)، با استفاده از داده‌های دو نظرسنجی مهم یعنی بانک مرکزی نیویورک و بانک کانادا در بستر انتظارات عقلایی با توجه به ناهمگونی انتظارات، به مدل‌سازی انتظارات تورمی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که سهم عوامل توضیح دهنده منطبق بر انتظارات عقلایی نسبت به انتظارات تطبیقی در کانادا، تقریباً ۷۵ به ۲۵ درصد است. این نسبت برای آمریکا به صورت ۵۰ درصد برای هر رویکرد توزیع شده است. بنابراین، می‌توان گفت که انتظارات تورمی در کانادا در مقایسه با آمریکا، سازگاری بیشتری با رویکرد انتظارات عقلایی و سازگاری کمتری با رویکرد انتظارات تطبیقی دارد. این امر، می‌تواند ناشی از اهمیت بیشتر هدف‌گذاری تورم (نسبت به رشد اقتصادی بیشتری) در کانادا در مقایسه با آمریکا باشد.

شفر (۲۰۲۲)، با استفاده از متغیرهای مبتنی بر بازارهای مالی و داده‌های نظرسنجی آمریکا، به بررسی چگونگی شکل‌گیری انتظارات مصرف‌کنندگان و شرکت‌ها و نحوه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر شکل‌گیری انتظارات تورمی می‌پردازد. نتایج این پژوهش، حاکی از آن است که چسبندگی‌های اطلاعاتی، اثر معنی‌داری بر فرایند شکل‌گیری انتظارات تورمی دارند. همچنین، شواهدی مبنی بر تورش پیش‌بینی‌های فردی از سطوح آتی تورم وجود دارد که در صورت کاهش چسبندگی‌های اطلاعاتی، تورش پیش‌بینی‌های فردی نیز کاهش خواهد یافت.

برت و آدامز[4] (۲۰۲۲)، با تأکید بر این باور بانک‌های مرکزی که انتظارات تورمی بالا، می‌تواند تورم را تشدید کند، مدل خودتوضیحی برداری ساختاری را برآورد می‌کنند. این پژوهش با استفاده از داده‌های آمریکا، به این موضوع پی می‌برد که یک شوک مثبت در انتظارات تورمی، موجب کاهش تولید و نرخ بهره حقیقی می‌شود که این امر، با مدل‌های استاندارد نئوکینزی که در آن‌ها تغییرات نرخ بهره و تورم هم‌جهت تلقی می‌شود، ناسازگار است.

1. Vellekoop and Wiederholt (2019)
2. Tilburg university
3. Bellemare (2020)
4. Barrett and Adams (2022)

مک‌کاویج و ریکاردز[1] (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «انتظارات تورمی و سواد اقتصادی»، بیان می‌کنند که سطح آگاهی و درک جامعه از مسائل اقتصادی، می‌تواند بر توانایی بانک مرکزی برای دستیابی به اهدافش اثرگذار باشد. داده‌های مربوط به انتظارات تورمی، از یک نظرسنجی گسترده از بزرگ‌سالان در استرالیا برای دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت و میان‌مدت استخراج شده است. نتایج نشان داده پاسخ به پرسش‌ها در مورد تورم آتی بر اساس ویژگی‌های اجتماعی و جمعیت‌شناختی پاسخ‌دهندگان و سطح سواد اقتصادی‌شان متفاوت است. در این پژوهش، بر ضرورت توجه بانک‌های مرکزی به این تفاوت‌ها جهت هدف‌گذاری تورم تأکید می‌شود.

در مورد انتظارت تورمی در اقتصاد ایران، پژوهش‌های بسیاری انجام گرفته که برخی از مهم‌ترین آن‌ها، در ادامه مرور می‌شوند.

متقی (۱۳۷۷)، به بررسی میزان اعتبار منحنی فیلیپس بین سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۵ در ایران با توجه به نقش انتظارات تورمی می‌پردازد. وی نرخ بیکاری با تورم غیرشتابان را با استفاده از فیلتر کالمن[2] برآورد می‌کند و به این نتیجه می‌رسد که میزان متوسط این نرخ در ایران طی دوره یاد شده، ۸/۶ است. برای لحاظ متغیر انتظارات تورمی در این پژوهش، از وقفه متغیر تورم استفاده شده است.

افشاری و همکاران (۱۳۸۸)، با استفاده از آزمون همگرایی یوهانسن[3] طی دوره ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۶، به بررسی صحت فرضیه نرخ بیکاری طبیعی در ایران پرداخته‌اند. در این پژوهش، جهت لحاظ انتظارات تورمی با توجه معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز[4]، از سه وقفه تورم استفاده شده و به این نتیجه رسیده‌اند که به‌استثنای سال ۱۳۸۶، نرخ بیکاری واقعی، بالاتر از نرخ بیکاری با تورم غیرشتابان بوده است.

حسینی و شکوهی (۱۳۹۲)، در تحقیقی، به بررسی عوامل مؤثر بر تورم با تأکید بر نقش انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر پرداختند. برای لحاظ متغیر انتظارات تورمی، فرض شده که نرخ تورم انتظاری برای دوره (t+1) به نرخ تورم پایه مشاهده شده و انحراف کوتاه‌مدت تورم واقعی از نرخ تورم پایه، مرتبط بوده، و بنابراین، نرخ تورم انتظاری برای دوره (t+1) به صورت روابط ۱۳ و ۱۴ در نظر گرفته شده است:

$$\pi_{t+1}^{e} = \overline{\pi_t} + (1-\alpha)(\pi_t - \overline{\pi_t}), \quad 0 < \alpha < 1 \qquad (۱۳)$$

$$\pi_{t+1}^{e} = \alpha\overline{\pi_t} + (1-\alpha)\pi_t \qquad (۱۴)$$

سپس با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[5] و داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۷، به برآورد منحنی فیلیپس هیبریدی در ایران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از اثر معنی‌دار

1. McCowage and Rickards (2023)
2. Kalman filter
3. Johansen convergence test
4. Akaike and Schwarz information criteria
5. Generalized method of moments

انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر با لحاظ اثر مهم‌تری برای انتظارات گذشته‌نگر به همراه متغیرهای شکاف تولید، نرخ ارز و حجم پول است.

باستانی‌فر (۱۳۹۵)، به برآورد تابع تقاضای پول تعدیل شده کیگان در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۲ پرداخته است. وی از روش‌های خودتوضیح جمعی میانگین متحرک با متغیر توضیحی و خودتوضیحی برداری استفاده کرده است. در این پژوهش، برای لحاظ متغیر انتظارات تورمی، از روش فیلتر هودریک-پرسکات[1] استفاده شده و این نتیجه حاصل آمده است که انتظارات تورمی با سه وقفه بر حجم پول، اثر منفی دارد، در حالی که تأثیر تعاملات خارجی و قیمت نفت، مثبت است.

منجذب و علیمردانی (۱۴۰۰)، به بررسی تأثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران طی دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۵ می‌پردازند. آن‌ها با استفاده از مدل فضا-حالت[2]، مقادیر انتظارات تورمی عقلایی و تطبیقی را برآورد می‌کنند و در ادامه، نشان می‌دهند، تأثیر انتظارات تورمی عقلایی در بلندمدت بر مصرف مثبت و معنی‌دار است؛ به شکلی که با افزایش یک درصدی انتظارات تورمی، مصرف حدود ۶ درصد افزایش می‌یابد. البته در کوتاه‌مدت ارتباط معنی‌داری بین انتظارات تورمی و مصرف وجود ندارد. وجود رابطه مثبت بین تورم انتظاری تطبیقی و مصرف نیز تأیید می‌شود، به‌گونه‌ای که کشش مصرف نسبت به تورم انتظاری تطبیقی، حدود ۲ درصد است.

در اغلب پژوهش‌ها انتظارات تورمی در مقام یک متغیر توضیح‌دهنده به‌کار گرفته شده که از داده‌های پیمایشی، وقفه‌های متغیر تورم، میانگین چند وقفه از تورم، فیلتر هودریک-پرسکات و یا متغیرهای جایگزین دیگری مانند شاخص قیمت سهام، نرخ بهره خارجی و تغییرات نرخ ارز استفاده شده است. استفاده از چنین روش‌هایی جهت نگاشت متغیر انتظارات تورمی، ممکن است موجب نتایج نادرست شود. برای مثال، استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات با هموارسازی داده‌ها، نوسانات و پویایی‌های متغیر را نادیده می‌گیرد. یا استفاده از متغیرهای جایگزین مانند قیمت سهام، در صورتی که بازار سهام در کشور مورد بررسی، به اندازه کافی بزرگ و کارا نباشد، نمی‌تواند نماینده خوبی برای انتظارات تورمی باشد. به همین دلیل، در پژوهش حاضر، روش رگرسیون جنگل تصادفی که بر اساس توضیحات داده شده در بخش روش، با هدف پژوهش سازگار و متناسب است، مبنا قرار گرفته تا بتوان ضمن توجه شایسته به نوسانات و پویایی‌های انتظارات تورمی، برآورد دقیق‌تری از این متغیر به‌دست آورد. همچنین پس از تخمین داده‌های مربوط، ویژگی‌های مربوط به انتظارات عقلایی در مورد این داده‌ها، مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

لازم به ذکر است که هرچند استفاده از داده‌های پیمایشی دارای نقصان‌هایی برای لحاظ انتظارات تورمی است و مشکلات و محدودیت‌هایی را در فرایندهای برآورد ایجاد می‌کند، ولی همان‌گونه که در بخش پیشینه مطالعات خارجی مشاهده شد، مقایسه نتایج سایر روش‌ها با داده‌های پیمایشی می‌تواند حاوی اطلاعات ارزشمندی باشد. بنابراین، خلأ چنین داده‌هایی در یک مقیاس گسترده که در نتیجه، چنین مقایسه‌هایی را ناممکن می‌سازد، یک مشکل جدی در پژوهش‌های این حوزه به شمار می‌رود.

1. Hodrick-Prescott filter
2. State space model

۴. روش پژوهش و داده‌ها

همان‌طور که در بخش پیشینه پژوهش اشاره شد، از رویکردهای متعددی جهت نگاشت متغیر انتظارات تورمی استفاده شده است. جدول ۱ مزایا و معایب هر کدام از این رویکردها را نشان می‌دهد. در این پژوهش، انتظارات تورمی در بستر انتظارات عقلایی با استفاده از دو روش رگرسیون جنگل تصادفی و رگرسیون رأی‌گیری برآورد خواهد شد. جهت ارزیابی از پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای برای داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۵:۱ تا ۱۴۰۰:۴ استفاده می‌شود.

جدول ۱: مزایا و معایب روش‌های نگاشت متغیر انتظارات تورمی

Tabel 1: Advantages and Disadvantages of Inflation Expectations Mapping Methods

روش	مزایا	معایب
داده‌های پیماشی	عدم نیاز به پیش‌فرض خاصی در مورد نحوه شکل‌گیری انتظارات واقعی بودن داده‌ها	هزینه‌بر بودن وابستگی شدید نتایج به نمونه مشکلات عمومی روش‌های پیمایشی (امکان پاسخ‌های اغراق‌آمیز، عدم شمول، مشکلات مربوط به انتخاب نمونه و ...) و نبود انگیزه لازم برای پیش‌بینی صحیح
فیلتر هودریک-پرسکات	امکان تفکیک اثر یک شوک وارده به اجزای دائمی و موقتی مبتنی بودن بر یک فرایند بهینه‌یابی	انتخاب داوطلبانه پارامتر λ، در نظر نگرفتن شکست‌های ساختاری، محو کردن نوسانات (به‌ویژه در داده‌های با نوسان بالا)، نااطمینانی از صحت تفکیک شوک‌ها (امکان موقتی بودن شوک‌های طرف عرضه یا تأثیر دائمی یک شوک طرف تقاضا)
شاخص قیمت سهام یا سایر دارایی‌ها، نرخ بهره و نرخ ارز	دسترسی سریع به‌سادگی	احتمال بالای تورش محاسباتی، عدم شمول احتمال نامربوط بودن
وقفه‌های تورم	سادگی معطوف به رویکرد گذشته‌نگر	فرض شکل‌گیری انتظارات به صورت تطبیقی، عدم شمول احتمال تورش محاسباتی
تخمین متغیر انتظارات تورمی	امکان توجه همزمان به رویکردهای عقلایی و تطبیقی، امکان توجه شایسته به نوسانات (در مقایسه با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات یا وقفه‌ی تورم)، شامل بودن توضیح‌دهندگی بالا	دشواری درخصوص انتخاب متغیرهای توضیحی، مشکلاتِ آماری مدل‌های برآوردی مانند هم‌خطی

مأخذ: طبقه‌بندی پژوهش

رگرسیون جنگل تصادفی ابتدا توسط هو[1] (۱۹۹۵)، معرفی و سپس توسط بریمن و کاتلر[2] در سال ۲۰۰۱ توسعه یافت. این روش، مبتنی بر یادگیری جمعی[3] است که برای مسائل طبقه‌بندی[4] و رگرسیونی کاربرد دارد و جزء الگوریتم‌های یادگیری نظارت‌شده[5] قرار می‌گیرد. در روش‌های نظارت شده، عموماً داده‌ها به دو گروه داده‌های تمرین[6] و داده‌های آزمون[7] تقسیم می‌شوند. در مرحله یادگیری، تلاش می‌شود الگوی تبعی موجود یا به بیانی نحوه ارتباط متغیر وابسته با هر یک از متغیرهای توضیحی شناسایی گردد که میزان اعتبار این یادگیری به‌وسیله داده‌های آزمون سنجیده می‌شود. با توجه به شکل ۱، در فرایند یادگیریِ الگوریتم جنگل تصادفی، درختان به‌صورت مستقل و موازی آموزش می‌بینند؛ به این معنی که هنگام ساخت درختان، هیچ تعاملی بین آن‌ها وجود ندارد. روش جنگل تصادفی با ساخت تعداد زیادی از درختان تصمیم در زمان آموزش، نتایج پیش‌بینی هر درخت را ترکیب کرده[8] و نتیجه نهایی را ارائه می‌دهد.

دو رویکرد اصلی در یادگیری جمعی، عبارتند از بسته‌بندی[9] و توان‌افزایی[10]. در رویکرد بسته‌بندی، فرایند یادگیری و یافتن الگوی نهایی از زیر مجموعه‌های اطلاعاتی، به صورت مستقل انجام می‌شود که در رگرسیون جنگل تصادفی نیز از این الگو استفاده می‌شود؛ اما در رویکرد توان‌افزایی، یادگیری به شکل تطبیقی اتفاق می‌افتد؛ به‌صورتی که مدل نهایی، منوط به استراتژی‌های آموخته‌شده از توالی‌های قبلی یادگیری است[11]. با توجه به اینکه در رویکرد انتظارات عقلایی، انتظار نمی‌رود مجموعه‌های اطلاعاتی همه افراد، در پیش‌بینی تورم یکسان باشد و در واقع، افراد از مجموعه سبد اطلاعاتی، عناصر مشابهی را در نظر نمی‌گیرند؛ بنابراین، روش رگرسیون جنگل تصادفی که یک روش مبتنی بر بسته‌بندی است، سازگار خواهد بود.

---

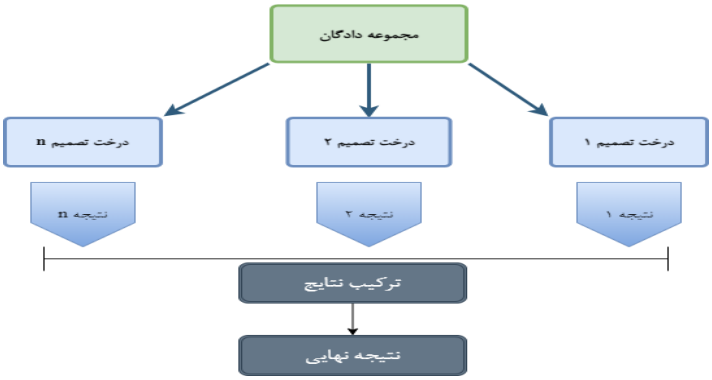
1. Ho (1995)
2. Breiman and Cutler (2001)
3. Ensemble learning method
4. Classification
5. Supervised learning algorithms
6. Training data
7. Test data

۸. این ترکیب می‌تواند توسط یک تابع تجمیعی (aggregate function) از جنس میانگین انجام شود.

۹. در ادبیات علم داده، Bagging به تجمیع پردازی یا گردآوری خودراه‌انداز نیز ترجمه شده است؛ ولی در این متن، از همان ترجمه ساده‌تر بسته‌بندی استفاده می‌شود.

10. Boosting

۱۱. جهت مطالعه بیشتر، به مولو و گایدو (۲۰۱۶) مراجعه شود.



شکل ۱: عملکرد روش جنگل تصادفی

Scheme 1: Performance of the Random Forest Algorithm

مأخذ: تقسیم‌بندی پژوهش

برای اغنای مجموعه اطلاعات مرتبط با تورم، ویژگی‌ها از ادبیات اقتصاد پولی و پژوهش‌های تجربی صورت گرفته در این حوزه، جمع‌آوری شده‌اند که در جدول ۲ مشاهده می‌شوند.

جدول ۲: مجموعه اطلاعاتی

Tabel 2: Dataset

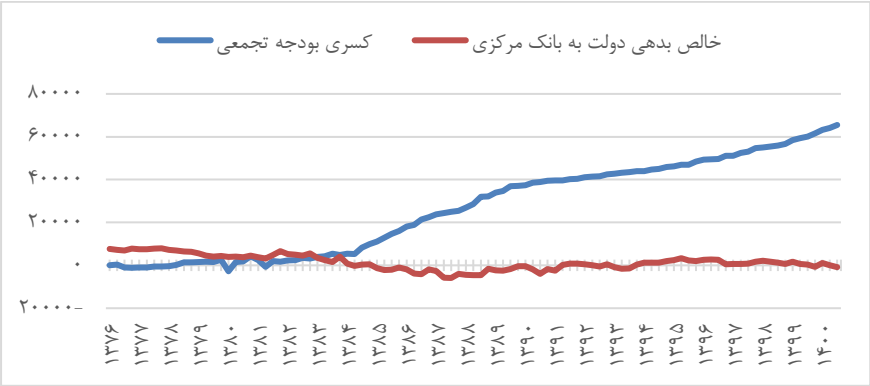
متغیر	نماد	توضیح	منبع
رشد نقدینگی	Liquidity-growth	-	بانک مرکزی ایران
بدهی دولت به بانک مرکزی	% debt of G to C/GDP	نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی ایران
شکاف تولید	GDP-GAP	محاسبه تولید بالقوه حقیقی با فیلتر هودریک-پرسکات	محاسبات پژوهش
نرخ ارز آزاد	Ex-rate-growth	نرخ رشد نرخ ارز غیررسمی	بانک مرکزی ایران
نرخ بهره اسمی	Nominal-i-r	میانگین موزون نرخ‌های سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری	بانک مرکزی ایران
شاخص قیمت غذا	Food-price-index	شاخصی از تورم وارداتی	بانک جهانی
شاخص قیمت فلزات	Metal-price-index	شاخصی از تورم وارداتی	بانک جهانی
کسری بودجه	B-D	حقیقی شده با شاخص قیمت	بانک مرکزی ایران، لامعی (۱۳۸۴)

متغیر	نماد	توضیح	منبع
تحریم	sanctions	شاخص مستخرج از میزان پرداختن به موضوع تحریم‌های ایران توسط روزنامه‌های مهم	پسران (۲۰۲۱)
وقفه تورم	Inf-lag	وقفه مرتبه اول تورم	محاسبات پژوهش
تورم مصرف‌کننده	Inflation-cpi	رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده	بانک مرکزی ایران

مأخذ: طبقه‌بندی پژوهش

ایران جزء کشورهای صادرکننده نفت محسوب می‌شود و به همین دلیل، شاخص مربوط به این بخش، به‌عنوان نمادی از تورم وارداتی لحاظ نشده، و آثار متعاقب تغییرات قیمت نفت نیز در سایر متغیرهای مربوط به بخش دولتی، دیده شده است. در ایران نرخ بهره به‌صورت دستوری تعیین می‌شود و طبیعتاً تحرک و واکنش‌پذیری قابل‌توجهی نسبت به زمان ندارد. در نتیجه ممکن است، در مدل اطلاعات مفیدی را ارائه ندهد. به هر حال، در روش جنگل تصادفی - بر خلاف روش‌های مبتنی بر فرایندهای بهینه‌یابی مانند حداقل مربعات - برای متغیرهای مورد استفاده، ضریبی ارائه نمی‌شود و مسئله هم‌خطی موضوعیت ندارد. بنابراین، استفاده از نرخ بهره اسمی مشکلی را ایجاد نخواهد کرد.

در مورد دو متغیر بدهی دولت به بانک مرکزی و کسری بودجه دولت، ممکن است این فرضیه مطرح شود که بدهی دولت به بانک مرکزی، با مقادیر تجمعی کسری بودجه هم‌پوشان است و لحاظ هم‌زمان این دو متغیر، زائد است؛ اما طبق شواهد به‌دست آمده، این ادعا صحیح نیست (نمودار ۱). همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بدهی دولت به بانک مرکزی، تقریباً دارای یک روند با ثابت است؛ در حالی که مقادیر تجمعی کسری بودجه، دارای یک روند افزایشی است. با توجه به اینکه مازاد بودجه انگشت شمار اتفاق افتاده است و بدهی دولت به بانک مرکزی نیز متناسباً افزایش نیافته، بنابراین، کسری بودجه قاعدتاً از کانال‌هایی مانند فروش دارایی‌ها، افزایش نرخ ارز، برداشت از حساب ذخیره ارزی یا صندوق توسعه ملی، انتشار اوراق مشارکت و ... تأمین شده است. البته کانال‌های تأمین‌کننده کسری بودجه، ممکن است افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی را نیز موجب شده و از آن طریق، به افزایش پایه پولی و نقدینگی بیانجامد.



نمودار ۱: مقایسه روند کسری بودجه تجمعی و بدهی دولت به بانک مرکزی (میلیارد ریال)

Figure 1: Comparison of the Cumulative Budget Deficit Trend and Government Debt to the Central Bank (billion rials)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین لازم است به این نکته اشاره شود که در این پژوهش، مانند اکثر پژوهش‌ها در حوزه تورم، از درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) استفاده شده، در حالی که ممکن است ادعا شود که تورم بر اساس شاخص تعدیل‌کننده قیمت[1]، رفتار متفاوتی را تجربه کرده باشد. به همین جهت، هم‌خوانی این دو متغیر نیز بررسی شد.

جدول ۳: نتایج آزمون برابری میانگین

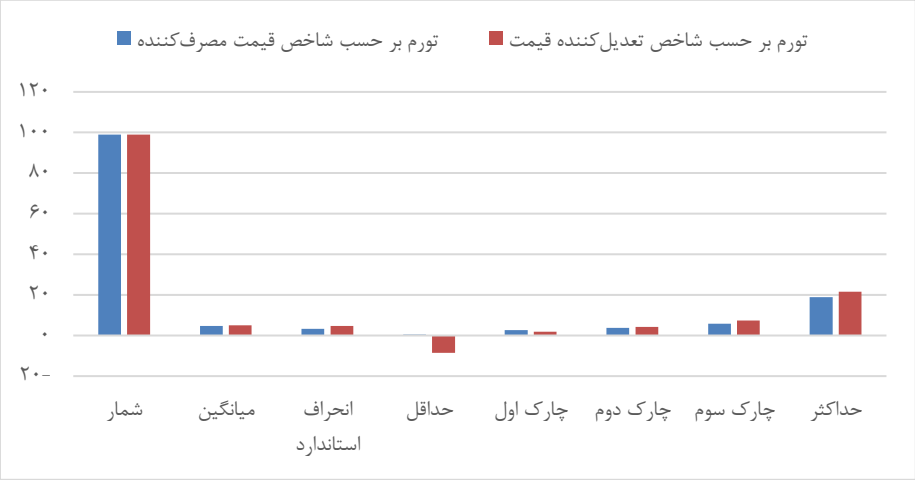
Tabel 3: Results of the Mean Equality Test

حالت آزمون	آماره t	احتمال آماره
فرض برابری واریانس‌ها	-۰/۴۴۴۸	۰/۶۵۶۹
عدم فرض برابری واریانس‌ها	-۰/۴۰۰۰	۰/۶۱۸۷

مأخذ: محاسبات پژوهش

در جدول ۳، نتایج مربوط به آزمون برابری میانگین دو نمونه در دو حالت فرض برابری واریانس و عدم فرض برابری واریانس گزارش شده است. در هر دو حالت، نمی‌توان فرض صفر مبنی بر برابری میانگین‌ها را رد کرد و این دو متغیر، همان‌طور که از نمودار ۲ نیز مشخص است، روند و ویژگی‌های یکسانی داشته‌اند.

1. GDP-deflator



نمودار ۲: مقایسه ویژگی‌های آماری تورم مبتنی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده و تعدیل‌کننده قیمت

Figure 2: Comparison of the Statistical Properties of Inflation Based on the Consumer Price Index and the GDP Deflator

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به آنچه در این بخش مطرح شد، می‌توان با به‌کارگیری یک مجموعه اطلاعاتی، به اندازه کافی شامل و با استفاده از روش جنگل تصادفی پس از مرحله یادگیری مدل، به انجام یک پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای جهت استخراج داده‌های انتظارات تورمی مبتنی بر انتظارات عقلایی مبادرت ورزید. لازم به ذکر است که حضور وقفه اول تورم به‌عنوان یک متغیر توضیحی، هیچ منافاتی با رویکرد انتظارات عقلایی ندارد، چراکه رویکرد انتظارات عقلایی، نافی بخش تطبیقی انتظارات نیست، بلکه آن را ناقص می‌انگارد.

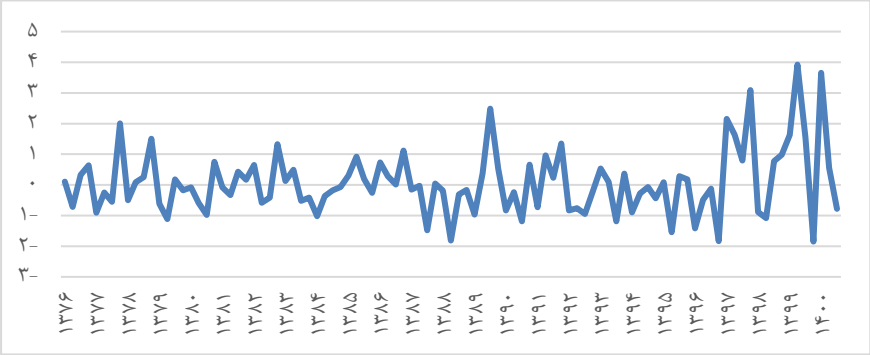
داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، از منابع بانک مرکزی ایران و بانک جهانی استخراج شده‌اند. برای لحاظ اثر تحریم‌های اقتصادی از داده‌های مربوط به مطالعه پسران (۲۰۲۱) با عنوان «شناسایی آثار تحریم‌ها بر اقتصاد ایران با استفاده از روش پوشش روزنامه‌ای» استفاده به‌عمل آمده و با استفاده از متن‌کاوی[1] با توجه به تعداد دفعات پرداختن به موضوع تحریم‌های ایران، شاخصی از شدت و ضعف تحریم‌ها ارائه، و همچنین جهت تحلیل داده‌ها و ارزیابی‌های آماری از زبان برنامه‌نویسی پایتون استفاده شده است.

۵. یافته‌های پژوهش

جهت برآورد مقادیر انتظارات تورمی، به صورت تصادفی، ۸۰ درصد داده‌ها به‌عنوان داده‌های تمرین و ۲۰ درصد از داده‌ها به‌عنوان داده‌های آزمون منظور شد. معمولاً مقادیر پیش‌فرض مربوط به

1. Text mining

پارامترهای این روش، در شرایط استاندارد، بهترین عملکرد را دارد. بنابراین با توجه به اینکه نتایج حاصل از بازتنظیم پارامترهای مدل، کمک شایانی به بهبود عملکرد مدل نکرده و از حالت پیش‌فرض تنظیم‌شده برای پارامترها استفاده شده است. مقدار مربوط به ضریب تعیین الگو برای داده‌های آزمون، معادل ۸۰ درصد به‌دست آمد که نشان می‌دهد، با استفاده از ورودی‌های مدل یا همان ویژگی‌ها، به طور متوسط، ۸۰ درصد تغییرات تورم به‌درستی پیش‌بینی می‌شود. جهت بررسی نااریبی برآورد، خصوصیات آماری مربوط به باقیمانده‌ها بررسی شد.



نمودار ۳: رفتار باقیمانده‌ها

Figure 3: Residual Behavior

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار ۳، به صورت شهودی، رفتار تصادفی باقی‌مانده‌ها قابل استنباط است. همچنین مطابق جدول ۴، بر اساس آزمون t، فرض صفر بودن میانگین خطاها رد نمی‌شود. از طرفی، با توجه به مقدار آماره مربوط به آزمون جارک-برا[1]، نمی‌توان فرض صفر این آزمون مبنی بر اینکه چولگی و کشیدگی مقادیر باقی‌مانده، اختلاف معنی‌داری از توزیع نرمال ندارد را رد کرد.

جدول ۴: ویژگی‌های آماری باقی‌مانده‌ها

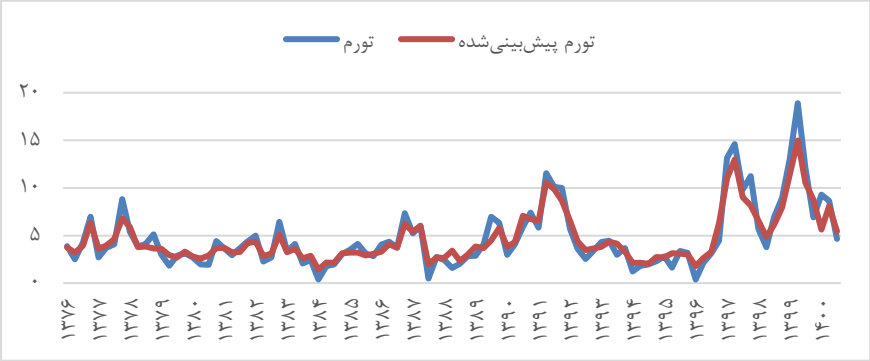
Tabel 4: Statistical Properties of Residuals

میانگین	۰/۰۶۰۲
انحراف معیار	۱/۰۵۷۸
حداقل	-۰/۸۰۵۸
حداکثر	۳/۸۹۴۷
احتمال آزمون t صفر بودن میانگین	۰/۵۷۲۱
احتمال آزمون نرمالیتی جارک-برا	۳/۸۲۸۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Jarque-Bera test

نمودار ۴، مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده تورم را نشان می‌دهد که بر اساس آن، عوامل اقتصادی در بستر انتظارات عقلایی می‌توانند در بلندمدت درک صحیحی از رفتار تورم داشته باشند.

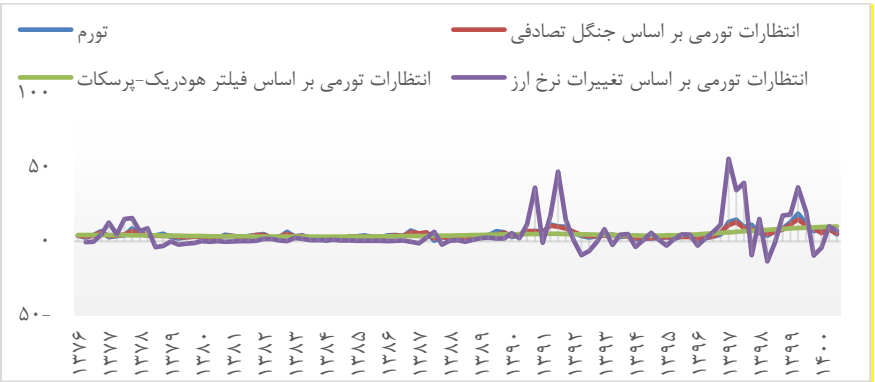


نمودار ۴: مقایسه مقادیر واقعی و پیش‌بینی‌شده تورم

Figure 4: Comparison of Actual and Predicted Inflation Values

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵، نشان‌دهنده مقادیر انتظارات تورمی بر اساس روش جنگل تصادفی در مقایسه با دو رویکرد رقیب است. یکی از رایج‌ترین روش‌های مطالعات داخلی برای اندازه‌گیری انتظارات تورمی، فیلتر هودریک-پرسکات است. با توجه به نمودار ۵، مشخص است که استفاده از این رویکرد به دلیل عدم توجه به نوسانات و پویایی‌های متغیر در طول زمان، می‌تواند نتایج نادرستی به همراه داشته باشد. از طرف دیگر، استفاده از متغیرهای جایگزین مانند تغییرات نرخ ارز نیز ممکن است در برخی دوره‌های زمانی مناسب به نظر برسد، ولی به دلیل تأثیرپذیری متفاوت دو متغیر نرخ ارز و انتظارات تورمی از برخی عوامل، این رویکرد نیز گزینه مطمئنی نیست.



نمودار ۵: مقایسه انتظارات تورمی بر اساس جنگل تصادفی با دو رویکرد رقیب

Figure 5: Comparison of Inflation Expectations Based on Random Forest with Two Competing Approaches

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجایی که یکی از اصول اساسی فرضیه انتظارات عقلایی، غیرسیستماتیک بودن یا به بیانی دیگر، عدم پیروی خطاها از الگویی خاص بوده که در نتیجه، موجب غیرقابل پیش‌بینی بودن خطاها می‌شود، لازم است ویژگی مهم‌تر یک فرایند تصادفی یعنی عدم خودهمبستگی آزمون شود. می‌توان فرضیه توأم صفر بودن ضرایب خودهمبستگی تا m وقفه را با استفاده از آماره Q که توسط باکس و پیرس در سال ۱۹۷۰ توسعه یافت، آزمون کرد:

$$Q = T\sum_{k=1}^{m}\tau_k^2 \qquad (۱۵)$$

البته این آزمون، برای نمونه‌های کوچک، عملکرد مناسبی نداشته و در نتیجه، بهتر است از آزمون لجانگ-باکس[1] (۱۹۷۸) که دارای اطمینان بیشتری به‌ویژه برای نمونه‌های کوچک است، استفاده شود:

$$Q^* = T(T+2)\sum_{k=1}^{m}\frac{\tau_k^2}{T-k} \sim \chi_m^2 \qquad (۱۶)$$

با توجه به رابطه ۱۶، مشخص است که به‌صورت مجانبی، یعنی با افزایش حجم نمونه به سمت بی‌نهایت، مقادیر (T+2) و (T-k) یکدیگر را خنثی می‌کنند، به شکلی که با آماره باکس پیرس برابر می‌شود. با توجه به ماهیت فصلی داده‌ها، این آزمون تا ۴ وقفه برای باقی‌مانده‌ها انجام شده که نتایج مربوط به آن، در جدول ۵ ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول ۵، هیچ‌کدام از ضرایب خودهمبستگی تا وقفه چهارم معنی‌دار نیستند. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون‌های مربوط به باقی‌مانده‌ها، غیرسیستماتیک بودن، تصادفی بودن و در نتیجه، غیرقابل پیش‌بینی بودن خطاها توجیه می‌شود که منطبق بر رویکرد انتظارات عقلایی است.

جدول ۵: آماره‌های مربوط به آزمون غیرقابل پیش‌بینی بودن خطاها

Tabel 5: Metrics for unpredictability test of residuals

وقفه	آماره	احتمال
۱	۰/۴۰۶۸	۰/۵۲۳۵
۲	۰/۴۳۱۶	۰/۸۰۵۸
۳	۳/۶۱۱۱	۰/۳۰۶۶
۴	۳/۹۷۴۲	۰/۴۰۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

یکی از خصوصیات مطلوب روش جنگل تصادفی، این است که می‌توان ضریب اهمیت هر کدام از ویژگی‌ها را در پیش‌بینی متغیر وابسته بررسی کرد. نمودار ۶، این ویژگی را به نمایش می‌گذارد که بر اساس آن، تغییرات گذشته تورم، مهم‌ترین عامل در پیش‌بینی تورم به‌شمار می‌رود. این امر، بیانگر آن است که بخش قابل‌توجهی از انتظارات در ایران، ماهیت تطبیقی دارد. ضریب اهمیت بالای وقفه

1. Ljung-Box (1978)

تورم به‌عنوان عنصری مهم در پیش‌بینی مقادیر آتی تورم، حاوی این پیام است که در کنار عناصر ساختاری مانند رشد نقدینگی و کسری بودجه که می‌توانند به‌عنوان ابزار سیاستی مورد استفاده قرار گیرند، توجه ویژه به اعتبار سیاست پولی در بلندمدت، امری ضروری جهت کنترل تورم به‌شمار می‌رود.

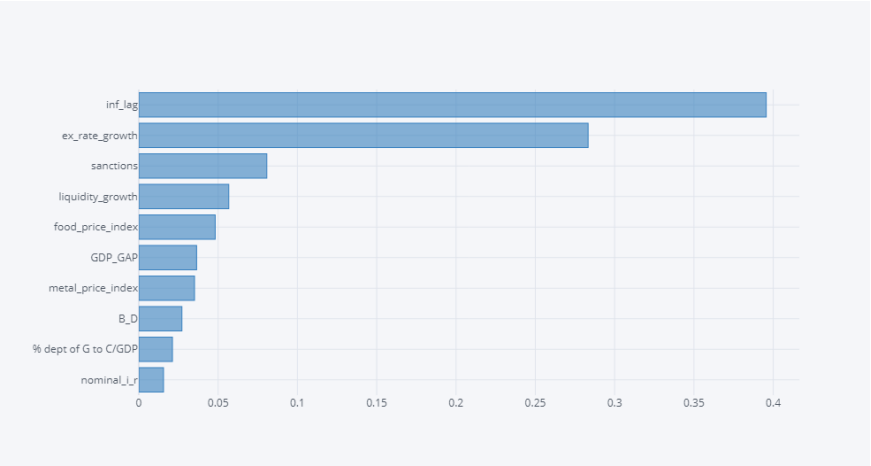
توجه شود که بحث اصلی در مورد نقدهای وارده بر انتظارات تطبیقی، بحث عدم‌کفایت است. در واقع، هرچند وقفه تورم مهم‌ترین عامل است، اما به‌هیچ‌عنوان کافی نیست و واضح است که اگر تنها به انتظارات تطبیقی تکیه شود، صفر بودن میانگین خطاها، نرمال بودن خطاها، رفتار عقلایی و ...، زیر سؤال می‌رود. بنابراین، نتایج این قسمت از حیث ارجح بودن شکل‌گیری انتظارت به‌صورت عقلایی با مبانی نظری سازگار است.

نمودار ۶، گویای آن است که مقادیر گذشته تورم، تغییرات نرخ ارز، شدت و ضعف تحریم‌ها و رشد نقدینگی، مهم‌ترین عناصری هستند که عوامل اقتصادی برای پیش‌بینی تورم به آن‌ها توجه می‌کنند. مقامات پولی با آگاهی از نحوه شکل‌گیری انتظارات تورمی، می‌توانند سیاست‌های مناسب جهت جلوگیری از تشدید تورم از کانال انتظارات تورمی را اتخاذ کنند. در این راستا و با توجه به عوامل مهم شناسایی شده در این پژوهش، باید توجه کرد که در ایران، متغیر سیاستی پولی، نقدینگی است؛ در حالی که امروزه در جهان، بانک‌های مرکزی، نرخ بهره را نیز به‌عنوان ابزار سیاست پولی قلمداد می‌کنند؛ و تقاضای پول در واکنش به تغییرات نرخ بهره، تغییر خواهد کرد. در این حالت، اگر بانک مرکزی بخواهد تعادل را برقرار کند، تغییرات تقاضای پول را با عرضه پول همراه خواهد کرد و در این صورت، عرضه پول درونزا خواهد بود. از آنجا که نرخ بهره در ایران، به‌صورت دستوری تعیین می‌شود، عملاً چنین سازوکاری در حوزه سیاست پولی وجود ندارد.

یکی از راه‌های جلوگیری از افزایش انتظارات تورمی، کنترل رشد نقدینگی است؛ اما بر اساس نتایج پژوهش‌های پیشین، ارقام مربوط به رشد نقدینگی حاضر، نتیجه انباشت ناترازی‌های بودجه‌ای و مالی طی سالیان متمادی است و حداقل در کوتاه‌مدت، تنها اتکا به این مورد منطقی به نظر نمی‌رسد. بنابراین، با توجه به شرایط اقتصاد ایران و نحوه رفتار متغیرهای کلان و با توجه به اهمیت بالای تغییرات نرخ ارز و تحریم‌های اقتصادی بر انتظارات تورمی و همچنین اثر مستقیم تحریم‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز، تمرکز بر شکل‌گیری یک بازار باثبات نرخ ارز و تلاش برای رفع و یا کاهش تحریم‌های اقتصادی، منطقی‌ترین گزینه جهت کنترل انتظارات تورمی در کوتاه‌مدت است. در بلندمدت نیز توجه به عوامل شکل‌دهنده هسته اصلی تورم، به‌ویژه رشد نقدینگی، باید در دستور کار مقام پولی قرار گیرد.

مطالعات متعددی نیز بر اهمیت این عوامل درخصوص تورم تأکید کرده‌اند. باید توجه داشت که مطابق پژوهش‌های تجربی در زمینه علل تورم، عوامل مذکور علاوه بر اثرگذاری مستقیم بر انتظارات

تورمی، با کنترل مقادیر جاری تورم، می‌توانند انتظارات تورمی محقق شده در آینده را نیز کنترل کنند که این امر، ضرورت توجه به این عوامل را دوچندان می‌کند (مقادیر تورم در زمان t، همان وقفه تورم در زمان t+1 هستند که با توجه به نتایج تحقیق، عاملی مهم در توضیح انتظارات تورمی هستند). تورم وارداتی که به‌وسیله دو متغیر شاخص قیمت غذا و شاخص قیمت فلزات ارائه شده نیز در کنار شکاف تولید، دارای اهمیت بیشتری از کسری بودجه هستند. البته باید توجه داشت که ممکن است، با لحاظ وقفه‌های کسری بودجه، این متغیر نقش پررنگ‌تری در انتظارات تورمی ایفا کند. سرانجام نرخ بهره اسمی، کم‌اهمیت‌ترین متغیر، از بین ویژگی‌های موجود به‌شمار می‌رود. بنابراین، عوامل اقتصادی برای شکل‌دهی انتظارات تورمی از بین ویژگی‌های موجود، به موارد ملموس‌تر مانند تورم گذشته، نرخ ارز و تحریم‌های اقتصادی، توجه بیشتری دارند.



نمودار ۶: مقایسه اهمیت ویژگی‌ها در پیش‌بینی تورم بر اساس روش جنگل تصادفی

Figure 6: Comparison of Feature Importance in Inflation Forecasting Using the Random Forest Method

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

بر مبنای نتایج پژوهش، انتظارات تورمی در ایران می‌تواند بر اساس نظریه انتظارات عقلایی توضیح داده شود. هرچند در مسیر تحول موضوع انتظارات در اقتصاد، فراز و نشیب‌های زیادی طی شده، ولی در میان گزینه‌های موجود، کماکان انتظارات عقلایی، استحکام خود در حوزه تجربی و اعتبار خود در حوزه تئوری را حفظ کرده است. در ایران، داده‌های پیمایشی مناسبی برای انتظارات تورمی وجود ندارد؛ در حالی که بحث انتظارات تورمی بارها در فضای تجربی و اقتصاد سیاسی ایران توسط اقتصاددانان و صاحب‌نظران مورد تأکید واقع شده است. بنا به این فقدان، نقش انتظارات تورمی به شکل شایسته‌ای در فضای تجربی، مورد بررسی قرار نگرفته است.

بر اساس آنچه در بخش مبانی نظری در مورد انتظارات عقلایی ذکر شد، در صورت به‌کارگیری تمام اطلاعات، عوامل اقتصادی در پیش‌بینی تورم، دچار خطای قاعده‌مند نخواهند بود که نتایج این پژوهش نیز مؤید این موضوع است. همچنین یکی از مهم‌ترین متغیرهایی که عوامل اقتصادی در ایران برای پیش‌بینی تورم به آن توجه می‌کنند، نرخ ارز است که بر اساس یافته‌های پژوهش، این مورد نیز به همراه وقفهٔ تورم، با اختلاف، از سایر عوامل مهم‌تر هستند.

به علاوه، در حوزه سیاست‌گذاری، مجادلات متعددی بر سر اثر تحریم‌های اقتصادی بر فضای اقتصادی ایران وجود دارد. نتایج تحقیق حاضر، دال بر اثرگذاری معنی‌دار تحریم‌های اقتصادی بر انتظارات تورمی در ایران است. نکته مهم دیگری که باید به آن توجه شود، این است که در پژوهش حاضر، صرفاً اثر مستقیم متغیرها در نظر گرفته شده است؛ در حالی که اثر غیرمستقیم متغیرها نیز حائز اهمیت است. برای مثال، امکان دارد که کاهش تحریم‌های اقتصادی از کانال کاهش نوسانات نرخ ارز، انتظارات تورمی را کاهش دهد که توجه به این بُعد از جزئیات، برای پژوهش‌های آتی این حوزه پیشنهاد می‌شود. آنچه در این پژوهش مورد تأکید بوده، عبارت است از ارائه داده‌های انتظارات تورمی بر مبنای فرضیه انتظارات عقلایی، به شکلی که بتوان اثر انتظارات تورمی را به‌طور شایسته در پژوهش‌ها بررسی کرد. بر اساس نتیجه بررسی اهمیت ویژگی‌ها، سه ویژگی قابل‌توجه برای مدیریت انتظارات تورمی در ایران، به‌ترتیب، وقفه تورم (پایستگی تورم)، نرخ ارز و تحریم‌های اقتصادی هستند.

لازم به ذکر است که انتخاب ویژگی‌ها برای پیش‌بینی انتظارات تورمی بر مبنای توجه مستقیم خانوارها و عوامل اقتصادی، به این ویژگی‌ها نبوده است؛ بلکه امکان دارد که عوامل اقتصادی و خانوارها، اثر این ویژگی‌ها را در شواهد دیگری بیابند. برای مثال، ممکن است اثر افزایش نرخ ارز در قیمت کالاهایی که تولیدشان به نوعی با این متغیر در ارتباط بوده، برای خانوارها نمایان شود و اساساً خوانش رایج انتظارات عقلایی در ادبیات این حوزه نیز بر همین رویکرد استوار است.

در نهایت، بر اساس نتایج پژوهش، موارد زیر پیشنهاد می‌شود:

۱- بنا به نقش مهم و اثبات شده انتظارات تورمی، داده‌های پیمایشی مربوط به این متغیر توسط مراجع مربوط (مانند مرکز آمار یا بانک مرکزی) به شکل جامع و گسترده مانند بسیاری از کشورها ایجاد و ارائه شود تا بتوان در پژوهش‌های آتی، از آن‌ها استفاده کرد.

۲- با توجه به اهمیت تورم گذشته، لازم است جهت آینده‌نگری در مدیریت انتظارات تورمی، متغیرهای مهمی که بر تورم اثرگذار هستند (مانند رشد نقدینگی و کسری بودجه)، مورد مداقه قرار گیرند. نتایج بسیاری از پژوهش‌ها نشان داده‌اند، تعدیلات پولی، ممکن است دچار وقفه‌های طولانی باشند که این امر در مورد ایران، با سابقه تورم دو رقمی حدود نیم‌قرن، بسیار محتمل است.

۳- اینکه در اقتصاد ایران، عموماً بر لنگر نرخ ارز برای مهار تورم تکیه شده، در عمل، نه به حل مسئله تورم مزمن و نه به کاهش انتظارات تورمی انجامیده است. با توجه به حساسیت روزافزون

مسئله تورم در ایران و اثر قابل توجه انتظارات تورمی بر تورم و کلیدی بودن نقش ارز، توصیه می‌شود، توجه ویژه به یک نظام نرخ ارزی مناسب که امکان سیاست پولی مستقل را نیز فراهم آورد، مد نظر قرار گیرد. این رویکرد، به ایجاد ثبات اقتصادی در زمینه پولی و ارزی کمک خواهد کرد که البته به دلیل تأخیر در تعدیلات پولی، در یک دوره زمانی طولانی‌مدت به شکلی باورپذیر، ثباتِ انتظاراتِ عوامل اقتصادی را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: چهار نویسنده سهم برابر دارند.

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد

References

Adam, K., & Padula, M. (2011). Inflation dynamics and subjective expectations in the United States. *Economic Inquiry*, 49, 13-25.

Afshari, Z., & Yazdan Panah, A. (2014). Comparison of forecasting power of new hybrid Phillips Keynes curve and ARIMA model of inflation. *Financial Economics (Financial Economics and Development), 8*(26):1-11. [In Persian]

Afshari, Z., Yazdan Panah, A., & Bayat, M. (2009). NAIRU and economic policy in Iran. *Economic research, 44*(87): 1-26. [In Persian]

Arnold, E. A. (2013). The Role of Data Revisions and Disagreement in Professional Forecasts. National Bank of Poland.

Ball, L. (2000). *Near-Rationality and Inflation in Two Monetary Regimes*. Cambridge MA: NBER.

Barret, Ph., and Adams, J. (2022). Shocks to inflation expectations. *IMF Working Papers*.

Bastanifar, I. (2016). Estimating Keegan's adjusted money demand function with exogenous impulses in Iran's economy. *Economic research, 51*(4): 759-776. [In Persian]

Bellemare, Ch., Tossou, R., and Moran, K. (2020). the determinants of consumers' inflation expectations: Evidence from the US and Canada. *Staff Working Paper*, Bank of Canada.

Branch,W.A. (2004). The theory of rationally heterogeneous expectations: Evidence from survey data on inflation expectations. *Econ.J., 114*(497), 592-621.

Bray, M. M., & Savin, N. E. (1986). Rational expectations equilibria, learning and model specification. *Econometrica*, 54, 1129-1160.

Breiman, L. (2001). Random Forests. Ensemble machine learning: Methods and applications, 157-175. https://www.stat.berkeley.edu/~breiman/randomforest2001.pdf

Cagan, P. (1956). *The Monetary Dynamics of Hyperinflation*. In: Friedman, M. (ed.) Studies in the Quantity Theory o f Money. Chicago: University of Chicago Press.

Carlson, J. A., & Parkin, M. (1975). Inflation Expectations. *Economica*, 42, 123-138.

Curtin, R. T. (2005). *Inflation Expectations: Theoretical Models and Empirical Tests*. University of Michigan.

Evan, G.W., & Honkapohja, S. (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*. Princeton University Press, Princeton, NJ.

Figlewski, S., & Wachtel, P. (1981). The Formation of Inflationary Expectations. *The Review of Economics and Statistics*, 63.

Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58, 1-17.

Fuertes, A., & Gimeno, R. (2017). Inflation expectation indicators based on financial instrument prices. *Economic Bulletin.*

Gali, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis . *Journal of monetary Economics*, *44*(2), 195-222.

George, W. Evans, & Seppo Honkapohja. (2001*). Learning and Expectations in Macroeconomics*. Princeton University Press.

Gorgi, E., & Fouladi, M. (2009). A comparative comparison of the New Keynesian Phillips curve with conventional Phillips curves for Iran's econom". *Journal of Economic Research*, *48*(13): 7-18. [In Persian]

Gramlich, E. M. (1983). Models of inflation expectations formation: A comparison of household and economist forecasts. *Journal o f Money, Credit and Banking*, 15, 155-173.

Handa, J. (2009). *Monetary Economy* (Translation by Ali Suri). light of science. [In Persian]

Henry, R. (2013). Exploring the formation of inflation expectations in Jamaica: A pragmatic approach. Research Services Department, *Bank of Jamaica.* 21, 46-52.

Hicks, J. R. (1939). *Value and Capital*. New York, Oxford University Press. 51, 581-606.

Ho, T.K. (1995). Random Decision Forest. *Proceedings of the 3rd International Conference on Document Analysis and Recognition*, Montreal, 14-16 August 1995, 278-282.

Hoseini, S., & Shokouhi, M. (2013). Investigating factors affecting inflation with emphasis on the role of adaptive and prospective expectations. *Economic Research Quarterly*, 15: 209-228. [In Persian]

Jalaei, A., & Shirafkan, M. (2009). The effect of monetary policies on the level of unemployment through the analysis of the Phillips New Kinesin curve in Iran. *Research Journal of Economic Sciences*. *18*(24), 91-152. [In Persian]

Kazerouni, A., Asgharpour, H., & Nafisimoghadam, M. (2017). Investigating the factors affecting inflation in Iran: The application of New Keynesian hybrid Phillips curve (Quantile regression approach). *Financial Monetary Economics Research*, *24*(13), 115-134. [In Persian]

Keane, M. P., & Runkle, D. E. (1990). Testing the rationality of price forecasts: New evidence from panel data. *The American Economic Review*, 80, 714-735.

Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London, Macmillan.

Lahari, K. (1976). Inflationary expectations: Their formation and interest rate effects. *The American Economic Review*, 66, 124-131.

Lai, K. (1990). An evaluation of survey exchange rate forecasts. *Economics Letters*, 32, 61-65.

Lucas, E. R. (1976). Econometric policy evolution: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, North-Holland Publishing Co., Amesterdam, 19-46.

Lucas, R. E. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, *4*(2), 103-124.

Madeira, C., & Zafar, B. (2012). Heterogeneous inflation expectations. *Journal of Money, Credit and Banking*, 5, *867-896.*

Mankiw, N. G. (2007). Comments presented at Federal Reserve conference price dynamics: Three open questions. *Journal of Money, Credit and Banking*, Supplement to Vol. 39, No. 1, 187-192.

Mankiw, N. G., Reis, R. & Wolfers, J. (2003). Disagreement about inflation expectations. *NBER Macroeconomics Annual*, 18, 209-248.

Maugeri, N. (2012). How rational are rational expectations? New evidence from well known survey data. *European University Institute and University of Sienna*. https://nbp.pl/wp-content/uploads/2023/01/Maugeri.pdf

McCowage, M., & Rickards, P. (2023). inflation expectations and economics literacy. *Reserve bank of australia.* ECONIS - Online Catalogue of the ZBW.

Mehra, Y. P. (2002). Survey measures of expected inflation: Revisiting the issues of predictive content and rationality. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 88, 17-36.

Minford, P. (1986). Expectations and the economy. *The Institute of Economic Affairs*, 86, 329-336.

Monjazeb, M., & Alimardani, M. (2021). Investigating the impact of inflation expectations on consumption in Iran: Adaptive versus rational expectations (Kalman filter approach). *Quantitative Economics Quarterly (Former Economic Reviews)*, *18*(2): 27-42. [In Persian]

Motaghi, L. (1998). The exchange between inflation and unemployment and the test of the natural rate of unemployment and NAIRU in Iran. PhD Thesis, University of Tehran. [In Persian]

Muller, A., Guido, S. (2016). *Introduction to Machine Learning with Python: A Guide for Data Scientists*. https://www.nrigroupindia.com/e-book/Introduction.

Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrical*, July, 29, 315-335.

Nerlove, M. (1958). *The Dynamics of Supply: Estimation of the Farmers' Response to Price*. Baltimore, John Hopkins University Press.

Rich, R. W. (1989). Testing the rationality of inflation forecasts from survey data: Another look at the SRC expected price change data. *The Review of Economics and Statistics*, 71, 682-686.

Rodina, F. (2018). Estimating unobservable inflation expectations in the New Keynesian Phillips curve. *Working Paper*, Department of Economics, University of Ottawa.

Sargent, J. (1996). Expectations and the nonneutrality of Lucas. *Journal of Monetary Economics*, *37*(3), 535-548.

Sargent, J. (1983). An economist's foreword to prediction and regulation by Linear Least-Squares methods. *Journal of Monetary Economics*, 72, 382-389.

Sargent, J. Th. (1982). *The Ends of Four Big Inflations*. in Robert E. Hall(ed.), University of Chicago Press, Chicago, pp. 21-30.

Schafer, J. (2022). *Inflation Expectations and Their Formation*. Washington, D.C. press, 26, 5-14.

Schafer, J. (2022). Inflation Expectations and Their Formation. *Working Paper Series*, Washington, D.C. press.

Shaw, G. K. (1984). *Rational Expectations: An Elementary Exposition*. Great Britain, Wheatsheaf Books Ltd.

Tanzi, V. (1980). Inflationary expectations, economic activity, taxes, and interest rates. *The American Economic Review*, 70, 12-21.

Tavakolian, H. (2012). Investigating the New Phillips-Keynesian curve in the form of a stochastic dynamic general equilibrium model for Iran. *Journal of Economic Research*. *47*(3): 1-22. [In Persian]

Thomas, L. B. Jr. (1999). Survey measures of expected U.S. inflation. *Journal of Economic Perspectives*, 13, 125-144.

Turnovsky, S. J. (1970). Empirical evidence on the formation of price expectations. *Journal of the American Statistical Association*, 65.

Vellekoop, N., & Wiederholt, M. (2019). *Inflation Expectations and Choices of Households*. University of Frankfurt press.

Walsh, C. (2015). *Monetary theory and policy*. (Translated by Mohammad Javadi, Amirreza Abdulli), World of Economy. [In Persian]

Werning, I. (2022). Expectations and the rate of inflation . National Bureau of Economic Research. *Working Paper* No. w30260.

Zamanzadeh, Hamid, Maryam Hemmati, Seyed Ahmadreza Jalali Naeini. (2003). *Inflation-Targeting Framework and the Mechanism for Achieving the Target Inflation Rate*. Monetary and Banking Research Institute, Central Bank of the Islamic Republic of Iran, No.10.

Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Original Research Article/ Vol.25, No.2, 2025, pp: 369-407

https://dx.doi.org/10.48311/ecor.2025.13666

Inflation Perceptions and the Affecting Factors in Tabriz

Zhila Saleki[1], Reza Ranjpour[2], Elham Nobahar[3]

1. Master of Economic Systems Planning, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran. Email: zhila.saleki@yahoo.com
2. Associate Professor, Department of Development Economics and Planning, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran (Corresponding Author). Email: reza.ranjpour@gmail.com
3. Assistant Professor, Department of Development Economics and Planning, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran Email: enobahar@gmail.com

Abstract

This research examines the perception of inflation in two qualitative and quantitative dimensions and its relationship with the factors that probably affect it. This survey was conducted in an integrated framework through a sample survey including 384 consumers of Tabriz city in November 1402. The results show that the average inflation reported by consumers (inflation perception rate) is 70.54%, which is much higher than the inflation measured by official statistics. Also, the level of perception of inflation in October and December (59.8 and 57.83, respectively) was much higher than the official inflation statistics. A downward trend was observed in the expected inflation rate, and after a month passed and the announcement of the official inflation rate statistics, a similar trend was observed in the official inflation rate. Inflation perception is higher for women, part-time workers, production workers, unemployed educated people and married people. Also, very little knowledge of the concept of inflation and related statistics, incorrect reminders of past prices, the disproportionate effect of frequent purchases, the asymmetric detection of price increases and decreases, the level of household income, play an important role in explaining the highest perceptions of the inflation rate. The role of media in the understanding of inflation has been very prominent, and the highest level of understanding of inflation is related to the impact of foreign media reports. Also, changes in the gold and foreign exchange market have had the greatest impact on the estimation of the inflation rate from the point of view of consumers. Therefore, the results show the complex combination of different factors can effect on mentality of customer about inflation that this is more beyond the official statistics.

Article information

Review History:

Received: May. 01, 2024

Revised: May. 28, 2024

Accepted: June.09, 2024

Keywords:

Inflation Perceptions

Inflation Expectations

Induced inflation

Consumer Survey

JEL Classification:

D12, D84, E31

Corresponding Author:

reza.ranjpour@gmail.com

Aim and Introduction

The central bank operates by setting an inflation target and implementing monetary policies to achieve its economic goals. The accurate estimation and calculation of actual inflation in society are crucial for establishing the correct inflation target. Any discrepancy between the set inflation target and real inflation can disrupt the central bank's policy-making. If the actual inflation differs from the inflation perceived by society, it can further complicate the central bank's decision-making process.

Society's perception of inflation, as reflected in inflation expectations, refers to consumers' personal feelings and assessments of the rate at which market prices are rising. This perception is often associated with an increase in the cost of living, products, and services, as well as a decrease in the standard of living. Criticisms have been raised regarding the rationality of individuals when estimating inflation rates. Carroll's epidemiological model (2001) posits that individuals form their expectations of future inflation based on the information they receive, such as expert forecasts published in articles. Those who do not encounter such articles may rely on previous inflation statistics and forecasts they have come across.

Initially, the influence of the media on society's perception of inflation was considered. Subsequent developments in this theory led to the identification of various experimental factors from different societal studies that can impact this perception. It is crucially important to note that factors other than those involved in the calculation of the inflation rate can also influence this index.

Methodology

This study investigates inflation perception through both qualitative and quantitative approaches and explores its relationship with potential influencing factors. The Consumer Inflation Expectations Index quantifies the percentage by which consumers anticipate prices of goods and services to fluctuate over the next 12 months. The index is constructed by developing a questionnaire that reflects the socio-economic conditions of the countries under study. The questionnaire encompasses various inquiries pertaining to past experiences of price changes, personal financial circumstances, business conditions, purchasing power, expectations regarding interest rates and inflation, and significant purchasing and saving intentions. Understanding the determinants of perceived inflation is vital for the efficacious implementation of policies within a society. This research was conducted within a comprehensive framework, evaluating a sample of 384 consumers in the city of Tabriz. Participants were selected randomly in November 2023 and consisted of either household heads or family members responsible for a substantial proportion of household expenditures, all aged 15 and older. The causal-comparative method was utilized to analyze the collected data, acknowledging that individual perceptions of inflation may be influenced by variables such as geographical location, gender, level of knowledge and education, performance, attitude, and subjective norms. Some of these variables may be inherent traits that are unchangeable, while others may be external factors beyond the control of the researcher or unethical to manipulate. Furthermore, this

method was employed to identify factors associated with unsuccessful policy implementation to prevent their recurrence, as well as to pinpoint and cultivate beneficial factors.

Findings

The survey results from this study indicate that the perceived inflation rate in Tabriz in November 2023 was 70.54%, compared to 50.40% as reported by the Iranian Statistics Center for the same period, showing a discrepancy of approximately 20.14% between the community's perceived inflation rate and the official inflation rate. Additionally, the perceived inflation rate for October 2023 was estimated at 80.59%, which is higher than the official inflation rate of 20.51%. The forecasted perceived inflation rate for December 2023 was also examined, estimated at 83.57%, showing a decreasing trend compared to November's perceived inflation rate. This rate was compared with the official rate of 70.49% reported by the Statistics Center. The significant gap between perceived and official inflation rates confirms the high bias in the perceived inflation rate relative to the official rate and indicates a concurrent movement between the actual inflation rate and the perceived inflation rate. As a result, the impact of expected inflation, derived from perceived inflation, on the official inflation rate is validated. The results also revealed that perceived inflation rates are higher among women, part-time employees, manufacturing workers, unemployed educated individuals, and married people. Factors such as very low knowledge of the concept of inflation and related statistics, incorrect recollection of past prices, the disproportionate effect of frequent purchases, asymmetric perception of price increases and decreases, and household income levels play a significant role in explaining the highest perceptions of inflation rates. Furthermore, individual behaviors in purchasing and consuming goods have led to increased perceptions of inflation. The role of media and social networks in shaping inflation perceptions has been very prominent, with the highest perceived inflation rates attributed to the influence of reports from foreign media. Changes in the gold and currency markets also had the greatest impact on consumers' inflation rate estimates.

Discussion and Conclusion

The achievement of objectives stemming from policy implementation relies heavily on the accurate estimation of the said policies and the factors influencing their execution. This study has revealed that the perceived inflation rate and its influencing factors may deviate from the official inflation rate and its contributing factors. Inaccurate estimations heighten the risk of policy misalignments with predetermined goals. It is therefore imperative that estimating the perceived inflation rate and its influencing factors falls within the purview of executing centers and is factored into the planning of societal policies as a whole.

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۳۶۹ تا ۴۰۷
https://dx.doi.org/10.48311/ecor.2025.13666

ادراک تورم و عوامل مؤثر بر آن (مطالعهٔ موردی: نمونهٔ شهر تبریز)

ژیلا سالکی[۱]، رضا رنج‌پور[۲]، الهام نوبهار[۳]

۱. دانشجوی کارشناسی‌ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، ایران zhila.saleki@yahoo.com
۲. دانشیار، گروه توسعه و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، ایران (نویسنده مسئول) reza.ranjpour@gmail.com
۳. استادیار، گروه توسعه و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، ایران enobahar@gmail.com

چکیده

در این مطالعه، ادراک تورم در دو جنبه کیفی و کمی و ارتباط آن با عواملی که احتمالاً بر آن تأثیر می‌گذارد، بررسی می‌شود. این بررسی در چهارچوب یکپارچه ای از طریق بررسی نمونه‌ای شامل ۳۸۴ نفر، از مصرف‌کنندگان شهر تبریز در آبان ماه ۱۴۰۲، انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که میانگین تورم گزارش شده توسط مصرف‌کنندگان (نرخ ادراک تورم)، ۷۰/۵۴ درصد است. همچنین نرخ ادراک تورم مهرماه و آذرماه به ترتیب، ۵۹/۸ و ۵۷/۸۳ برآورد شد. بنابراین، دیدگاه غیرمتخصصان نسبت به تورم، بسیار بیشتر از تورم اندازه‌گیری شده توسط آمار رسمی است. همچنین در نرخ ادراک تورم انتظاری، روندی کاهشی دیده می‌شد که پس از گذشت یک ماه و اعلام آمار رسمی نرخ تورم، روند مشابه و هم‌جهتی در نرخ تورم رسمی، مشاهده شد. نرخ ادراک تورم برای زنان، شاغلان پاره‌وقت، کارگران تولیدی، افراد با سواد بیکار و متأهلین، بیشتر است. همچنین دانش بسیار کم از مفهوم تورم و آمارهای مربوطه، یادآوری نادرست از قیمت‌های گذشته، اثر نامتناسب خریدهای مکرر، تشخیص نامتقارن افزایش و کاهش قیمت‌ها و سطح درآمد خانوارها، نقش مهمی در توضیح بالاترین تصورات از نرخ تورم را دارند. علاوه‌برآن در بسیاری از موارد، رفتارهای فردی در نحوه خرید و مصرف کالاها، سبب افزایش ادراک تورم شده است. نقش رسانه‌ها و فضای مجازی در ادراک تورم بسیار پررنگ، و بالاترین نرخ ادراک تورم، مربوط به اثر گزارش‌های رسانه‌های خارجی بوده، همچنین تغییرات بازار طلا و ارز، بیشترین اثر را بر دید مصرف‌کنندگان در برآورد نرخ تورم داشته است. بنابراین، نتایج نشان می‌دهد که ترکیب پیچیده‌ای از عوامل مختلف، می‌تواند بر ذهنیت مصرف‌کنندگان نسبت به تورم تأثیر بگذارد، که این فراتر از آمار رسمی تورم است.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۱۲
بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۰۸
پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۲۰

کلمات کلیدی:
ادراک تورم
القای تورم
تورم انتظاری
پرسشنامه

طبقه‌بندی JEL:
D12, D84, E31

نویسنده مسئول:
reza.ranjpour@gmail.com

۱. مقدمه

نظریه انتخاب عقلایی، به مجموعه‌ای از عوامل یا دستورالعمل‌هایی اشاره دارد که به درک رفتار اقتصادی و اجتماعی جوامع، کمک می‌کند (بلوو و ایزلی[1]، ۲۰۰۸). در این میان، عوامل بسیاری، بعد رفتاری اقتصادی یک جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد و ادراک[2] اقتصادی فردی، جزئی از این عوامل می‌باشد و خود می‌تواند متأثر از مکان زیست، میزان دانش و سواد، عملکرد، نگرش، هنجارهای ذهنی و ... باشد و آثار و عواقب آن، در زمینه‌های گوناگون اقتصاد جامعه، همچون تورم، بیکاری، رشد اقتصادی و ... نمایان گردد. با توجه به اهمیت تورم[3] و خاصیت اثرگذاری عواقب آن بر دیگر بخش‌های اقتصادی یک جامعه، ادراک تورم[4] جایگاه خاصی می‌یابد که در قالب انتظارات تورمی[5] بیان می‌شود. در واقع انتظارات تورمی، به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر شکل‌گیری تورم، می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی داشته باشد؛ زیرا تصمیم‌سازی و تصمیم‌گیری در ارتباط با مباحثی همچون مصرف، پس‌انداز، تولید، سرمایه‌گذاری، انتخاب سبد بهینهٔ دارایی، دستمزدها، نرخ ارز و نرخ بهره، همه تحت تأثیر انتظارات تورمی (نرخ رشد قیمت‌ها)، شکل می‌گیرند (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۹)؛ یعنی اگر فعالان اقتصادی پیش‌بینی کنند که قیمت‌ها افزایش خواهد یافت، آن‌ها این انتظارات را در مذاکرات و چانه‌زنی‌های دستمزد خود و تعدیل قیمت قراردادها (از قبیل افزایش اجاره مسکن) وارد می‌کنند. به‌عنوان مثال، هنگام تصمیم‌گیری برای خرید یک خانه، مردم به انتظارات خود از درآمد آینده، نرخ بهره و ارزش املاک و مستغلات توجه خواهند کرد.

در نتیجه، تورم انتظاری بر توافقات روی دستمزد فعلی، تنظیم قیمت و عقد قرارداد مالی برای سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد و یکی از عوامل اصلی ایجاد تورم به شمار می‌آید. این رفتار تا حدودی تورم دورهٔ بعد را تعیین می‌کند؛ زیرا به محض اینکه قراردادها عمل شوند و دستمزدها و قیمت‌ها طبق توافق افزایش یابند، انتظارات محقق می‌شوند و در صورتی که مردم انتظارات خویش را براساس گذشتهٔ اخیر قرار دهند، تورم الگوهای مشابهی را طی زمان دنبال خواهد کرد که منجر به ماندگاری تورم می‌شود (حسینی و شکوهی، ۱۳۹۴).

در واقع، تورم ادراک‌شده یا همان تورم انتظاری که به دلیل پدیدهٔ احساس تورم[6]، به‌وجود می‌آید، مهم‌تر از ارقام رسمی تورم و شاخص قیمت مصرف‌کننده است؛ یعنی حتی اگر آمار و ارقام نشان دهد که تورم کاهش یافته، اگر احساس تورم وجود داشته باشد، بسیاری از افراد این ارقام را نمی‌پذیرند[7]

1. Blume and Easley (2008)
2. Perceptions
3. Inflation
4. Inflation Perceptions
5. Inflation Expectations

۶. افزایش هزینه‌ای که مردم عادی در خرید خود تجربه می‌کنند.

۷. گروه تحقیقات اقتصادی بانک خاورمیانه، ۱۳۹۳.

و دیدگاه خود از تورم را در تصمیم‌گیری‌هایشان اعمال می‌کنند. بنابراین مفهوم تورم درک‌شده با مفهوم تورم، می‌تواند متفاوت از هم باشد.

موضوع تورم درک‌شده، به احساس و ارزیابی شخصی مصرف‌کنندگان از میزان افزایش قیمت‌ها در بازار اطلاق می‌شود و به عنوان افزایش هزینه‌های زندگی، محصولات و خدمات و کاهش سطح رفاه تلقی می‌شود. براساس تعریف دانشگاه میشیگان[1] (UoM) به‌عنوان اولین پایه‌گذار این شاخص، شاخص انتظارات تورمی مصرف‌کنندگان، درصدی را که مصرف‌کنندگان انتظار دارند قیمت کالاها و خدمات در طی ۱۲ ماه آینده تغییر کند، اندازه‌گیری می‌کند و معمولاً با سایر شاخص‌های مشخص‌کننده تورم (CPI و غیره)، همبستگی خوبی نشان داده است. این شاخص که از طریق طراحی پرسشنامه با توجه به شرایط اجتماعی-اقتصادی کشورها به‌دست می‌آید، می‌تواند شامل طیفی از سؤالات مربوط به وضعیت امور مالی شخصی، شرایط کسب‌وکار، قدرت خرید، انتظارات برای نرخ بهره و تورم و برنامه‌های عمدهٔ خرید و پس‌انداز باشد[2]. برآورد انتظارات تورمی از طریق گزارش‌های مکرر مبنی بر ادراک تورم جامعه، جهت‌دهی رفتار جامعه را بهتر و دقیق‌تر نشان می‌دهد. از طرفی با توجه به اینکه مهم‌ترین نهاد یا مؤسسهٔ مالی در هر کشور، بانک مرکزی[3] می‌باشد که مسئولیت اجرای سیاست‌های پولی را نیز دارا است، فعالیت‌هایش یا به صورت مستقل یا پشتوانه‌ای جهت فعالیت‌های دولت آن کشور خواهد بود.

لذا بانک مرکزی کشور ایران نیز، که نهاد ناظر بر خدمات مالی و بانکداری ایرانی است، موظف به برآورد انتظارات تورمی و ادراکات تورمی جامعه می‌باشد؛ زیرا همان‌طور که بهکیش (۱۳۸۱) بیان می‌کند، هر گونه تصمیم و اتخاذ سیاست از طرف بانک مرکزی، نرخ بهره، میزان پول در گردش، تورم، بیکاری و توزیع درآمد را می‌تواند متأثر کند. از طرفی سیاست‌های پولی مدرن، معیار انتظارات تورمی را در جهت‌دهی سیاست‌های پولی بسیار پراهمیت می‌دانند؛ زیرا هدف سیاست‌های پولی که توسط بانک مرکزی کشورها اعمال می‌شود، دستیابی به حفظ و ثبات قیمت‌ها و حمایت از سیاست‌های اقتصادی کشور از جمله رشد اشتغال و مهار تورم می‌باشد.

بانک مرکزی بر مبنای دستیابی به اهداف مذکور، اقدام به هدف‌گذاری تورمی[4] می‌نماید. اگر سیاست‌گذاران پولی، هدف تورمی را مشخص کرده و براساس آن، برنامه‌ریزی‌های خود را انجام دهند، اما انتظارات تورمی بر سطح دستمزدها و قیمت‌های آتی اثرگذار شود، به‌طور مداوم مقدار تورم را از هدف تورمی دور نگه‌می‌دارد. در نتیجه، سیاست‌گذاران در مورد کنترل تورم و دیگر برنامه‌های خود، اعتبار خود را نزد مردم از دست می‌دهند. این موضوع در ایران نیز طی مطالعهٔ محمدی و همکاران

1. The University of Michigan`s Survey Research Center
2. https://fred.stlouisfed.org/series/MICH and https://www.ecb.europa.eu/stats/ecb_surveys/consumer_exp_survey/results/html/ecb.ces_results_july_2023_inflation.en.html
۳. مهم‌ترین مؤسسهٔ مالی و هدایت‌کنندهٔ اصلی سیستم پولی کشورها.
۴. معیار سیاستی که جریان پول و عرضه پول در اقتصاد را کنترل، و به حفظ ثبات قیمت‌ها کمک می‌کند.

(۱۳۹۴)، براساس آمار و داده‌های مرکز آمار ایران، بررسی شده است و اثر انتظار افزایش دستمزدها بر نرخ تورم را مثبت و معنادار برآورد کرده‌اند. بنابراین ادراکات تورمی و انتظارات تورمی شکل‌گرفته ناشی از آن، در اینجا نقش خود را دوچندان می‌کند. در نتیجه، فاصلهٔ هدف تورمی تعیین‌شده با تورم واقعی موجود[۱]، سیاست‌گذاری‌های بانک مرکزی را دچار اختلال خواهد کرد و اگر تورم واقعی نیز با تورم ادراک‌شده توسط جامعه یکسان نباشد، این فاصله افزایش بیشتری خواهد یافت.

بنفورد و درایور[۲]، (۲۰۰۸)، بیان می‌کنند که اگر مردم، هدف‌گذاری بانک مرکزی را درک کرده و از آن حمایت کنند، احتمالاً سیاست پولی، بیشترین تأثیر را خواهد داشت. در غیر این صورت، ممکن است منجر به تورمی به مراتب بالاتر از هدف شود. از آنجا که هدف‌گذاری تورمی و برآورد صحیح آن، برنامه‌ریزی درست جهت تعیین و تحقق اهداف مذکور و نظم و ثبات تورم توسط انتظارات تورمی محاسبه می‌شود و برآورد صحیح انتظارات تورمی در راستای درک مفهوم ادراک تورم مصرف‌کنندگان قرار دارد، بنابراین، به‌نظر می‌رسد که مطابقت هدف تورمی بر تورم ادراک شدهٔ جامعه، جهت سازمان‌دهی و برنامه‌ریزی بخش‌های مختلف متأثر از تورم، انکارناپذیر خواهد بود. همچنین با توجه به نتایج متفاوت مطالعات اندک موجود در زمینه انتظارات تورمی و عوامل مؤثر بر آن در ایران، عدم سنجش انتظارات تورمی از طرف نهادهای مسئول براساس مفیدترین و به‌روزترین معیارها، نبود هرگونه آمار و ارقام، اطلاعات و مطالعات در زمینهٔ ادراکات تورمی و عوامل ثأثیرگذار بر آن، همچنین تبعاتی که از اعمال سیاست‌گذاری‌ها در جوار عدم اطلاعات کافی از ادراک تورم، بر یک جامعه به وجود خواهد آمد و مسئلهٔ مطرح شده توسط مرکز آمار ایران، تحت عنوان «چرا ادراک عمومی از افزایش هزینه‌های زندگی از قیمت‌ها، متفاوت از نرخ تورم رسمی است»، بررسی ادراکات تورمی و عوامل ثأثیرگذار بر این ادراکات، امری ضروری به‌نظر می‌رسد.

بر این اساس، هدف از پژوهش حاضر، به‌دست آوردن نرخ ادراک تورم و عوامل مؤثر بر آن، یا همان عوامل مؤثر بر شکل‌گیری انتظارات تورمی مصرف‌کنندگان در تبریز است و با توجه به اینکه، پژوهش حاضر برای اولین بار در این حد از گستردگی موضوع مورد بحث، در ایران صورت گرفته است، می‌تواند مبنایی برای پژوهش‌های آتی باشد.

۲. مبانی نظری

سیر تکاملی پدیدهٔ تورم، انتظارات تورمی و اهمیت آن، در مطالعات زیادی مورد بررسی قرار گرفته، و همچنین برای پیش‌بینی انتظارات تورمی، روش‌هایی مطرح شده است که شامل:

۱- سنجش مبتنی بر بازار که از قیمت‌های مشاهده شده در برخی از بازارهای مالی به‌دست می‌آیند؛ ۲- نظرسنجی از افراد متخصص و خبره بر اساس انتظارات آن‌ها از قیمت‌های آینده؛ ۳-

---

۱. تورم رسمی اعلام شده توسط بانک مرکزی یک کشور، که توسط تغییر سالانه در شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) اندازه‌گیری می‌شود.

2. Benford and Driver (2008)

نظرسنجی مبتنی بر انتظارات (ادراکات) مصرف‌کنندگان (راچل و اسمیت[1]، ۲۰۱۷)؛ (۴) روش‌ها و شاخص‌های ترکیبی. در گذشته برای به‌دست آوردن انتظارات تورمی، از مورد ۱ و ۲ استفاده می‌شد که هر دو مورد برای برآورد تورم انتظاری بر آمار و داده‌هایی که توسط متخصصان برآورد می‌شد، متکی بودند و سپس نتایج آن را به کلیهٔ جامعه (غیرمتخصصان) تعمیم می‌دادند.

اما با توجه به آنکه بیشتر افراد یک جامعه را غیرمتخصصان تشکیل می‌دهند و تصمیمات آن‌ها در تعیین جهت حرکت تورم نقش اساسی دارد، واقعیت پیش‌بینی تورم از جانب جامعه (غیرمتخصصان)، چگونه است؟ یا به عبارت دیگر، انتظارات تورمی جامعهٔ غیرمتخصص، چگونه است؟ برنانکه[2](۲۰۰۷) در رابطه با اهمیت موضوع فوق، بیان می‌کند که بی‌شک وضعیت انتظارات تورمی تا حد زیادی بر تورم واقعی و در نتیجه، توانایی بانک مرکزی برای دستیابی به ثبات قیمت تأثیر می‌گذارد و در راستای اهمیت انتظارات تورمی، سه سؤال مهم را مطرح می‌کند: ۱- بانک مرکزی چگونه باید انتظارات تورمی مردم را به بهترین نحو رصد و بررسی کند؟ ۲- چگونه تغییرات در معیارهای مختلف انتظارات تورمی به رفتار واقعی قیمت‌گذار منتهی می‌شود؟ ۳- چه عواملی بر سطح انتظارات تورمی و میزان تثبیت آن‌ها تأثیر می‌گذارد؟

اگرچه ایشان بیان می‌کند که مسئولان هنوز برای پیدا کردن پاسخ برای سؤال اول، دست و پنجه نرم می‌کنند، اما نظریه‌های (مدل‌های) انتظارات تطبیقی (گذشته‌نگر) و انتظارات عقلایی (آینده‌نگر)، روش‌های مناسبی را در این زمینه ارائه کرده‌اند؛ ولی مهم‌تر از ارائهٔ این نظریه‌ها، معیارهای مورد استفاده برای سنجش آن‌ها می‌باشد که تقریباً تا قبل از سال ۲۰۰۰ میلادی، اندازه‌گیری انتظارات تورمی در هر دو نظریه، براساس داده‌ها و آمار و اطلاعاتی که متخصصان و نهادهای مالی در این حوزه گردآوری می‌کردند، صورت می‌گرفته است و تصور بر این بود که عموم مردم (غیرمتخصصان) نیز به همین شیوه عمل خواهند کرد؛ تا آن‌که کارول[3] در سال ۲۰۰۱، نگرش اقتصاددانان مبنی بر اینکه به سادگی فرض می‌کنند انتظارات، عقلایی هستند را مورد انتقاد قرار داد. مسئله‌ای که توجه به انتظارات غیرمتخصصان یا مصرف‌کنندگان را پررنگ می‌کرد که به صورت یک مدل اپیدمیولوژیکی (همه‌گیرشناسی) مطرح شد و نظریهٔ تکمیلی آن را در سال ۲۰۰۳ ارائه دادند که شامل مباحث مربوط به تورم و بیکاری می‌شد.

در واقع، نظریهٔ انتظارات مصرف‌کنندگان یا همان ادراکات مصرف‌کنندگان در مبحث تورم، فرض می‌کند که هر مقالهٔ چاپ‌شده در مورد تورم، حاوی یک پیش‌بینی کامل از نرخ تورم برای تمام فصل‌های آینده است که اکثر مردم (غیرمتخصصان) با خواندن این مقالات، انتظارات خود از تورم آینده را شکل می‌دهند و افرادی که با مقاله‌ای مواجه نمی‌شوند، به سادگی، آخرین آمار قبلی تورم و پیش‌بینی‌ای که در مورد تورم خوانده‌اند را، باور می‌کنند.

1. Rachel and Smith (2017)
2. Bernanke (2007)
3. Carroll (2001); Carroll (2003)

بنابراین اگر فرض شود که خانوارها عقلایی هستند، اما پیش‌بینی تورم خود را صرفاً بر اساس تورم مشاهده شدهٔ گذشته و با فرض فرایند تداوم تورمی انجام می‌دهند، در این صورت، پیش‌بینی عقلایی، میانگین موزون هندسی در حال کاهش از تحقق تورم خواهد بود و انتظارات عقلایی با انتظارات تطبیقی یکسان خواهند شد (موت[1]، ۱۹۶۰)؛ اما در اینجا فرض بر این است که خانواده‌ها معتقدند کارشناسان اقتصادی تا حدودی توانایی تخمین مستقیم مقادیر آینده را با توجه به مقادیر گذشته و حال دارند (از طریق دانش عمیق‌تر از نحوهٔ عملکرد اقتصاد، یا شاید برخی اطلاعات تخصصی). بنابراین خانوارهای عقلایی، بر این باورند که پیش‌بینی یک شخص حرفه‌ای، دقیق‌تر از یک پیش‌بینی سادهٔ انطباقی منطقی است که خودشان انجام می‌دهند. در واقع این مدل، فرض می‌کند که افراد غیرمتخصص به جای داشتن درک کامل از مدل‌های اقتصاد کلان واقعی و ردیابی مداوم آخرین آمار و اطلاعات جهت به‌روز رسانی آمار برای برآورد پیش‌بینی‌های کلان اقتصادی خود، دیدگاه‌های خود را از رسانه‌های خبری به‌دست می‌آورند. مطالعه‌ای که نشان داد، مقدار انتظارات تورمی براساس دو معیار فوق، متفاوت از هم هستند و انتظارات تجربی خانوار به معنای معمول، عقلایی نیستند، زیرا تنها در صورتی ممکن است انتظارات عقلایی باشد که دیدگاه خانوارها، از گزارش‌های خبری‌ای که از دیدگاه پیش‌بینی‌کنندگان حرفه‌ای نشأت گرفته باشد؛ اما علاوه بر آن و مهم‌تر از آن، افراد، توجه دقیقی به همهٔ محتوای خبری ندارند و فقط گاهی به تمام محتوای گزارش‌های خبری توجه می‌کنند، که این بی‌توجهی باعث ایجاد چسبندگی در انتظارات کل، با پیامدهای مهم اقتصادی کلان می‌شود.

بنابراین، کارول (۲۰۰۱)، با معرفی مدل اپیدمیولوژیکی انتظارات کلان اقتصادی[2] خانوارها، مدل‌سازی داده‌های واقعی حاصل از انتظارات تجربی خانوارها را پایه‌ریزی کرد، سپس برای اندازه‌گیری انتظارات تورمی، از معیار ادراکات تورمی که با استخراج داده‌های حاصل از نظرسنجی غیرمتخصصان تهیه می‌شد، استفاده کرد و نشان داد که انتظارات غیرمتخصصان گرچه با توجه به اطلاعات گذشته (انتظارات تطبیقی) و آینده (انتظارات عقلایی) شکل گرفته است، اما شدت آینده‌نگری در آن‌ها بیشتر بوده است و در این میان، تنها یک-چهارم جامعه، دیدگاه‌های خود را به‌روز کرده بودند. همزمان با مطالعهٔ کارول، مطالعات گستردهٔ دیگری نیز صورت گرفت که با تحلیل روند شکل‌گیری ادراکات تورمی و انتظارات تورمی به‌طور جداگانه، عقلانیت تورم ادراک شده و مورد انتظار خانوارها را رد کردند (فورسلز و کنی، ۲۰۰۲؛ منکیو و همکاران، ۲۰۰۴؛ سولز، ۲۰۰۴؛ لین و ماگ، ۲۰۱۱)[3]. سپس مطالعاتی دیگر، با توجه به رابطه متقابل تورم درک شده و مورد انتظار، نشان داده‌اند

1. Muth (1960)
2. The Epidemiology of Macroeconomic Expectations
3. Forsells and Kenny (2002); Mankiw et al. (2004); Souleles (2004); Lein and Maag (2011)

که خانوارها اغلب انتظارات تورمی را بر اساس درک خود از تورم گذشته شکل می‌دهند، نه انتظارات عقلایی و آینده‌نگر (بنفورد و درایور، ۲۰۰۸؛ ماگ[1]، ۲۰۱۰).

از طرفی دیگر، منکیو و همکاران[2] (۲۰۰۳)، اظهار داشتند از آنجا که سیاست‌گذاران برای پیش‌بینی تورم بر نظریات اقتصاددانان متکی هستند، تنها توجه به ادراکات افرادی که رفتار آن‌ها در تعیین قیمت و دستمزد نقش دارند، نمی‌تواند مطلوب باشد؛ زیرا در نظر گرفتن انتظارات تورمی شکل‌گرفته براساس ادارکات تورمی به صورت میانگین عددی انتظارات، اطلاعات مبهمی را در اختیار سیاست‌گذار قرار می‌دهد و دقیقاً مشخص نیست که نقش این انتظارات چگونه عملی می‌شود. همچنین آشتون[3] (۲۰۱۲)، بیان می‌کند که مهم‌تر از موضوع فوق، آن است که بررسی‌های مربوط به تورم، به خوبی عمل نمی‌کند، زیرا مصرف‌کنندگان، تورم را به درستی تشخیص نمی‌دهند. در نتیجه، ادراکات تورمی با تعداد بی‌شماری از مشکلات عملی و سوگیری‌های رفتاری که ارزیابی دقیق تغییرات قیمت مصرف‌کننده (CPI) را مختل می‌کند، باعث می‌شود که تصورات از تورم تیره و تار شود.

در این صورت، باید مدل‌هایی طراحی شود که نه تنها تغییرات در ادراک تورم را شناسایی کند بلکه بتواند پاسخ مسئلهٔ سوم برنانکه، یعنی عوامل مؤثر بر سطح انتظارات تورمی را نیز شناسایی نماید. این موضوع در اقتصاد کلان مدرن با نقش اطلاعات، به‌عنوان یکی از نیروهای محرک اصلی پشت نوسانات کل و چرخه‌های تجاری شناسایی شده است؛ به‌خصوص از زمان تمایز لوکاس[4] (۱۹۷۳)، بین شوک‌های پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده، این واقعیت پذیرفته شد که پردازش اطلاعات بر شکل‌گیری انتظارات در سطح خرد تأثیر می‌گذارد و پس از آن، تأثیرات گسترده‌ای بر اقتصاد کلان بر جای می‌گذارد و در نهایت، اثربخشی مداخلات سیاستی را تعیین می‌کند. با این حال، فرایند شکل‌گیری انتظارات و مدل‌سازی کلان و پژوهش‌های تجربی مربوط به آن، در دهه‌های اخیر مورد توجه بیشتری قرار گرفته، و موضوعی تحت عنوان «ماهیت ذاتاً ناهمگون پیش‌بینی‌های فردی و عوامل تعیین‌کننده آن» را مطرح کرده است که در مباحث مربوط به تورم، بیشتر نمایان شد.

کارول (۲۰۰۳)، با تأکید بر تأثیر رسانه‌های اقتصاد حرفه‌ای بر تورم، بیان می‌کند که علاوه بر رسانه‌های خبری، عوامل دیگری نیز در ادراک تورمی افراد دخیل هستند و باید شناسایی شوند که در این میان، تأثیر رسانه‌ها، به دلیل آنکه می‌توانند اطلاعات را با واقعیت‌های تقریباً تحریف شده، در اختیار عموم قرار دهند، پررنگ است. همچنین سیمز[5] در سال ۲۰۰۸، بیان کرد که ناهمگونی در باورها در مورد تورم می‌تواند به خودی خود به عنوان یک «ابزار سیاستی» در نظر گرفته شود. مطالعات شکل‌گرفته پس از نظریهٔ کارول، نقش رسانه‌ها، ارتباطات و شدت اخبار در شکل دادن به درک عمومی

1. Maag (2010)
2. Mankiw et al. (2003)
3. Ashton (2012)
4. Lucas (1973)
5. Sims (2008)

از تحولات را انکار ناپذیر کرد (گرایت‌مایر و همکاران، ۲۰۰۵؛ ایف و گومبز، ۲۰۰۷؛ سیمز، ۲۰۰۸؛ بادرینزا و بوچمن، ۲۰۰۹؛ دراجر، ۲۰۱۴؛ لاملا و لین، ۲۰۱۵؛ اِهرمن و همکاران، ۲۰۱۷)[1].

موضوعی که در اقتصاد ایران تحت عنوان «تورم القایی» (تورم ناشی از انتظارات تورمیِ کل جامعه) و جنگ روانی برای تحریک تورم انتظاری و دامن‌زدن به تورم در جامعه، توسط دولت نهم مطرح شد و پس از آن، تنها با طرح مسئلهٔ نظریه‌واری توسط زمانزاده (۱۳۸۸)، هم بر مبنای نظریهٔ انتظارات تطبیقی و هم نظریهٔ انتظارات عقلایی مورد بحث قرار گرفت. در این مطالعه، حرفی از عوامل مؤثر بر تورم القایی به میان آورده نشده و در نهایت به سادگی، بر اساس هر دو نظریه، تورم القایی، هم بر تورم انتظاری و هم، بر تورم واقعی بی‌اثر پنداشته می‌شود.

پس از آنکه نظریهٔ اثرگذاری ادراک تورم بر تورم واقعی از طریق انتظارات تورمی شکل گرفته، مورد تأیید واقع شد، نظریات دیگری نیز، از مطالعات مبتنی بر نظرسنجی‌های ادراکات جامعه در راستای تکامل نظریهٔ کارول، جهت شناسایی عوامل مؤثر بر ادراک تورم مطرح شد. بنابراین، عمده مبانی نظری مطرح شده در این زمینه، حاصل نتایج به‌دست آمده از مطالعات تجربی بوده است. آشتون (۲۰۱۲)، در این باره بیان می‌کند، مدل‌ها باید به‌گونه‌ای طراحی شوند که علاوه بر آنکه ادراکات تورمی بر اثر سوگیری‌های رفتاری را توضیح دهند، بتوانند محرک‌های این تغییرات (به‌طور مثال اخبار و اطلاعات رسانه‌ای، وضعیت مالی و درآمد، نقش خریدهای مکرر و ...) را نیز، شرح دهند؛ زیرا ممکن است براساس آن، نسخهٔ سیاست پولی نوشته شده، متفاوت باشد. برای مثال تصورات تورمی بالا می‌تواند از سوگیری‌های ناشی از افزایش مالیات باشد تا از افزایش نوسانات تغییرات قیمت در سبد مصرف.

گارلین و گامبل[2] (۲۰۰۶)، بیان کردند که علاوه بر تجربهٔ شخصی افراد از طریق تغییر قیمت در خریدهایشان و سازمان‌های فعال اجتماعی، که شامل رسانه‌ها و تبلیغات شفاهی می‌شود، ادراک افراد از تورم تحت تأثیر درآمد شخصی آن‌ها نیز می‌باشد. سطح درآمد یک فرد و تغییرات آن نسبت به تغییرات قیمت، بر میزان افزایش قیمت درک شده اثر می‌گذارد. یعنی تورش ادراک تورمی، از نگرش میزان رفاه فرد و استطاعت مالی تأثیر می‌پذیرد.

این نظریه توسط بوئری و براندولینی[3] (۲۰۰۴)، نیز بیان شده بود. طیفی دیگر از مطالعات تجربی و شواهد مبتنی بر ادراک تورم و نظرسنجی‌ها، نشان دادند که تصورات و انتظارات تورمی خانوارها به‌طور مداوم از سطح تورم اندازه‌گیری شده توسط شاخص‌های رسمی قیمت مصرف‌کننده (CPI)، فراتر می‌رود (کارول، ۲۰۰۳؛ دل‌جیوانه و همکاران، ۲۰۰۸؛ آیرولی و همکاران، ۲۰۱۷؛ بایندر و رودریگ، ۲۰۱۸؛ آبیلدجرین و کوچلر، ۲۰۲۰؛ دیاموند و همکاران، ۲۰۲۰)[4].

1. Greitemeyer et al. (2005); Eife and Coombs (2007); Badarinza and Buchman (2009); Drager (2014); Lamla and Lein (2015); Ehermann et al. (2017)
2. Ga¨rling and Gamble (2006)
3. Boeri and Brandolini (2004)
4. Del Giovane et al. (2008); Arioli et al. (2017); Binder and Rodrigue (2018); Abildgren and Kuchler (2020); Diamond et al. (2020)

سوگیری تخمین بیش از حد در ادراک مصرف‌کنندگان از تورم، موضوعات و مسائل مهمی را مطرح کرد. مسائلی همچون آیا برآورد بیش از حد خانوارها (مصرف‌کنندگان یا غیرمتخصصان) از سطح فعلی تورم منعکس‌کنندهٔ آن است که آن‌ها هنگام محاسبهٔ تورم، مفهوم قیمتی دیگری غیر از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) را در ذهن دارند یا خیر؟ (جوانونگ، ۱۹۸۱؛ گایسو، ۲۰۰۳؛ آریولی و همکاران، ۲۰۱۷)[1]. به دنبال آن، مطالعاتی درخصوص نحوهٔ برآورد تورم رسمی از دید مصرف‌کنندگان صورت گرفت. در واقع پژوهشگران این مطالعات، در پی یافتن میزان دانش عمومی از نحوهٔ محاسبهٔ شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) توسط غیرمتخصصان بودند که منجر به ایجاد نظریه‌هایی از جمله متفاوت بودن وزن و ترکیب اقلام کالاهای لحاظ شده در محاسبهٔ سبد شاخص قیمتی برای برآورد تورم از دید متخصصان با وزن و ترکیب سبد مذکور از دید غیرمتخصصان، مانند عنوان کردن قیمت مسکن در هنگام بیان کردن تورم از جانب مصرف‌کنندگان (دورینگ و موردنو، ۲۰۰۷؛ دل‌جیوانه و همکاران، ۲۰۰۸؛ آریولی و همکاران، ۲۰۱۷؛ تریو و هارتویگ، ۲۰۲۳)[2]، لحاظ ننمودن افزایش کیفیت کالاها در هنگام بیان تورم از دید غیرمتخصصان، گرایش‌ها و تمایلات یک سویه در برآورد قیمت‌های ذهنی آن‌ها، به عنوان مثال اهمیت بیشتر قائل‌شدن برای قیمت کالاهایی به غیر از مواد غذایی (آریولی و همکاران، ۲۰۱۷) و بیان نظریه‌هایی از تفاوت‌های روانی در رفتارها، در مواجهه به هنگام افزایش و کاهش قیمت‌ها را، مطرح می‌کنند.

این نظریات با دیدگاه زیان‌گریزی در رفتار سازگاری دارد؛ یعنی خانوارها به هنگام افزایش قیمت‌ها بیشتر از کاهش قیمت، سوگیری دارند و یادآوری قیمت‌های گذشته، بر ادراک تورم فردی اثرگذار است. علاوه بر این، خانوارها به تغییرات قیمتی بزرگ نسبت به تغییرات قیمتی کوچک و تغییرات مکرر قیمت نسبت به تغییرات نادر قیمت توجه بیشتری دارند (جوانونگ، ۱۹۸۱؛ بتیس وگابور، ۱۹۸۶؛ پوتلر، ۱۹۹۲؛ کالیانارام و وینر، ۱۹۹۵؛ گایسو، ۲۰۰۳؛ گایوتی و لیپی، ۲۰۰۴؛ دل‌جیوانه و ساباتینی، ۲۰۰۶؛ جوانگرمن و همکاران، ۲۰۰۷؛ براچینگر، ۲۰۰۸؛ دل‌میسیر و همکاران، ۲۰۰۸؛ هوبر، ۲۰۱۱؛ آرمانتیه و همکاران، ۲۰۱۳؛ جورجاناس و همکاران، ۲۰۱۴؛ بایندر، ۲۰۱۸؛ داکونتو و همکاران، ۲۰۱۹ استانیسلاوسکا، ۲۰۱۹؛ هوبر و همکاران، ۲۰۲۳)[3].

مطالعاتی دیگر نیز در خصوص ارتباط و اثر شرایط اجتماعی-جمعیت‌شناختی بر ادراکات تورم فردی، صورت گرفت. این تحقیقات، وجود عوامل بسیاری از خصوصیات جمعیت‌شناختی مانند درآمد، سن، تحصیلات و جنسیت را با درجهٔ بالایی از ناهمگونی و سوگیری تخمین بیش از حد ادراک تورم در بین خانوارها در نتایج نظرسنجی را تأیید می‌کنند و گاه برحسب نوع شغل، سوگیری در برآورد

1. Jonung (1981)., Guiso (2003)
2. Döhring and Mordonu (2007); Treu and Hartwig (2023)
3. Bates and Gabor (1986); Putler (1992); Kaiyanaram and Winer (1995); Gaiotti and Lippi (2004); Del Giovane and Sabbatini (2006); Cestari et al. (2007); Jungermmann et al. (2007); Del Missier et al. (2008); Brachinger (2008); Huber (2011); Armantier et al. (2013); Georganas et al. (2014); D'Acunto et al. (2019); Stanislawska (2019). Huber et al. (2023)

نرخ ادراک تورم دیده می‌شود (جوانونگ، ۱۹۸۱؛ برایان و سیچتی، ۲۰۰۰؛ برایان و ونکاتو، a۲۰۰۱ و b۲۰۰۱، پالمکویست و استرومبرگ، ۲۰۰۴؛ اِهرمن و همکاران، ۲۰۰۵؛ تلگراف، ۲۰۰۶؛ دل‌جیوانه و همکاران، ۲۰۰۸؛ آریولی و همکاران، ۲۰۱۷؛ تریو و هارتویگ، ۲۰۲۳؛ هوبر و همکاران، ۲۰۲۳)[1].

همچنین مطالعات بسیاری، ناهمگونی قابل‌توجهی را در رابطه با اندازه سوگیری برآورد بیش از حد در ادراکات و انتظارات تورم در بین موقعیت‌های جغرافیایی متفاوت کشف کرده‌اند (آریولی و همکاران، ۲۰۱۷؛ لاملاز و همکاران، ۲۰۱۹؛ لیزیاک و همکاران، ۲۰۱۹؛ هوبر و همکاران، ۲۰۲۳)[2]. بنابراین می‌توان در عوامل مؤثر بر ادراک تورم به سطح درآمد، جنسیت، ردهٔ سنی، میزان تحصیلات، بارتکفل، میزان مشارکت در خرید، افزایش قیمت آخرین خریدها، افزایش قیمت سبدهای مصرفی افراد (نه سبدهای مصرفی در محاسبهٔ تورم)، تغییر قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای و ... اشاره کرد.

در نهایت، با توجه به مبانی نظری بیان شده در مورد ادراک تورم، دو جنبه را باید مورد توجه قرار داد: ۱- استفاده از مدل مناسب جهت برآورد نحوهٔ اثر ادراک تورم؛ ۲- استفاده از روش مناسب، جهت پوشش تمام جوانب مؤثر بر ادراک تورم.

۳. پیشینهٔ پژوهش

۱-۳. مطالعات خارجی

کارول (۲۰۰۳)، برای اولین بار، انتظارات کلان خانوارها و پیش‌بینی‌کنندگان حرفه‌ای از ادراک تورم را، با استفاده از داده‌های نظرسنجی سری زمانی فصلی طی دورهٔ ۲۰۰۰-۱۹۸۱ آمریکا، با معرفی و استفاده از یک مدل اپیدمیولوژیکی (همه‌گیرشناسی)، مورد بررسی قرار داد. مطالعهٔ او پویایی‌های انتظاری تورم، که در آن دیدگاه‌های خانوارها از گزارش خبریِ دیدگاه پیش‌بینی‌کنندگان حرفه‌ای ناشی می‌شد را به تصویر می‌کشد که توسط آزمون علیّت گرنجر، تأیید شده، اما عکس آن صادق نبوده است. طی این آزمون، پارامتر مربوط به افرادی که تحت تأثیر اخبار تورمی قرار گرفته‌اند، ۰/۲۵ می‌باشد و نشان می‌دهد که تنها یک-چهارم جامعه، پیش‌بینی کاملاً به‌روزی داشته‌اند.

دل‌جیوانه و همکاران (۲۰۰۸)، عوامل مؤثر بر تورم درک‌شده از سوی مصرف‌کنندگان را برای کشور ایتالیا با استفاده از داده‌های به‌دست آمده از طریق یک پرسشنامه طی مقطع زمانی ۲۰۰۶ بررسی کرده و نشان داده‌اند که میانگین نرخ تورم ادراک‌شده در جامعه، بسیار بیشتر از اندازهٔ تورم واقعی است. همچنین ادراک تورم برای زنان، افراد بیکار و افراد کم‌سواد، و برای مصرف‌کنندگانی که مشکلات مالی دارند، بیشتر است. همچنین دریافتند که دانش بسیار اندکی از مفهوم تورم و آمارهای مربوطه و یادآوری نادرست از قیمت‌های گذشته، نقش مهمی در توضیح بالاترین ادراکات تورمی داشته است.

1. Bryan and Cecchetti (2000); Bryan and Venkatu (2001a, 2001b); Palmqvist and Strömberg (2004); Ehrmann et al. (2006); The Telegraph (2006)
2. Lamlaz et al. (2019); Lyziak et al. (2019)

بادارینزا و بوچمن (۲۰۰۹)، نقش اخبار در میزان ادراکات و انتظارات تورمی مصرف‌کنندگان را با استفاده از داده‌های نظرسنجی مصرف‌کنندگان کمیسیون اروپا طی دورهٔ ۲۰۰۸-۲۰۰۲ برای منطقهٔ یورو بررسی کرده و دریافتند که میزان ناهمگنی انتظارات و ادراکات تورمی مصرف‌کنندگان، با شدت اخبار و آگاهی ارتباط منفی دارد و با شدت گرفتن اخبار (افزایش خبرها و آگاهی بیشتر در مورد تورم)، سوگیری مطلق در انتظارات تورمی، کاهش یافته است.

لیین و ماگ (۲۰۱۱)، چگونگی شکل‌گیری ادراک تورم را با استفاده از نظرسنجی اتحادیهٔ اروپا طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۳، بررسی کردند و دریافتند که ادراکات تورم بسیار ناهمگن‌اند، اما به‌طور همزمان با نرخ واقعی تورم مرتبط هستند و ادراک تورم به‌طور کلی، کمتر از انتظارات تورم به اطلاعات جدید پاسخ می‌دهد و برخلاف مطالعات در مورد انتظارات، نمی‌توان تأیید کرد که بخش ثابتی از جمعیت هر ماه اطلاعات‌شان را به‌روز می‌کنند. در واقع ادراکات، بیشتر گذشته‌نگر هستند تا آینده‌نگر؛ یعنی تنها بخشی از خانوارها باورهای خود را با آخرین اطلاعات در هر دوره به‌روز می‌کنند و بقیهٔ خانوارها به باورهای منسوخ شده پایبند هستند که، فرضیهٔ اطلاعات چسبنده توسط منکیو و رایس[1] (۲۰۰۲) را نشان می‌دهد.

آشتون (۲۰۱۲)، طی پژوهشی تلاش کرد که تورم را براساس احساس واقعی موجود در جامعه نسبت به تورم به‌دست آورد و بیان می‌کند که روش‌هایی که برای ارزیابی انتظارات تورمی مورد استفاده قرار می‌گیرد، کافی نیستند و فرم‌های کاربردی (پرسشنامه یا هر نوع ایدهٔ تخصصی معتبر) جهت اکتشاف نحوهٔ شکل‌گیری ادراک تورم را پیشنهاد می‌کند.

دراجر (۲۰۱۴)، رابطهٔ متقابل بین ادراک و انتظارات، مصرف‌کنندگان از تورم و نرخ تورم واقعی در سوئد را با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۸ بررسی کرده و دریافت که ارتباط متقابل قوی و هم‌انباشتگی بین تورم درک‌شده، مورد انتظار و تورم واقعی وجود دارد؛ به‌طوری که با هر شوک ساختاری بر مقدار تورم واقعی، اثر افزایش قوی بر متغیر تورم ادراک‌شده و اثر افزایش ضعیف‌تر بر متغیر تورم مورد انتظار، وجود دارد. همچنین تورم واقعی تحت تأثیر شوک وارده به متغیر تورم ادراک‌شده بوده، اما تحت تأثیر شوک متغیر تورم مورد انتظار نبوده، و همچنین هر گونه شوک به تورم ادراک‌شده، اثر قوی و پایداری بر تورم مورد انتظار داشته است، اما عکس آن ۱۲ الی ۱۴ ماه طول می‌کشد تا اثرگذار باشد؛ یعنی انتظارات تورمی مصرف‌کنندگان بیشتر تحت تأثیر ادراکات تورمی بوده است تا مقدار تورم واقعی. همچنین اثر شوک بر اطلاعات رسانه‌ای تورم بر تورم واقعی را ضعیف می‌داند، زیرا هر نوع اخبار رسانه‌ای، چه در مورد کاهش تورم و چه در مورد افزایش تورم را از دید مصرف‌کنندگان، اخبار بد تلقی می‌کند و مسبب افزایش تورم می‌داند.

آبیلدجرین و کوچلر (۲۰۲۰)، چگونگی ادراک تورم از سوی مصرف‌کنندگان را، با استفاده از داده‌های نظرسنجی تورم ادراک شده برای کشور دانمارک طی دورهٔ ۲۰۱۶-۲۰۰۷، مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که در سوگیری خانوارها، برآورد ذهنی خانوارها از قیمت‌ها، متفاوت از قیمت

1. Mankiw and Reis (2002)

مصرف‌کننده در محاسبهٔ تورم می‌باشد و همچنین اجزای این برآوردها متفاوت از هم هستند، مانند مسکن. بنابراین، ویژگی‌های شخصیتی، عامل بسیار مهم و گذشته‌نگر هستند و سوگیری‌های آن‌ها را عامل تأثیرگذاری بر تورم می‌دانند که سبب کم اعتباری سیاست‌های پولی بانک مرکزی می‌شود.

تریو و هارتویگ (۲۰۲۳)، نرخ تورم درک‌شده در کشور آلمان را، با استفاده از یک نظرسنجی آنلاین، در سپتامبر سال ۲۰۲۲ برآورد کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که نرخ ادراک تورم مصرف‌کنندگان نسبت به نرخ تورم رسمی، متفاوت و بسیار بالاتر بوده و این تفاوت در مورد زنان بیشتر از مردان است. همچنین نگرانی‌های بیشتر از تورم فعلی، منجر به برآورد بالاتری از تورم درک شده، می‌شود. این موضوع باز هم از دید زنان، بالاتر از مردان بود. علاوه بر آن، تفاوت بالایی میان سبد شاخص برآورد کننده نرخ تورم رسمی و نرخ ادراک تورم وجود دارد.

هوبر و همکاران (۲۰۲۳)، پژوهشی تحت عنوان گذر از ادراکات تورمی به سوی انتظارات تورمی را، با استفاده از مقایسهٔ نظرسنجی مصرف‌کنندهٔ ماهانهٔ بانک مرکزی آلمان، طی دورهٔ زمانی آوریل الی ژوئن ۲۰۱۹ و دورهٔ زمانی آوریل الی دسامبر ۲۰۲۰، مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه، چگونگی و چرایی اثر و ارتباط ادراک تورم خانوارها در مورد تورم گذشته (۱۲ ماه گذشته) و انتظارات تورم آینده (۱۲ ماه آینده) و عوامل اثرگذار بر استحکام این ارتباط، بررسی شده است. یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد که ارتباط قوی‌ای از ادراک تورم خانوارها از تورم گذشته و انتظارات تورمی کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد؛ به‌طوری که افزایش یک درصدی در ادراک خانوارها از تورم، به افزایش ۰/۷۴ درصدی در تورم کوتاه‌مدت مورد انتظار منجر می‌شود. همچنین اثر ادراک‌تورم بر انتظارات بلندمدت، حتی پس از کنترل انتظارات کوتاه‌مدت، باقی می‌ماند؛ یعنی تصورات تورمی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم (ازطریق انتظارات کوتاه‌مدت) بر انتظارات تورمی بلندمدت تأثیر می‌گذارد. علاوه بر آن، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش عدم اطمینان و نگرانی در مورد تورم آینده، سبب خواهد شد که در شکل‌گیری انتظارات تورمی، خانوارها بیشتر به ادراکات تورمی خود تکیه کنند. همچنین زنان، ساکنان آلمان شرقی، افراد با تحصیلات پایین و افراد کمتر از ۶۰ سال، وزن قابل‌توجهی بر ادراک تورم، هنگام شکل‌گیری انتظارات تورمی کوتاه‌مدت می‌گذارند.

۲-۳. مطالعات داخلی

فتاحی و همکاران (۱۳۹۹)، طی مطالعه موردی از فعالان بازار سرمایه استان کرمانشاه، با بررسی شکل‌گیری انتظارات تورمی با رویکرد آزمایشگاه و از طریق نظرسنجی، دریافتند که حدود ۳۵ درصد افراد شرکت‌کننده، بر اساس الگوی انتظارات عقلایی، حدود ۲۲ درصد افراد بر اساس الگوی انتظارات تطبیقی و ۴۳ درصد براساس مدل‌های یادگیری، انتظارات تورمی خود را شکل داده‌اند و توصیه کردند که مقامات پولی با آگاهی از نحوهٔ شکل‌گیری انتظارات تورمی در میان فعالان بازار سرمایه، می‌توانند سیاست‌های مناسب، در راستای جهت‌دهی نقدینگی موجود به سمت بازار سرمایه که موجب کنترل تورم و جلوگیری از حرکت نقدینگی موجود در جامعه به سمت بازار ارز و طلا می‌گردد، اتخاذ نمایند.

محمدی (۱۴۰۱)، طی مطالعه‌ای، با تحلیل تجربی از عوامل مؤثر بر ادراک عمومی از تورم در شهرستان کرمان، دریافتند که همبستگی میان متغیر درک متوسط سطح اقتصادی و درک تورمی به میزان ۷۳/۴ بود. بنابراین در رابطهٔ بین سطح اقتصادی و سواد اقتصادی و درک تورمی، ارتباط معنی‌داری وجود داشت و بالعکس. همچنین ادراک غیرمتخصصان، مبتنی بر افزایش هزینه زندگی و رشد قیمت‌های مرتبط با سبد مصرفی خاص خودشان می‌باشد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

برای روش‌شناسی پژوهش حاضر، از کتاب «روش‌های تحقیق در علوم رفتاری[۱]»، همراه با ویرایش‌هایی متناسب با مطالعهٔ حاضر، استفاده شده است. در واقع در پژوهش‌های علوم رفتاری، با دو رویکرد روبرو هستیم: الف) رویکرد خردگرایانه[۲]؛ ب) رویکرد طبیعت‌گرایانه[۳]. مفروضهٔ رویکرد خردگرایانه آن است که واقعیت، چیزی است که فرد می‌تواند به وسیلهٔ حواس خود آن را تجربه کند و مفروضهٔ رویکرد طبیعت‌گرایانه، آن است که واقعیت چیزی نیست که همهٔ افراد به‌طور یکسان آن را مشاهده کنند و تجربهٔ مشابهی از آن به‌دست آورند؛ یعنی واقعیت مورد مشاهده، به تفسیر افراد و ذهنیت آنان بستگی دارد. کاربرد دو رویکرد فوق، منجر به دو دسته روش تحقیق داده‌های کمی و کیفی شده است که در پژوهش حاضر، از هر دو نوع رویکرد بهره گرفته شده است.

روش‌های تحقیق کیفی، معمولاً به جای تکیه بر یک منبع داده، اشکال متعددی از داده‌ها را جمع‌آوری می‌کنند که گردآوری این داده‌ها با استفاده از پرسشنامه، مصاحبه و مشاهده انجام می‌شود که در اینجا، توصیف عوامل دخیل در متغیر ادراک تورم با روش کیفی برآورد شده است. از طرف دیگر، با توجه به اینکه متغیر ادراک تورم، که برآورد مقدار عددی آن، هدف اصلی این مطالعه بوده، از روش تحقیق کمّی توصیفی استفاده شده است. هر دو بخش پژوهش مذکور، در قالب یک پرسشنامه طراحی شده، و به علت تخصصی بودن سؤالات پرسشنامه، از روش مصاحبه نیز برای گردآوری برخی از اطلاعات و داده‌ها استفاده به عمل آمده، و همچنین از روش تحقیق علّی-مقایسه‌ای[۴]، برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است.

این روش، یک روش پژوهش علّی است که در آن، پژوهشگر با توجه به متغیر وابسته، به بررسی علل احتمالی وقوع آن می‌پردازد. به عبارتی دیگر، تحقیقات علی گذشته‌نگر بوده و سعی بر آن دارد که از معلول به علت احتمالی پی ببرد. به این تحقیقات گاهی تحقیق پس‌رویدادی[۵]، نیز گفته می‌شود؛ زیرا علت و معلول (متغیر مستقل و وابسته) پس از وقوع، مورد بررسی قرار می‌گیرد. استفاده از این روش به این دلیل است که در برخی مواقع علت، خصیصه بوده و قابل دستکاری نمی‌باشد، مانند

---

۱. مؤلفان: دکتر زهره سرمد، دکتر عباس بازرگان و دکتر الهه حجازی.

2. Rationalistic approach
3. Naturalistic approach
4. Causal-comparative research
5. Ex-Post Facto

جنسیت. در بعضی از مواقع، علت خصیصه‌ای نیست ولی دستکاری آن‌ها از کنترل پژوهشگر خارج و یا غیرانسانی است. در اینجا پژوهشگر در متغیرها دخل و تصرفی نداشته، اساساً حضور ندارد و آن‌ها را نمی‌شناسد، بلکه تحقیق علّی را انجام می‌دهد تا این متغیرها و عواملی را که باعث بروز واقعه شده است، شناسایی کند.

تحقیقات علّی معمولاً از نوع کاربردی هستند و نتایج آن‌ها برای جلوگیری از تکرار حوادث و وقایع نامطلوب، یا توسعهٔ وقایع و حوادث مطلوب، مورد استفاده قرار می‌گیرد. تحقیقات علّی از جهتی به تحقیقات تاریخی شباهت دارد، زیرا پژوهشگر باید اسناد و مدارک را جمع‌آوری و واقعه را بازسازی نماید تا بتواند علّت یا علل را تشخیص دهد. همچنین پژوهشگر برای بررسی متغیرها و تدوین فرضیه و اطلاع از کمّ‌وکیف موارد مشابه، و نیز تهیهٔ اطلاعات دربارهٔ قضایای کلی مربوط به آن‌ها، ناچار به استفاده از روش کتابخانه‌ای نیز می‌باشد. در تحقیقات علّی که در آن افراد بسیاری حضور دارند از روش پرسشنامه‌ای نیز در کنار سایر روش‌ها استفاده می‌شود. در مرحلهٔ بعد پژوهشگر به طبقه‌بندی و تجزیه و تحلیل اطلاعات پرداخته، آن‌ها را با یکدیگر مقایسه می‌نماید.

نکتهٔ عمده در تجزیه و تحلیل اطلاعات و داده‌های تحقیقات علّی، آن است که پژوهشگر باید در این مرحله، از روش قیاسی استفاده کند. قضایای کلی و نظریه‌هایی را که در مطالعات کتابخانه‌ای به عنوان مباحث نظری مسئله گردآوری و تدوین نموده است، تکیه‌گاه استدلال منطقی خود قرار دهد که مبنای تحلیل اطلاعات پژوهش حاضر، روش مذکور می‌باشد.

معرفی پرسشنامه: پرسشنامهٔ استفاده شده در این مطالعه، که توسط دل‌جیوانه و همکاران (۲۰۰۸) در ایتالیا، جهت بررسی میزان ادراک تورم جامعه و عوامل مؤثر بر آن، طراحی شده بود، با ترجمه و بازنویسی آن و علل طرح هر سؤال با توجه به شرایط اجتماعی-اقتصادی ایران، به صورت موردی در شهر تبریز صورت گرفته است و شامل دو بخش کمّی و کیفی می‌باشد[۱]. در بخش کمی، از پرسشنامهٔ استانداردی که هم توسط ایالات متحدهٔ آمریکا و هم اتحادیهٔ اروپا معرفی و استفاده می‌شود، استفاده شده، و به صورت زیر است:

درک یک سالهٔ گذشته از تورم: در مقایسه با ۱۲ ماه گذشته، آیا فکر می‌کنید که در حال حاضر قیمت‌ها افزایش داشته/ کاهش داشته/ ثابت مانده است؟ میزان تغییر چند درصد بوده است؟

درک یک ماه گذشته از تورم: در مقایسه با یک ماه گذشته، آیا فکر می‌کنید که در حال حاضر، قیمت‌ها افزایش داشته/ کاهش داشته/ ثابت مانده است؟ میزان تغییر چند درصد بوده است؟

درک یک ماههٔ آینده از تورم: در مقایسه با وضعیت امروز، آیا فکر می‌کنید در ماه آینده، قیمت‌ها افزایش داشته باشد/ کاهش داشته باشد/ ثابت بماند؟ میزان تغییر چند درصد خواهد بود؟

درک واقعی تورم: در مقایسه با وضعیت یک ماه گذشته/ یک سال گذشته، برای اقلامی به غیر از مواد غذایی (غیرخوراکی)، که واقعاً خریداری کرده‌اید، میزان (کمّی) افزایش قیمت‌ها چند درصد بوده

۱. در صورت تمایل به دریافت متن ترجمه شدهٔ پرسشنامه، به نویسندگان مقاله مراجعه کنید.

است؟ در مقایسه با وضعیت یک ماه گذشته/ یک سال گذشته، برای اقلام مواد غذایی (خوراکی)، که واقعاً خریداری کرده‌اید، میزان افزایش قیمت‌ها چند درصد بوده است؟

در بخش کیفی، عوامل زیربنایی و مؤثر بر ادراک تورم بررسی شده است[۱]. این بخش شامل معرفی پرسشنامه‌ای با طیفی از سؤالات برای به‌دست آوردن نگرش‌ها در میان اقشار مختلف جامعه از نحوهٔ محاسبهٔ تورم، می‌باشد. عوامل مختلفی که دارای مبانی نظری قوی در ادراکات فردی از تورم هستند، به پنج طبقه گروه‌بندی شده، که هر کدام بخش‌های خاصی از پرسشنامه را پوشش داده‌اند و به شرح زیر می‌باشد:

۱- ویژگی‌های اجتماعی-جمعیتی، شامل: منطقهٔ محل سکونت، جنسیت، سن، وضعیت تأهل، تحصیلات، وضعیت کاری و دسته حرفه‌ای مهارت؛

۲- میزان دانش و درک پدیدهٔ تورم؛

۳- مکانیسم‌های روان‌شناختی که مرتبط در شکل‌گیری ادراک هستند، شامل: الف) اثر نامتناسب خریدهای مکرر؛ ب) تشخیص نامتقارن افزایش و کاهش قیمت؛ پ) یادآوری نادرست قیمت‌های گذشته؛

۴- وضعیت اقتصادی خانوار؛

۵- رفتار مصرف‌کننده، که توسط جنبه‌های مختلف مربوط به عادت‌های مصرف و هزینه در نظر گرفته شده است؛

۶- همچنین سؤالاتی برای برآورد میزان تورم القایی به جامعه طراحی شده است.

بررسی قابلیت اعتبار[۲] (روایی) و قابلیت اعتماد[۳] (پایایی) پرسشنامه: قابلیت اعتبار پرسشنامه از طریق روش اعتبار محتوایی بررسی شده است. یکی از راه‌های تعیین اعتبار محتوا، استفاده از نظریه‌های اثبات شده در طرح سؤالات می‌باشد. قابلیت اعتبار این پرسشنامه، قبلاً توسط نویسندگان پرسشنامه بررسی و تأیید شده و در تمام سؤالات پرسشنامه، از نظریه‌های تجربی و معتبر، استفاده شده است. همچنین برای بررسی قابلیت اعتماد از روش بازآزمایی استفاده به عمل آمده است.

این آزمون به فاصلهٔ یک هفته صورت گرفته است، تا اثر تغییرات قیمتی و تورم ماه آینده، سبب تغییر و تأثیر بر دیدگاه‌ها نشود. سپس برای سنجش متغیرهای فاصله‌ای، از روش ضریب همبستگی پیرسون[۴] و برای متغیرهای رتبه‌ای، از روش ضریب همبستگی اسپرمن[۵] استفاده شده است. یافته‌های کلیهٔ آزمون‌های صورت گرفته، در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار بوده‌اند که همبستگی بالایی را نشان می‌دهند. بنابراین قابلیت اعتماد پرسشنامه، مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

---

۱. به علت محدودیت‌های نگارش مقاله‌ای، ظرفیت بیان مطالب مربوط به علل زیربنایی طرح سؤالات مقدور نبوده و لذا جهت دریافت اطلاعات کامل پرسشنامه، به نویسندگان مقاله مراجعه شود.

2. Validity
3. Reliability
4. Pearson Correlation Coefficient
5. Spearman's Rank Correlation Coefficient

۵. تبیین داده‌های پژوهش

مطالعهٔ حاضر در حیطهٔ اقتصاد ایران و برحسب مطالعهٔ موردی، نمونه‌ای از شهر تبریز صورت گرفته است. اطلاعات داده‌های مربوط به متغیر ادراک تورم تبریز، براساس کمی‌سازی اطلاعات پرسشنامهٔ جمع‌آوری شده در آبان ماه ۱۴۰۲، می‌باشد و اطلاعات مربوط به تورم تبریز، از نرخ تورم ماهانهٔ خانوارها به تفکیک استانی مرکز آمار ایران استخراج شده است. جهت به دست آوردن حجم نمونهٔ مناسب، با توجه به اینکه جامعهٔ آماری در پژوهش حاضر، شهروندان تبریز می‌باشند و حجم آن براساس آخرین سرشماری مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۵، تعداد ۱،۵۸۴،۸۵۵ نفر است، در زمرهٔ جوامع خیلی بزرگ قرار می‌گیرد و با استفاده از فرمول کوکرانِ[1] جوامع بزرگ، تعداد ۳۸۴ پرسشنامه برآورد شد. سپس برای آنکه بتوان سطح کل شهر تبریز، در برگرفته شود، از روش نمونه‌گیری دو مرحله‌ای در راستای نحوهٔ نمونه‌گیری مرکز آمار ایران، استفاده شده، که در مرحلهٔ اول، از تقسیم‌بندی شهرداری این شهر که شامل ۱۰ منطقهٔ شهرداری است، استفاده می‌شود و پس از آن، برای انتخاب اعضای نمونه با توجه به داشتن دو ملاک سرپرست خانوار بودن یا یکی از اعضای خانواده که مسئول بخش قابل‌توجهی از مخارج خانوار و دارای سن بالای ۱۵ سال باشد، به صورت تصادفی ساده، انجام شده است و به عبارت دیگر، شخصی که بتواند اطلاعات قابل اعتمادی از وضعیت مالی خانوار را ارائه دهد و در عین حال مسئول برخی از خریدهای آن نیز باشد.

اندازه‌گیری نرخ ادراک تورم: نرخ ادراک تورم، عددی مشابه با نرخ تورم می‌باشد، با این تفاوت که این نرخ، برآورد مصرف‌کنندگان یا غیرمتخصصان از تورم جامعه است نه متخصصان در این زمینه. در نتیجه نرخ بالای ادراک تورم، به معنای وضعیت نامطلوب تورم از دید جامعه می‌باشد و از طریق میانگین نرخ ادراک تورم مصرف‌کنندگان، محاسبه می‌شود؛ یعنی میانگین اعداد پیش‌بینی شده به عنوان نرخ تورم از سوی مصرف‌کنندگان. اما با توجه به اینکه در این پژوهش، افراد درصد تغییر نرخ تورم را پیش‌بینی کرده بودند و نه خودِ نرخ تورم را، بنابراین نرخ ادراک تورم، به صورت زیر و طی دو مرحله محاسبه شده است.

ادراک تورم یک سال گذشته برابر است با:

(۱) = مقدار تورم افزایش یافتهٔ یک سال گذشته از دید غیرمتخصصان

$$\frac{\text{مقدار تورم آبان ماه ۱۴۰۱ در تبریز} \times \text{درصد افزایش تورم یک ساله گذشته از دید غیرمتخصصان}}{۱۰۰}$$

(۲) = ادراک تورم یک سال گذشته

مقدار تورم آبان ماه ۱۴۰۱ در تبریز + مقدار تورم افزایش یافتهٔ یک سال گذشته از دید غیرمتخصصان

برای مثال اگر فردی بیان کند که تورم امسال نسبت به سال گذشته،۵۰ درصد افزایش داشته است، با توجه به اینکه تورم آبان ماه ۱۴۰۱ برابر ۴۴/۴ درصد بوده است؛ افزایش ۵۰ درصدی این رقم برابر با ۲۲/۲ خواهد بود. در مرحلهٔ بعد جمع عدد ۲۲/۲ با ۴۴/۴ محاسبه شده که برابر با ۶۶/۶ درصد خواهد شد. این رقم به عنوان نرخ ادراک تورم مصرف کننده لحاظ می‌شود.

1. Cochran formula

ادراک تورم یک ماه گذشته برابر است با:

(۳) = مقدار تورم افزایش یافته یک ماه گذشته از دید غیرمتخصصان

مقدار تورم مهر ماه ۱۴۰۲ در تبریز × درصد افزایش تورم یک ماه گذشته از دید غیرمتخصصان

۱۰۰

(۴) = ادراک تورم یک ماه گذشته

مقدار تورم آبان ماه ۱۴۰۱ در تبریز + مقدار تورم افزایش یافتهٔ یک ماه گذشته از دید غیر متخصصان

ادراک تورم یک ماه آینده برابر است با:

(۵) = مقدار تورم افزایش یافته یک ماه آینده از دید غیرمتخصصان

مقدار تورم آبان ماه ۱۴۰۲ در تبریز × درصد افزایش تورم یک ماه آینده از دید غیرمتخصصان

۱۰۰

(۶) = ادراک تورم یک ماه آینده

مقدار تورم آبان ماه ۱۴۰۲ برای تبریز + مقدار تورم افزایش یافتهٔ یک ماه آینده از دید غیر متخصصان

این کار بر روی کلیهٔ داده‌های مربوط به هر کدام از دو متغیر، انجام گرفته و سپس میانگین اعداد مربوطه، به عنوان نرخ ادراک تورم جامعه در نظر گرفته شده است.

۶. یافته‌ها

نرخ ادراک تورم: در پژوهش حاضر، میزان ادراک تورم با دو شیوهٔ کمی و کیفی بررسی شده است، اما تنها به تفسیر یافتهٔ داده‌های کمی پرداخته می‌شود؛ زیرا نتایج سؤالات کیفی مشابه با یافته‌های کمّی بوده و آزمون همبستگی اسپرمن میان آن‌ها، در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار بود. بنابراین، تحلیل براساس هر کدام از متغیرهای کیفی یا کمّی، نتیجهٔ یکسانی خواهد داشت. جدول (۱) نتایج برآورد کمّی نرخ ادراک تورم را، که با استفاده از فرمول‌های (۱) الی (۶) محاسبه شده است، نشان می‌دهد.

جدول ۱: میزان نرخ ادراک تورم کمّی (تورم از نگاه غیرمتخصصان)

Tabel 1: Quantitative inflation perceptions (from a non-expert perspective)

آمار توصیفی	نرخ ادراک تورم یک سال گذشته		نرخ ادراک تورم یک ماه گذشته		نرخ ادراک تورم یک ماه آینده	
	مقدار	فراوانی	مقدار	فراوانی	مقدار	فراوانی
میانگین	۷۰/۵۴	-	۵۹/۸۰	-	۵۷/۸۳	-
میانه	۶۶/۶۰	-	۵۶/۳۲	-	۵۵/۴۴	-
مد	۶۶/۶۰	۲۱/۴	۵۶/۳۲	۲۰/۸	۵۰/۴۰	۲۶/۰
کمترین	۳۷/۷۴	۰/۳	۵۱/۲۰	۱۷/۷	۵۰/۴۰	۲۶/۰
بیشترین	۸۸/۸۰	۱۵/۹	۷۶/۸۰	۶/۸	۷۵/۶۰	۸/۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

یافته‌ها نشان می‌دهد که تورم از دید جامعه حدود ۷۰/۵۴ درصد می‌باشد. این رقم با توجه به مد جامعه که حدود ۲۱/۴ درصد از جامعه را تشکیل می‌دهد، مقدار ۶۶/۶۰ درصد است. در واقع افزایش ۵۰ درصدی نرخ تورم امسال نسبت به سال گذشته، مقدار تورم را به عدد ۶۶/۶۰ درصد می‌رساند. در نتیجه بالاترین میزان مشارکت‌کنندگان، معتقد به افزایش ۵۰ درصدی تورم امسال نسبت به سال گذشته بوده‌اند. همچنین ۱۵/۹ درصد از جامعه، معتقد به افزایش ۱۰۰ درصدی تورم یک ساله بوده‌اند که دومین گروه را از نظر رتبه‌بندی در تعداد مشارکت کنندگان نشان می‌دهد و نرخ ادراک تورم آن‌ها ۸۸/۸۰ درصد است. همچنین گرایش ماهانه از برآورد نرخ ادراک تورم، از عدد ۵۹/۸ به سمت عدد ۵۷/۸۳ رو به کاهش بوده است.

مقایسهٔ **نرخ تورم رسمی و نرخ ادراک تورم:** جدول (۲) نرخ تورم و نرخ ادراک تورم را برای یک سال گذشته نشان می‌دهد.

جدول ۲: مقایسهٔ تورم یک سال گذشته از دید متخصصان و غیرمتخصصان

Tabel 2: Inflation over the past year from the perspectives of experts and non-experts

	آبان ماه ۱۴۰۱	آبان ماه ۱۴۰۲	میزان تغییر تورم
نرخ ادراک تورم	-	۷۰/۵۴	۷۰/۵۴ − ۴۴/۴ = ۲۶/۱۴
تورم رسمی	۴۴/۴	۵۰/۴	۵۰/۴ − ۴۴/۴= ۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نرخ تورم اعلام شده از سوی مرکز آمار ایران در آبان‌ماه ۱۴۰۲، که ۵۰/۴۰ درصد، و نرخ ادراک تورم که ۷۰/۵۴ درصد می‌باشد، اختلاف ۲۰/۱۴ درصدی میان این دو عدد مشاهده می‌شود. بنابراین تورم از دید غیرمتخصصان، با اختلاف زیادی نسبت به تورم از دید متخصصان، برآورد شد. همچنین میزان تغییر یک سالهٔ تورم از دید متخصصان، یعنی اختلاف میان تورم آبان‌ماه ۱۴۰۱ و ۱۴۰۲، افزایش ۶ درصدی را نشان می‌دهد؛ در حالی که این تغییر از دید غیرمتخصصان، معادل ۲۶/۱۴ درصد است. همچنین مقایسهٔ تورم یک ماهه در جدول (۳)، بیانگر آن است که نرخ تورم هم‌جهت با نرخ ادراک تورم بوده است.

جدول ۳: مقایسهٔ تورم یک ماهه از دید متخصصان و غیرمتخصصان

Tabel 3: One-month inflation from the perspectives of experts and non-experts

	مهر ماه	آبان ماه	آذر ماه
ادراک تورم	۵۹/۸	-	۵۷/۸۳
تورم	۵۱/۲	۵۰/۴	۴۹/۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

این واقعیت، نشان می‌دهد که میزان ادراک تورم، به عنوان نرخ تورم انتظاری، می‌تواند بر تورم تأثیرگذار باشد. همچنین باید خاطر نشان کرد که، اگرچه ادراک تورم کاهشی بوده، اما نسبت به تورم برآورد شده توسط مرکز آمار، بیشتر است. اختلاف میان نرخ ادراک تورم و نرخ تورم رسمی، گویای آن است که عوامل دیگری بجز عوامل تأثیرگذار در برآورد نرخ تورم رسمی، باید بر نرخ ادراک تورم اثرگذار باشد. برای این منظور در ادامهٔ پرسشنامه، سؤالاتی برای آشکار شدن این اختلاف، مطرح شده بود که نتایج آن در ادامه مورد بحث قرار خواهد گرفت.

ادراک تورم واقعی در مقابل ادراک تورم کلی: در متغیر درک تورم واقعی، به‌منظور جمع‌آوری شواهد تجربی در مورد احتمال آنکه تصور افراد ممکن است به نرخ تورمی که شخصاً تجربه می‌کنند، اشاره داشته باشد، نه به پویایی کلی قیمت، مطرح شده است؛ زیرا برای هر مصرف‌کننده، الگوی تغییرات قیمت برای اقلام خریداری شدهٔ واقعی، می‌تواند با الگوی شاخص تورم متفاوت باشد. به‌عنوان مثال، تحول قیمت کالاهای ضروری (مانند موادغذایی) که در بستهٔ مخارج خانوارهای کم بضاعت، غالب است، می‌تواند با قیمت کالاهای غیرضروری (مانند کالاهای الکترونیکی) متفاوت باشد. همچنین خانوارهای ثروتمند، احتمالاً توجه بیشتری به تحولات قیمت اقلامی که واقعاً در سبد مخارج خود خریداری می‌کنند، دارند؛ یعنی در تصور افراد از پویایی‌های کلی قیمت، برای تخمین نرخ تورم و بیان آن در قالب نرخ ادراک تورم، استفاده نشده باشد، بلکه به نرخ تورمی که شخصاً در خریدهای واقعی خود تجربه می‌کنند و این خریدها می‌توانند دارای وزن‌های متفاوت از وزن اعمال شده در برآورد نرخ تورم باشد، اشاره دارد (دل‌جیوانه و همکاران، ۲۰۰۸).

یافته‌ها، نشان داد که نرخ ادراک تورم برحسب مواد خوراکی و غیرخوراکی نسبت به حالتی که نرخ ادراک تورم برای کلیهٔ کالاهای موجود به صورت یکجا پرسیده شده بود، میزان تورش کمتری داشت. این بدان معنا می‌باشد که افراد در بیان نرخ تورم، به پویایی‌های کلی قیمت‌ها توجه خاصی ندارند، بلکه تورم را برحسب سبد مصرفی شخصی خود برآورد می‌کنند. همچنین نرخ ادراک تورم برحسب مواد خوراکی، کمتر از نرخ ادراک تورم برحسب مواد غیرخوراکی و حالت کلی است. بنابراین می‌توان دریافت که تورش بالای نرخ ادراک تورم در حالت کلی، بیشتر ناشی از مواد غیرخوراکی بوده است.

برآورد عوامل اثرگذار بر نرخ ادراک تورم: شکل (۱)، به صورت خلاصه عوامل بررسی شده در این پژوهش، که احتمال تأثیر آن‌ها بر ادراک تورم وجود داشت را نشان می‌دهد.

عوامل اثرگذار بر ادراک تورم:
- الف) عوامل جمعیت شناختی : یک- ناحیهٔ شهرداری محل سکونت
  - دو- جنسیت
  - سه- سن
  - چهار- وضعیت تأهل
  - پنج- تحصیلات
  - شش- وضعیت شغلی
  - هفت- دستهٔ حرفه‌ای شغلی
- ب) میزان دانش تورم
- پ) مکانیسم‌های روان‌شناختی: یک- اثر نامتناسب خریدهای مکرر
  - دو- تشخیص نامتقارن افزایش و کاهش قیمت
  - سه- یادآوری نادرست قیمت‌های گذشته
- ت) وضعیت اقتصادی: یک- نسبت درآمد به هزینه
  - دو- پرداخت اجاره بهای مسکن
  - سه- جست‌وجوی مسکن
  - چهار- درآمد به‌ازای هر عضو
- ث) رفتارهای هزینه و مصرف فردی: یک- در موردِ مواد غذایی
  - دو- در موردِ کالاهای بادوام
- ج) القای تورم

شکل ۱: عوامل اثرگذار بر نرخ ادراک تورم

Figure 1: Factors underlying inflation perceptions

مأخذ: یافته‌های پژوهش

الف) عوامل جمعیت‌شناختی

۱- میزان نرخ ادراک تورم یک سال گذشته برحسب مناطق مختلف شهر تبریز از راست به چپ، از کم به زیاد، به ترتیب: مناطق ۱۰>۶>۴>۸>۱>۲>۳>۷>۵>۹ می‌باشد. همچنین ادراک تورم یک ماه گذشته و یک ماه آینده، به ترتیب، به صورت زیر می‌باشند:

مناطق ۱۰<۵<۴<۷<۶<۹<۸<۳<۲<۱

مناطق ۱۰<۷<۴<۳<۶<۲<۵<۸<۱<۹

مقایسهٔ دو طیف فوق با طیف ادراک تورم یک ساله، نشان می‌دهد که مناطق ۱۰ و ۴ جایگاه خود را در بیان مقدار ادراک تورم حفظ کرده‌اند. همچنین ۵ عدد سمت چپ طیف‌ها و ۵ عدد سمت راست، تقریباً در همان سمت باقی مانده‌اند. بنابراین، شاید بتوان ادعا کرد که مکان زندگی می‌تواند

بر میزان ادراک تورم اثرگذار باشد، اما علت آن، نیاز به بررسی‌های بیشتر دارد. همان طور که آریولی و همکاران (۲۰۱۷)، لاملاز و همکاران (۲۰۱۹)، لیزیاک و همکاران (۲۰۱۹) و هوبر و همکاران، (۲۰۲۳)، با تلاش برای بررسی و مقایسهٔ ادراک تورم در بین کشورهای اروپایی، دریافتند که به‌طور کلی، تعصب در بیان نرخ ادراک تورم بالا، در کشورهای شمال اروپا به‌طور قابل‌توجهی کمتر از جنوب و شرق اروپا است. تجزیه و تحلیل آن‌ها نشان داده است که درآمد، سن، تحصیلات و جنسیت می‌تواند در این امر دخیل باشد.

۲- در این مطالعه، افراد جامعه به ۵ بازه سنی کمتر از ۳۰ سال، ۳۰ الی ۴۰ سال، ۴۰ الی ۵۰ سال، ۵۰ الی ۶۲ سال و بالاتر از ۶۲ سال، دسته‌بندی شدند. میزان هر سه نرخ ادراک تورم یک سال گذشته، یک ماه گذشته و یک ماه آینده، در بازهٔ سنی ۳۰ الی ۴۰ سال، بیشترین مقدار را داشته و این نرخ برای بازه سنی ۶۲ سال به بالا، کمترین مقدار را نشان می‌دهد. همچنین در هر ۵ بازهٔ سنی مشخص شده، اعتقاد به روند کاهشی تورم ماهانه یعنی کاهش ادراک تورم ماهانه حفظ شده است.

۳- میزان ادراک تورم برحسب، جنسیت نشان می‌دهد که ادراک تورم زنان برحسب هر سه نرخ ادراک تورم یک سال گذشته، یک ماه گذشته و یک ماه آینده بیشتر از مردان می‌باشد. همچنین روند کاهشی ادراک تورم ماهانه برای هر دو جنسیت زن و مرد، حفظ شده است.

۴- میزان ادراک تورم متأهل‌ها برحسب هر سه نرخ ادراک تورم یک سال گذشته، یک ماه گذشته و یک ماه آینده، بیشتر از مجردها بوده، و روند کاهشی ادراک تورم ماهانه برای هر دو گروه متأهل و مجرد، حفظ شده است.

۵- از میان دسته‌بندهای وضعیت شغلی جامعه، که شامل: کارمند دائم/تمام وقت، کارمند پاره‌وقت/ مشاور، شغل آزاد، بیکار، به دنبال یافتن کار، مستمری‌بگیرِ بازنشسته، مستمری‌بگیرِ از کارافتاده/ جانباز، دانشجو و خانه‌دار بودند؛ بالاترین ادراک تورم یک سال گذشته، یک ماه گذشته و یک ماه آینده، مربوط به کارمندان پاره‌وقت است و برحسب نوع تخصص که شامل: کارگر خوداشتغال، خرده‌فروش، ماهر/حرفه‌ای، کارآفرین، کارگر تولیدی، کارمند دفتری/معلم و مدیر بودند؛ مربوط به کارگران تولیدی، برای هر سه نرخ ادراک تورم یک سال گذشته، یک ماه گذشته و یک ماه آینده بوده است. در ضمن روند کاهشی ادراک تورم ماهانه نیز در اکثر انواع مشاغل و حرفه‌های تخصصی حفظ شده است. البته بیشترین مشارکت‌کنندگان، شاغلان دارای شغل آزاد و خرده فروش بودند و با توجه به اینکه قشر گسترده‌ای از جامعه را تشکیل می‌دهند، مقایسهٔ ادراک تورم این گروه با نرخ ادراک تورم کلی، رقم کمتری را نشان می‌دهد. همچنین افراد بیکار و زنان‌خانه‌دار، نرخ ادراک تورم آیندهٔ بالایی داشته‌اند. البته به علت عدم تعداد کافی شرکت‌کننده در این گروه‌ها، امکان نقص یافته‌ها وجود دارد.

۶- از میان گروه‌های تحصیلی شامل: بی‌سواد، ابتدایی، راهنمایی، دیپلم متوسطه، فوق‌دیپلم/ کارشناس و دارای تحصیلات تکمیلی، میزان ادراک تورم برای افراد با تحصیلات بالاتر، بیشتر بوده، و

برای مقاطع پایین تحصیلی تعداد مشارکت‌کنندگان کم بوده است و روند کاملاً نامشخصی از تورم داشته‌اند. به عبارت دیگر، با افزایش میزان تحصیلات، نرخ ادراک تورم، سویه‌گیری بیشتر داشته است.

مقایسهٔ نتایج ۲ الی ۶ با مطالعات گذشته: طبق یافته‌های مطالعهٔ دل‌جیوانه و همکاران (۲۰۰۸)، بیکاران، دانشجویان و زنان خانه‌دار، بالاترین نرخ ادراک تورم را داشته‌اند. همچنین مطالعهٔ آن‌ها و محمدی (۱۴۰۱)، نشان داده که با افزایش سطح تحصیلات، نرخ ادراک تورم کاهش داشته است؛ اما این آزمون در پژوهش حاضر، عکس آن را نشان می‌دهد. در واقع با بالاتر رفتن سطح تحصیلات، نرخ ادراک تورم در جامعه افزایش داشته است. با بررسی‌های بیشتر، مشخص می‌شود که طبق گزارش مرکز آمار ایران در تابستان ۱۴۰۲، سهم جمعیت بیکار فارغ‌التحصیل آموزش عالی از کل بیکاران ۴۲/۸ درصد است. بنابراین، افزایش ادراک تورم ناشی از افزایش سطح سواد، قابل توجیه است. این یافته با مطالعهٔ دل‌جیوانه و همکاران (۲۰۰۸) و محمدی (۱۴۰۱)، مبنی ادراک تورم بالا در میان قشر بیکار، همسان است.

طبق همین گزارش مرکز آمار ایران، سهم بیکاران در بین زنان نسبت به مردان بیشتر بوده است. بنابراین ادراک تورم بالاتر زنان نسبت به مردان نیز قابل توجیه است و با مطالعات جوانونگ (۱۹۸۱)، برایان و سیچتی (۲۰۰۰)، برایان و ونکاتو (a۲۰۰۱ و b۲۰۰۱)، پالمکویست و استرومبرگ (۲۰۰۴)، آریولی و همکاران (۲۰۱۷)، تریو و هارتویگ (۲۰۲۳)، هوبر و همکاران (۲۰۲۳)، همسان است.

از طرف دیگر، گزارش مرکز آمار نشان می‌دهد که نرخ بیکاری در میان جوانان ۲۴-۱۵ سال، برابر با ۲۰ درصد، و در میان افراد ۳۵-۱۸ سال برابر با ۱۵ درصد بوده، یعنی با افزایش بازهٔ سنی، بیکاری کاهش داشته، اما طبق یافته‌های پژوهش حاضر، ادراک تورم در میان افراد ۴۰-۳۰ سال بیشتر است؛ یعنی با وجود میزان بیکاری نسبتاً کمتر این گروه، نرخ ادراک تورم بالاتر بوده است. این اثر می‌تواند ناشی از اثر وضعیت تأهل باشد؛ زیرا بیشترین تعداد متأهلین در بازهٔ سنی ۴۰-۳۰ سال بوده، که طبق یافته‌ها، ادراک تورم در بین متأهلین بیشتر از مجردین است.

همچنین یافته‌های مربوط به رشتهٔ شغلی، به‌طور کلی، نشان می‌دهد که حقوق بگیران ادراک تورم بالایی دارند. این یافته با مطالعهٔ اهرمن و همکاران (۲۰۰۶)، که نشان داد مستمری‌بگیران ادراک بالایی دارند و مطالعهٔ تلگراف (۲۰۰۶)، که نشان داد بازنشستگان ادراک بالایی دارند، بدین جهت همسانی دارد که آن‌ها دریافتند، افرادی که حقوق ثابت ماهانه دریافت می‌کنند، نرخ تورم بالاتری را احساس می‌کنند. همچنین نتیجهٔ برآورد نرخ ادراک تورم خرده‌فروشان با مطالعهٔ دل‌جیوانه و همکاران (۲۰۰۸)، همسو است. این پژوهشگران معتقدند که، ادراک تورمِ افرادی که حداقل قادرند که قیمت را تعدیل کنند، کمتر است.

ب) میزان دانش و درک پدیدهٔ تورم

میزان اثر دانش تورم بر ادراک تورم با مطرح کردن چهار سؤال مربوط به نحوهٔ محاسبهٔ تورم بررسی شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که تعداد بسیار بالایی از جامعه، دانش کمی در مورد نحوهٔ محاسبهٔ تورم دارند. در واقع از جامعهٔ ۳۸۴ نفری تنها ۵۶ نفر توانسته‌اند ۳ یا بیشتر از ۳ سؤال را درست پاسخ

دهند و از این میان، تنها ۷ نفر، ۴ پاسخ کاملاً صحیح داشته‌اند که ۱/۸ درصد از جامعه را شامل می‌شود. این ۷ نفر، نرخ ادراک تورم ماه آینده را با درصد قابل‌توجهی نسبت به بقیه، کمتر تخمین زده‌اند. البته ناگفته نماند در این گروه، ادراک تورم نسبت به یک سال گذشته، افزایش بالایی داشته و نسبت به ماه گذشته متوسط بوده است. بنابراین، اثر مستقیم دانش تورم بر کاهش نرخ ادراک تورم، مورد تأیید قرار می‌گیرد اما نه به صورت قطعی. همچنین در بین تمامی گروه‌ها، ادراک تورم ماهانه روند کاهشی داشته است. این یافته با مطالعهٔ دل‌جیوانه و همکاران (۲۰۰۸)، همسان است. در مطالعه آن‌ها نیز ارتباط معنی‌داری میان دانش تورم و ادراک تورمی پیدا نشده بود. با این حال، درصد بسیار اندکی از جامعه دارای دانش تورم بودند.

علاوه بر آن، یافته‌های پژوهش حاضر، نمایانگر آن است که برآورد جامعه از تورم، ملاکی از سطح قیمت‌ها است، نه تغییرات قیمت. در واقع، حدود ۸۰ درصد جامعه، سطوح قیمت‌ها را در بیان ادراک تورم ملاک نظرشان قرار می‌دهند، نه میزان تغییرات قیمت‌ها را. همچنین در بین این افراد، دانش تقریباً کمی در مورد ترکیب سبد شاخص قیمت مصرف‌کننده وجود دارد، اما برآورد خوبی از تشخیص و محاسبهٔ ریاضی‌وار اعداد دارند.

پ) عوامل روان شناختی و رفتاری

سه نوع مکانیسم روان‌شناختی که نقش آن‌ها ممکن است بر ادراک تورم اثرگذار باشد در اینجا مطرح شده است:

۱- اثر نامتناسب خریدهای مکرر: خرید مکرر یک کالا باعث می‌شود که خانوارها هنگام گزارش ادراک خود از تورم فعلی، وزن بیشتری بر تغییرات قیمتی که اخیراً مشاهده کرده‌اند، اعمال کنند. این ویژگی مخصوصاً در مورد کالاهایی مانند مواد غذایی، به دلیل خرید فراوان آن، می‌تواند بر ادراک تورم اثرگذار باشد. با توجه به ویژگی اثر خریدهای مکرر، این آزمون با طرح سؤالی شامل ۶ نوع محصول و خدمات مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج، قویاً اثر خریدهای مکرر بر ادراک تورم را نشان می‌دهد. به بیانی دیگر، ادراک تورم افرادی که خرید مکرر داشته‌اند نسبت به دیگر افراد، نرخ بالاتری داشته است. این یافته با مطالعات بتیس و گابور (۱۹۸۶)، دل‌جیوانه و ساباتینی (۲۰۰۶)، جوانگرمن و همکاران (۲۰۰۷)، درایور و بنفورد (۲۰۰۸)، دل‌میسیر و همکاران (۲۰۰۸)، براچینگر (۲۰۰۶)، هوبر (۲۰۱۱)، آرمانتیه و همکاران (۲۰۱۳)، جورجاناس و همکاران (۲۰۱۴)، بایندر (۲۰۱۸)، داکونتو و همکاران (۲۰۱۹) و استانیسلاوسکا (۲۰۱۹)، همسان است.

۲- تشخیص نامتقارن افزایش و کاهش قیمت: این خصوصیت بیانگر آن است که افراد به کاهش قیمت‌ها توجه خاصی ندارند و برعکس آن؛ یعنی در هنگام افزایش قیمت‌ها به شدت واکنش نشان می‌دهند. بر اساس این فرضیه، آزمونی جهت سنجش میزان یادآوری کاهش قیمت‌ها در یک سال گذشته مطرح شد. این سؤال شامل یادآوری قیمت کاهش یافته، نام محصول یا خدمتی که کاهش قیمت داشته و میزان درصد کاهش قیمت می‌باشد. همچنین بار دیگر برای سه ماه گذشته سؤال مطرح شد، تا شاید کاهش قیمت فصلی میوه و اقلام دیگری از کاهش قیمت‌ها یادآوری شود. درنهایت،

میزان نرخ ادراک تورم افرادی که کاهش قیمت را تشخیص داده بودند، برآورد شد. نرخ ادراک تورم یک سال گذشته در این گروه، ۶۶/۴۲ درصد می‌باشد که با مقایسهٔ آن با میانگین کلی ادراک تورم یک سال گذشته، که معادل ۷۰/۵۴ درصد می‌باشد، اختلاف چشمگیری را نشان می‌دهد. این نتیجه در مورد نرخ ادراک تورم ماهانه نیز صادق بود، ضمن آنکه روند کاهشی ادراک تورم ماهانه حفظ شده بود و جالب آنکه میزان کاهش ادراک تورم ماهانه برای افرادی که در طول یک سال گذشته، کاهش قیمت کالایی را تشخیص داده‌اند، بیشتر بوده است؛ بدین معنی که افزایش قدرت یادآوری حافظه از کاهش قیمت‌ها، سبب نرخ ادراک تورم پایین‌تری می‌شود.

همچنین مقایسهٔ دو نرخ ادراک تورم کاهش یافته و افزایش یافته، تصویر روشن‌تری از اظهار نظرات در مورد قیمت‌ها را نشان می‌دهد. میانگین افزایش تورم یک سال گذشته به صورت تقریبی ۵۸ درصد بوده، در حالی که میانگین کاهش تورم، ۱۷/۷۴ درصد است، که اختلاف چشمگیری را در هنگام مطرح کردن افزایش و کاهش قیمت‌ها نشان می‌دهد. در واقع از این پدیده، تحت عنوان اثر نامتقارن افزایش و کاهش قیمت بر ادراک تورم نام برده می‌شود. این یافته‌ها با مطالعات گایوتی و لیپی (۲۰۰۴)، براچینگر (۲۰۰۶)، سیستاری و همکاران (۲۰۰۷)، جوانگرمن (۲۰۰۷)، درایور و بنفورد (۲۰۰۸) و دل‌جیوانه و همکاران (۲۰۰۸)، همسان است.

۳- آگاهی از قیمت‌ها و یادآوری آن‌ها: در این آزمون، ۵ نوع کالا و خدمات مطرح شده است که در طی ۵ ماه گذشته، قیمت آن‌ها تغییر نیافته بود. سپس اعضای آن به دو گروه تقسیم شده است. یکی از گروه‌ها شامل افرادی است که از میان محصولات مطرح شده در ۵ گزینه، به ۳ گزینه به درستی جوابِ ثبات قیمت را داده‌اند و گروه دیگر، شامل افرادی است که به کمتر از ۳ گزینه، پاسخ درست داده‌اند. همچنین آزمونی دیگر مبنی بر یادآوری نرخ دلار دولتی صورت گرفت. نتایج نشان می‌دهد، افرادی که درک صحیح و یادآوری صحیح‌تری از قیمت‌ها دارند، در کل میزان ادرک تورم کمتری را نسبت به دیگران بیان کرده بودند. مهم‌تر آنکه، این افراد انتظار تورم بسیار پایین‌تری را نسبت به بقیهٔ افراد، برای ماه آینده پیش‌بینی کرده‌اند. این یافته‌ها با مطالعات پوتلر (۱۹۹۲)، کالیانارمن و وینر (۱۹۹۵)، جوانگرمن و همکاران (۲۰۰۷)، براچینگر (۲۰۰۸) و دل‌جیوانه و همکاران (۲۰۰۸)، همسان است.

ت) وضعیت اقتصادی خانوار

اولین آزمون مطرح شده برای سنجش اثر وضعیت اقتصادی خانوارها بر نرخ ادراک تورم، بررسی میزان مطابقت درآمد با هزینهٔ خانوار بود. نتایج به‌طور واضحی نشان می‌دهد که هر چه میزان درآمد کمتر بوده، میزان ادراک تورم، نرخ بیشتری داشته است. آزمون بعدی مربوط به پرداخت اجارهٔ مسکن می‌باشد. پرداخت اجارهٔ مسکن، میزان قابل‌توجهی از درآمد ماهانه را به خود اختصاص می‌دهد و بنابراین، برای سنجش اثر وضعیت اقتصادی بر ادراک تورم، از مقایسهٔ ادراک تورم افرادی که اجاره پرداخت می‌کنند و افرادی که اجاره پرداخت نمی‌کنند، استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد افرادی که اجاره پرداخت می‌کنند، نرخ ادراک تورم بالاتری دارند. همچنین روند کاهشی ادراک تورم حفظ شده

است. پس از آن، سؤالی در مورد سهمِ هزینهٔ پرداخت اجارهٔ مسکن از درآمدهای ماهانه، برای خانه‌ای که ساکن آن هستند، مطرح شد. این سؤال، هم از افرادی که مستأجر بودند و هم، از افرادی که صاحب خانهٔ مسکونی خود بودند، پرسیده شد. یافته‌ها نشان داد که مستأجرین تمایل بیشتری به بیان هزینه‌های بالا دارند. این آزمون نیز ادراک بالاترِ تورم را، برای افرادی که اجاره پرداخت می‌کنند، تأیید می‌کند. در ادامهٔ سؤالات در زمینهٔ اثر وضعیت اقتصادی بر نرخ ادراک تورم، نقش جست‌وجوی مسکن مطرح شده است. پاسخ‌ها حاکی از آن است که افزایش توان مالی و جست‌وجو برای مسکن، سبب ادراک تورم کمتری شده است.

همچنین درآمد به ازای اعضای خانوار نیز به عنوان شاخصی برای سنجش میزان ادراک تورم مورد بررسی قرار گرفت است. این آزمون برحسب نسبت ۳ به ۵، به عبارت دیگر، از هر ۵ نفر، ۳ نفر درآمد داشته باشند؛ یا نسبت ۲ به ۳؛ یعنی از هر ۳ نفر عضوی یک خانواده، ۲ نفر درآمد داشته باشند، برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که هر چقدر تعداد افراد کمتری در یک خانوار درآمد داشته‌اند، نرخ ادارک تورم بالاتر بوده است. این یافته‌ها با مطالعات گارلین و گمبل (۲۰۰۶)، دورینگ و موردنو (۲۰۰۷)، دل‌جیوانه و همکاران (۲۰۰۸)، آریولی و همکاران (۲۰۱۷)، لاملاز و همکاران (۲۰۱۹) و لیزیاک و همکاران (۲۰۱۹)، همسان است.

ث) رفتارهای هزینه و مصرف خانوار

نقش رفتار خود مصرف‌کنندگان در میزان ادراکات تورمی آن‌ها زیاد روشن نیست. بررسی این رفتارها به دلیل کشف عوامل جزئی‌تر در ادراکات تورمی صورت می‌گیرد. بدین منظور، رفتار افراد در دو گروه مواد غذایی و کالاهای بادوام، مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که برخی از رفتارها سبب کاهش نرخ ادراک تورم شده، مانند مراجعه به دو فروشنده یا کمتر از سه فروشنده برای پیدا کردن قیمت مناسب کالاها. حدس زده می‌شود که علت افزایش نرخ ادراک تورم بالاتر در مراجعه‌های بیش از سه فروشنده، به سبب القای تورم صورت گرفته باشد. از طرفی دیگر، خرید از فروشندهٔ معتمد و وفاداری به آن نیز، سبب کاهش نرخ ادراک تورم شده است. این اثر می‌تواند به علت جملهٔ معروف جامعهٔ ما، مبنی بر تخفیف بیشتر از سوی فروشندگانی که جزء آشنایان یا فامیل محسوب می‌شوند و یا به کرّات از آن‌ها خرید کرده‌ایم، صورت گرفته باشد و این خود نوعی عدم کنترل قیمت‌ها و عدم آگاهی مصرف‌کنندگان از قیمت‌ها را می‌تواند نشان دهد.

این رفتارها احتمالاً مختص به جامعهٔ ایرانی باشد، بنابراین اثبات این قضیه نیاز به بررسی‌های بیشتری دارد. همچنین لحاظ ننمودن اثر کیفیت و فناوری در دیدگاه افراد جامعه از نرخ تورم، سبب افزایش نرخ ادراک تورم خواهد شد؛ یعنی اگر اثر فناوری و کیفیت بالاتر لحاظ می‌شد، افراد در ازای فناوری بالاتر، نباید در بیان نرخ ادراک تورم، احساس شدیدتری را اظهار می‌کردند. این یافته‌ها با مطالعهٔ دل جیوانه و همکاران (۲۰۰۸) و آریولی و همکاران (۲۰۱۷)، مبنی بر اینکه افراد اثر کیفیت و فناوری را همان گونه که مرکز آمار برآورد می‌کند، ارزیابی نمی‌کنند، یکسان است.

ج) القای تورم

با مطرح شدن نظریهٔ تأثیر نقش اخبار و گزارش‌های خبری مکتوب، تصویری و ...، بر ادراکات تورمی مصرف‌کنندگان، اثبات این قضیه از طریق بررسی و مقایسهٔ اخبار تورمی با شاخص ادراک تورم در پژوهش‌های زیادی مورد تأیید واقع شده است؛ اما به علت نبود اخبار جامعی از تورم در ایران، برای پی بردن به ارتباط بین دو متغیر اخبار تورمی و ادراک تورم، ابتدا از پاسخ‌دهندگان خواسته می‌شود که نظرشان را در مورد اطلاعات منتشرهٔ مراکز آماری (منابع رسمی دولتی) بیان کنند. ۸/۳ درصد از جمعیت (گروه اول) معتقد بودند که مراکز آماری، میزان تورم را عالی و خوب برآورد می‌کنند، در حالی که ۷۵/۲ درصد (گروه دوم) آن‌ها عقیده داشتند که این مراکز، میزان تورم را بسیار بد و نادرست محاسبه می‌کنند. جالب آنکه نرخ ادراک گروه اول، به مراتب کمتر از گروه دوم بود.

سپس برای بررسی میزان القای تورم بر نرخ ادراک تورم، ابتدا ۵ منبع اصلی دریافت اطلاعات قیمت کالاها و خدمات، شامل جست‌وجو از سایت‌های اینترنتی، مراکز فروش متعدد، مالکان یا تولیدکنندگان اصلی، اخبار دهان به دهان و تبلیغات، مطرح شده است. فرض بر این بوده که افراد، بسته به منبع موثق خود، قیمت‌های بیان شده از طرف آن‌ها را، مناسب‌ترین قیمت قلمداد خواهند کرد و بر اساس این قیمت‌ها، میزان ادراک تورم خود را بیان خواهند کرد و اگر این قیمت‌ها کم باشند، نرخ ادراک تورم کم، و در غیر این صورت، این نرخ زیاد خواهد بود. یافته‌ها نشان داد که اطلاعات قیمتی دریافت شده از خریدهای اینترنتی، نرخ تورم پایین‌تر را نسبت به خریدهای حضوری، به مصرف‌کنندگان القا کرده است.

پس از آن، به بررسی منابع دریافت اطلاعات قیمتی آینده پرداخته شد. بدین صورت که برحسب میزان استفادهٔ بیشتر از ۶ منبع اطلاعاتی شامل رسانه‌های خارجی، اخبار دهان به دهان، رسانه‌های داخلی، فضای مجازی، رسانه‌های تخصصی و منابع رسمی دولتی، برحسب اولویت افراد، رتبه‌بندی صورت می‌گیرد. این پرسش جهت به دست آوردن منبع اطلاعات قیمتی برای پیش‌بینی قیمت‌های آینده و منبع القای تورم آینده، بررسی شده است. یافته‌های جدول (۵) نشان می‌دهد که، رسانه‌های خارجی و فضای مجازی، بالاترین اثر بر نرخ ادراک تورم جامعه را داشته‌اند. این موضوع زمانی اهمیت بالاتری پیدا می‌کند که طبق نتایج به دست آمده در جدول (۴)، بیشترین استفاده از این منابع برای پیش‌بینی تورم آینده، صورت گرفته است. ناگفته نماند که رسانه‌های داخلی نیز روند مشابهی در اثر بر ادراک تورم جامعه داشته‌اند، با این تفاوت که، هم شدت آن و هم، استفاده از آن کمتر بوده است (۶/۵ درصد جامعه از این منبع استفاده کرده‌اند). بر خلاف تصور، اخبار دهان به دهان، هم اثر نسبتاً کمتری در القای تورم به جامعه و هم، استفادهٔ نسبتاً کمتری داشته است.

اثر استفاده از منابع رسمی دولتی بر نرخ ادراک تورم، کمترین میزان این نرخ را در طول یک سال گذشته، نشان می‌دهد. همچنین استفادهٔ نسبتاً متوسطی از این منبع، برای برآورد نرخ تورم آینده می‌شود (۱۵/۶ درصد)؛ اما باید توجه کرد که میزان استفادهٔ جمعی دو منبع رسانه‌های خارجی و فضای مجازی، چیزی حدود ۵۶/۷ درصد است. بنابراین توان القایی تورم توسط این منابع، به مراتب

بیشتر از منابع رسمی دولتی خواهد بود؛ هر چند که نباید از این قضیه غافل شد که خودِ منابع رسمی دولتی نتوانسته‌اند در مورد نرخ ادراک تورم ماهانه، کمترین اثر را داشته باشند. نکتهٔ قابل‌توجه اینکه اخبار رسانه‌های تخصصی، نرخ بالایی از تورم را به جامعه، مخصوصاً در مورد نرخ ادراک تورم ماهانه القا کرده‌اند. این اثر با توجه به نرخ بالای ادراک تورم افرادی که دانش تورمی بالاتری داشتند، می‌تواند مورد توجه قرار گیرد.

جدول ۴: میزان استفاده از منابع اطلاعات قیمت‌های آینده

Tabel 4: The extent to which information sources are used for future prices

نوع منبع اطلاعات برای دریافت قیمت آینده	رسانه‌های خارجی	اخبار دهان به دهان	رسانه‌های داخلی	فضای مجازی	رسانه‌های تخصصی	منابع رسمی دولتی
	۲۹/۴*	۹/۹	۶/۵	۲۷/۳*	۹/۶	۱۵/۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش (علامت * برای توجه بیشتر به عدد علامت‌گذاری شده است).

جدول ۵: نرخ ادراک تورم برحسب میزان استفاده از منابع اطلاعات قیمت‌های آینده

Tabel 5: Inflation perceptions based on the use of information sources of future prices

نوع منبع اطلاعات برای دریافت قیمت‌های آینده	ادراک تورم یک سال گذشته	ادراک تورم یک ماه گذشته	ادراک تورم یک ماه آینده
رسانه‌های خارجی	۷۲/۵۵۲۷*	۶۰/۹۱۸۹	۵۸/۳۷۴۸
اخبار دهان به دهان	۶۸/۸۲۰۰	۵۹/۳۵۱۶	۵۶/۲۳۵۸
رسانه‌های داخلی	۷۰/۶۸۴۸	۵۸/۵۷۲۸	۵۷/۴۵۶۰
فضای مجازی	۷۰/۹۹۷۷*	۵۸/۶۸۵۰	۵۷/۴۰۸۰
رسانه‌های تخصصی	۶۹/۴۲۰۰	۶۱/۲۳۲۴	۵۸/۹۱۳۵
منابع رسمی دولتی	۶۷/۴۱۴۰*	۵۹/۶۸۸۰	۵۷/۷۵۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش (علامت * برای توجه بیشتر به عدد علامت‌گذاری شده است).

در نهایت، اثر نقش تغییرات بازارها بر دیدگاه افراد در مورد پیش‌بینی تورم آینده، با تفکیک گروه‌بندی افرادِ استفاده‌کننده از یک منبع مشترکِ پیش‌بینی قیمت‌های آینده، مورد بررسی قرار گرفت. بدین صورت که برحسب استفادهٔ بیشتر از تغییرات هر یک از ۹ گزینهٔ مطرح شده شامل: بازار اوراق بهادار، طلا، ارز، رمز ارزها، املاک، نفت، مواد غذایی، پوشاک و سیاست‌های دولت، در پیش‌بینی تورم آینده، آن‌ها را اولویت‌بندی می‌کردند. سپس افرادی که از یک منبع یکسان، اطلاعات قیمتی و همچنین رتبهٔ مشابهی به بازارها داده بودند، در یک گروه قرار گرفتند که جدول (۶)، مطلب فوق را نمایش می‌دهد. به‌طور مثال، از میان افرادی که منبع اخبار خارجی را به عنوان اولین منبع دریافت اطلاعات قیمتی انتخاب کرده بودند (منبع شماره ۱ در جدول ۶)، از دید ۴۶ درصد این افراد، تغییرات بازار طلا به عنوان اولین ملاک و نشان از تغییر تورم در اقتصاد انتخاب شده است و ۲۱/۲ درصد آنها،

تغییرات بازار ارز را به عنوان اولین ملاک و نشان از تغییر تورم در اقتصاد انتخاب کرده‌اند و به همین طریق، افرادی که منبع اخبار دهان به دهان را به عنوان اولین منبع دریافت اطلاعات قیمتی انتخاب کرده‌اند (منبع شماره ۲ در جدول ۶)، ۳۶/۸ درصد آنها تغییر بازار طلا، ۲۳/۷ درصد آنها تغییر بازار ارز و ۱۳/۲ درصد این افراد، تغییر بازار املاک را به عنوان اولین ملاک از تغییر تورم در اقتصاد انتخاب کرده‌اند و ...

جدول ۶: میزان اهمیت به تغییرات قیمت در بازارهای مختلف

Tabel 6: The level of attention to price changes in different markets

نوع منبع	اوراق بهادار	طلا	ارز	رمز ارز	املاک	نفت	مواد غذایی	پوشاک	سیاست‌های دولت
۱	۸	۴۶*	۲۱/۲*	۰/۹	۵/۳	۵/۳	۲/۷	۶/۲	۴/۴
۲	۵/۳	۳۶/۸*	۲۳/۷*	۵/۳	۱۳/۲*	۲/۶	۵/۳	۲/۶	۵/۳
۳	۸	۱۲	۱۶	۱۲	۴	۴	۱۲	۸	۳۶*
۴	۳/۸	۴۲/۹*	۲۳/۸*	۳/۸	۳/۸	۴/۸	۹/۵	۱	۵/۷
۵	۸/۱	۱۸/۹*	۱۸/۹*	۱۳/۵	۲/۷	۲۴/۳*	۸/۱	۵/۴	۱۶/۲
۶	۱/۷	۶/۷	۱۱/۷	۱/۷	۵	۱۰	۲۰*	۱۱/۷*	۳۱/۷*

مأخذ: یافته‌های پژوهش (علامت * برای توجه بیشتر به عدد علامت‌گذاری شده است).

اعداد ۱ الی ۶، نوع منبع یعنی رسانه‌های خارجی، اخبار دهان به دهان و ... را به ترتیب در ستون اول جدول (۵) نشان می‌دهند. نتایج بیانگر آن است، افرادی که رسانه‌های خارجی، فضای مجازی و اخبار دهان به دهان را به عنوان اولین منبع جهت پیش‌بینی تورم آینده، انتخاب کرده‌اند، در برآورد ادراک تورم آینده، بیشتر به تغییرات بازار طلا و ارز اهمیت می‌دهند. افرادی که از طریق رسانه‌های داخلی و سایت‌های تخصصی دولت برای پیش‌بینی تورم آینده بهره برده بودند، از طریق بررسی تغییرات سیاست‌های دولت، بازار مواد غذایی و پوشاک، نرخ ادراک تورم آینده را بررسی می‌کنند. رسانه‌های تخصصی تقریباً کلیهٔ بازارها را تحت پوشش قرار داده است. این قضیه باعث شده است که دیدگاه افرادی که تحت تأثیر این رسانه، تورم آینده را پیش‌بینی می‌کنند نیز، متأثر از تغییرات کلیهٔ بازارها قرار گیرند. البته ناگفته نماند که ادراک تورم این افراد بیشتر تحت تأثیر بازارهای طلا، ارز و بخصوص نفت بوده است.

مطالعات بسیاری، نقش سوگیری ادراک تورم توسط رسانه‌ها و اخبار تورمی را تأیید کرده‌اند: از جمله کارول (۲۰۰۳)، گرایت‌مایر و همکاران (۲۰۰۵)، ایف و گومبز (۲۰۰۷)، سیمز (۲۰۰۸)، بادارینزا و بوچمن (۲۰۰۹)، بایر و همکاران (۲۰۱۰)، لیین و ماج (۲۰۱۱)، آشتون (۲۰۱۲)، دراجر (۲۰۱۴)، لیین و لاملا (۲۰۱۵) و اهرمن و همکاران (۲۰۱۷). بنابراین در این مطالعه نیز، نقش رسانه بر ادراک تورم، مورد تأیید واقع می‌شود.

در نهایت، آزمون دیگری در میان دو گروه متشکل از افراد با دانش اندک و بالا صورت گرفت و میزان استفاده این دو گروه از تغییر بازارهای مالی (بازارهای طلا، ارز و املاک) را به عنوان ملاکی از تورم نشان می‌دهد. نتایج، بیانگر آن بود که استفاده از تغییرات بازار طلا، ارز و املاک برای افراد با دانش تورم بالاتر، به ترتیب، ۵۹، ۵۵/۴ و ۳۰/۴ درصد از جمعیت بوده، و این ارقام برای افراد با دانش اندک تورم، به ترتیب، ۷۰/۱، ۵۹/۱ و۳۲/۳ درصد جمعیت بوده است؛ یعنی افراد با دانش تورم بالاتر، تشخیص درست‌تری از سبد شاخص قیمت مصرف‌کننده دارند. در واقع این آزمون، نشان می‌دهد که دانش تورم حتی اگر مستقیماً هم نتواند بر ادراک تورم اثر بگذارد، از طریق مجراهای دیگر، می‌تواند اثر قابل‌توجهی بر نرخ ادراک تورم داشته باشد.

۷. خلاصه و نتیجه‌گیری

موضوع «تورم درک شده»، یعنی ارزیابی شخصی مصرف‌کنندگان از افزایش قیمت‌ها و هزینه‌های زندگی و کاهش سطح رفاه آن‌ها، حدود دو دهه است که مورد توجه اقتصاددانان کشورهای مختلف قرار گرفته است؛ که در این میان، به نظر می‌رسد، ایران از آن جا مانده باشد. این شاخص که به دلیل عوامل بسیاری، از جمله تجربه تورم گذشته، می‌تواند سبب چسبندگی در انتظار افزایش قیمت‌ها شود و در باور عمومی از تورم، به‌طور مداوم از تورم رسمی فاصله ایجاد کند. همچنین این فاصله سبب می‌شود که برنامه‌ریزی‌های نهادهای اقتصادی، به درستی پیاده‌سازی نشوند.

در نهایت این فرضیه‌ها، سبب شد که اقتصاددانان ملاک سنجش انتظارات تورمی را، از برآورد متخصصان از این شاخص، به سوی برآورد غیرمتخصصان از این شاخص سوق دهند. به بیانی دیگر، مبنای محاسبات سنجش انتظارات تورمی را، تورم درک شده مصرف‌کنندگان قرار دهند و به دنبال عوامل زیربنایی مؤثری که سبب ایجاد فاصله بین تورم درک شده و تورم رسمی می‌شوند، باشند. اگرچه اثر عوامل بسیاری در این زمینه، تأیید شده است، اما نقش عامل رسانه‌ها، پررنگ‌تر است.

بنابراین، این پژوهش، به بررسی مقدار ادراک تورم مصرف‌کنندگان و عوامل مختلفی می‌پردازد که با توجه به پیشینه ادبیات موجود در این زمینه، ممکن است بر ادراک تورم تأثیر بگذارند. این موضوع در یک چهارچوب یکپارچه و از طریق نظرسنجی و پرسشنامه، در آبان ماه ۱۴۰۲ در شهر تبریز انجام گرفت. این پرسشنامه ابتدا روی یک نمونه آزمایشی، انجام، و منجر به بازبینی و تنظیم دقیق چند سؤال شد. نظرسنجی از سرپرست خانوارها یا یکی از اعضای خانوار، که مسئول بخش قابل‌توجهی از مخارج خانوار بوده، انجام گرفته است. به عبارت دیگر، شخصی که بتواند اطلاعات قابل اعتمادی از وضعیت مالی خانوار ارائه دهد و در عین حال، مسئول برخی از خریدهای آن باشد. نمونه مورد مطالعه، به‌گونه‌ای انتخاب شد که نماینده جمعیت خانوارهای تبریز با توجه به سرشماری مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۵ باشد و بر اساس اندازه شهرداری و منطقه جغرافیایی تبریز، طبقه‌بندی شد. به‌طور دقیق‌تر، نمونه در دو مرحله با طبقه‌بندی شهرداری‌ها به تفکیک منطقه (۱۰ منطقه شهرداری تبریز) و اندازه جمعیتی آن منطقه، صورت گرفت. در نهایت، با توجه به حجم جامعه مورد بررسی پژوهش، که در زمره جوامع بزرگ قرار می‌گیرد، ۳۸۴ نفر به صورت تصادفی انتخاب شدند.

در مرحلهٔ بعد، به تحلیل پرسشنامه‌ها پرداخته شد. بدین ترتیب، نتایج حاصل از این نظرسنجی که شامل دو بخش داده‌های کمی و کیفی بود، نشان داد که نرخ ادراک تورم در شهر تبریز در آبان ماه ۱۴۰۲ نسبت به آبان ماه ۱۴۰۱، برابر با ۷۰/۵۴ درصد می‌باشد و با توجه به اینکه میزان تورم اعلام شده از سوی مرکز آمار ایران در این فاصلهٔ زمانی، ۵۰/۴۰ درصد می‌باشد، اختلاف ۲۰/۱۴ درصدی میان نرخ تورم از دید جامعه با آمار رسمی نرخ تورم وجود دارد.

همچنین نرخ ادراک تورم مهر ماه ۱۴۰۲، معادل ۵۹/۸ درصد برآورد شد که در مقایسه با نرخ تورم رسمی که معادل با ۵۱/۲ درصد می‌باشد، عدد بالاتری را نشان می‌دهد. نرخ ادراک تورم پیش‌بینی شده برای آذر ماه ۱۴۰۲ نیز مورد بررسی قرار گرفت، که معادل ۵۷/۸۳ درصد برآورد شد و با توجه به نرخ ادراک تورم آبان ماه، روند کاهشی در آن دیده شد. این نرخ در انتهای آذر ماه، با نرخ اعلام شده توسط مرکز آمار که معادل ۴۹/۷ درصد بود، مورد مقایسه قرار گرفت. نرخ ادراک تورم انتظاری، همچنان با اختلاف زیادی از نرخ تورم رسمی قرار داشت. بنابراین تورش بالای نرخ ادراک تورم نسبت به نرخ تورم رسمی، تأیید می‌شود و حرکت هم سوی نرخ تورم با نرخ ادراک تورم، نیز مورد تأیید واقع شد. در نتیجه، اثرگذاری نرخ تورم انتظاریِ حاصل از نرخ ادراک تورم، بر نرخ تورم رسمی مورد تأیید واقع می‌شود.

سپس جهت بررسی علت اختلاف نرخ ادراک تورم با نرخ رسمی تورم، با بررسی گسترده‌ای از تک تک پاسخ‌های بیان شده و اثر آن‌ها بر ادراک تورم، مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که: با مقایسهٔ نرخ ادراک تورم واقعی (نرخ تورم درک شده به تفکیک سبد کالای مصرفی) و نرخ ادراک تورم کلی، افراد بر اساس سبد مصرف خودشان، در مورد میزان نرخ تورم قضاوت می‌کنند نه برحسب پویایی‌های کلی قیمت‌ها.

در میان عوامل جمعیت‌شناختیِ مصرف‌کنندگان، منطقه جغرافیایی محل سکونت، می‌تواند بر ادراک تورم اثر گذار باشد اما نه قویاً. افراد واقع در بازه سنی ۳۰ الی ۴۰ سال، بالاترین نرخ ادراک تورم را دارند. زنان نسبت به مردان به‌طور چشمگیری نرخ ادراک تورم بالاتری را دارند. نرخ ادراک تورم در میان متأهلین بیشتر از مجردین بوده است. بالاترین نرخ ادراک تورم برحسب نوع شغل، مربوط به کارمندان پاره‌وقت و برحسب تخصص مربوط به کارگران تولیدی بوده است.

در نهایت، افراد با تحصیلات بالاتر، نرخ ادراک تورم بالاتری را داشته‌اند که این نتیجه، به سبب وجود افراد با تحصیلات بالاترِ بیکار، که تقریباً نیمی از بیکاران جامعه را تشکیل می‌دادند، قابل توجیه بود.

دانش تورم در جامعه بسیار اندک بود (حدود ۱۴/۶ درصد)، که در بین این افراد، افزایش دانش تورم سبب کاهش نرخ ادراک تورم شده است. اگرچه این متغیر، نشانه‌هایی از اثرگذاری بر ادراک تورم داشته است، اما به‌طور صریحی مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد؛ ولی اثر غیرمستقیم دانش تورم در عملکرد جامعه از برآورد نرخ تورم، اثرگذار است. بدین صورت که، افزایش دانش تورم، سبب کاهش علاقه و گرایش افراد جامعه به بازارهای مالی در برآورد نرخ تورم بوده است.

نقش اثر خریدهای مکرر، اثر تشخیص نامتقارن افزایش و کاهش قیمت‌ها و اثر آگاهی از قیمت‌ها و یادآوری ثبات قیمت‌ها بر ادراک تورم، قویاً مورد تأیید قرار می‌گیرد. اثر عامل وضعیت اقتصادی نیز

بر نرخ ادراک تورم مورد تأیید قرار گرفت. بررسی نقش رفتارهای هزینه و مصرف خانوار نیز بیانگر آن است که بعضی از رفتارها سبب کاهش نرخ ادراک تورم خواهند شد و اثر عامل افزایش کیفیت و فناوری‌های جدید در محاسبه نرخ تورم از سوی مصرف‌کنندگان، در نظر گرفته نمی‌شود.

در نهایت، نقش اثر القای تورم و نقش منابع مختلف اطلاعات قیمتی بر ادراک تورم نشان داد، افرادی که از منابع اطلاعات قیمتی اینترنتی برای جست‌وجو و یافتن قیمت کالاها استفاده می‌کنند، نسبت به افرادی که از سایر روش‌های جمع‌آوری اطلاعات قیمتی استفاده می‌کنند، ادراک تورم پایین‌تری دارند.

همچنین اثر القای تورم و نقش انواع منابع رسانه‌ای در انتقال اطلاعات قیمت‌های آینده و پیش‌بینی آن‌ها، نشان داد که القای تورم از طریق رسانه‌های خارجی، بیشترین اثر را بر نرخ ادراک تورم خواهد داشت. این اثر بالای القای تورم بر ادراک تورم، هم از طریق فضای مجازی و هم، از طریق رسانه‌های داخلی نیز وجود داشته است؛ اما به ترتیب، با شدت کمتر. جالب آنکه شدت استفاده و اهمیت به اخبار رسانه‌های خارجی و فضای مجازی، بسیار بالاتر بوده است (۵۶/۴ درصد جامعه از این دو منبع اطلاعاتی استفاده کرده‌اند). همچنین سایت‌های رسمی دولتی کمترین القای تورم را داشته‌اند.

برخلاف انتظار، اخبار دهان به دهان نیز اثر القای تورم کمتری را نسبت به دیگر منابع داشته است. در این میان، اثر رسانه‌های تخصصی بر نرخ ادراک تورم، رقم بالایی را نشان می‌دهد، که این دور از انتظار است و نیاز به بررسی‌های بیشتر جهت یافتن علل آن وجود دارد.

در نهایت، اثر همزمان استفاده از منبع اطلاعات قیمت‌های آینده و نقش تغییرات قیمت بازارها در نرخ ادراک تورم، نشان داد افرادی که بیشتر، از طریق رسانه‌های خارجی، فضای مجازی و اخبار دهان به دهان برای پیش‌بینی تورم آینده استفاده می‌کنند، میزان تغییر در بازار طلا و ارز را در برآورد نرخ ادراک تورم، دارای اهمیت بالایی می‌دانند. در نتیجه، دیدگاه این افراد از نحوهٔ محاسبهٔ نرخ تورم بسیار دور می‌باشد. همچنین افرادی که از طریق رسانه‌های داخلی، پیگیر پیش‌بینی تورم آینده بودند، تغییر در سیاست‌های دولت را در نرخ ادراک تورم برای آینده، دارای اهمیت شمردند و افرادی که از طریق رسانه‌های تخصصی، تورم را پیش‌بینی می‌کردند، تغییر در بازار ارز و نفت را با اهمیت‌ترین عامل در ادراک تورم آینده ارزیابی کردند و افرادی که از طریق سایت‌های رسمی دولتی، پیگیر اخبار تورم آینده هستند، تغییر در بازارهای مواد غذایی، پوشاک و سیاست‌های دولت را در برآورد نرخ ادراک تورم، بااهمیت قلمداد کردند. بنابراین دیدگاه این افراد، به نحوهٔ محاسبهٔ نرخ تورم نزدیک‌تر است. بنابراین، اثر القای تورم، نشان داد که بازارهای مالی در دید افراد جامعه از نرخ تورم، نقش پررنگی را دارد. این در حالی است که در برآورد نرخ تورم، اثر بازارهای مالی، بجز در مواردی که نقش کالای مصرفی را داشته باشند، لحاظ نمی‌شود.

بنابراین، با توجه به اینکه نرخ ادراک تورم به عنوان تورم انتظاری، اثر قابل‌توجهی بر نرخ تورم جامعه خواهد داشت، برآورد نرخ ادراک تورم در ابعاد گسترده‌تر در ایران، حقایق روشن‌تری را نشان خواهد داد. از طرف دیگر، به سبب متفاوت بودن نرخ ادراک تورم از نرخ تورم رسمی، هم در مورد

مقدار عددی آن و هم، در مورد نحوهٔ محاسبهٔ آن (متفاوت بودن ترکیب سبد شاخص محاسبه‌کننده این دو نرخ)، بررسی عوامل اثرگذار بر این نرخ، سبب یافتن روزنه‌های جدید و مؤثری در کنترل آن خواهد داشت.

همچنین جهت مؤثر واقع شدن سیاست‌گذاری‌ها و همسویی عملکرد جامعه با آن‌ها، بانک مرکزی و دستگاهای اجرایی، ممکن است با ایجاد یک ابزار ارتباطی جدید، منتفع شوند و به وسیلهٔ آن، به خانواده‌ها برای «تصحیح» تصورات‌شان از نرخ تورم (و از این طریق، بر ادراک تورم و انتظارات تورمی تأثیرگذار باشند)، کمک بسزایی برساند. از جمله می‌توان بیان کرد که به دلیل دانش بسیار اندک جامعه از تورم و آگاهی اندک از نرخ واقعی قیمت‌ها در جامعه، با افزایش دانش و آگاهی از میزان تورم و قیمت‌ها، می‌توان اثری شبیه به کنترل قیمت‌ها را اعمال کرد، با این تفاوت که این بار کنترل قیمتی از سوی جامعه خواهد بود نه مأموران دولتی؛ بدین معنی که آگاهی از قیمت‌ها (همان گونه که نتایج جست‌وجوی اینترنتی نشان داد)، سبب خواهد شد که به علت رقابت بیشتر بین فروشندگان برای فروش محصولاتِ‌شان، افزایش نرخ کالاها، کمتر اتفاق بیافتد و حرکت مصرف‌کنندگان به سوی مراکز دارای قیمت‌های نرمال‌تر و کمتر، سبب کاهش نرخ ادراک تورم شود.

بنابراین به نظر می‌رسد که علاوه بر راه‌های افزایش آگاهی از قیمت‌ها، باید راه‌های دسترسی بهتر و آسان‌تر به محصولات نیز، مدنظر قرار گیرد. همچنین آگاهی بیشتر از نحوهٔ محاسبهٔ نرخ تورم، سبب می‌شود که القای تورم از طریق بازارهای مالی، که از سوی رسانه‌های خارجی و فضای مجازی مورد توجه بیشتر است، بر نرخ ادراک تورم، اثر کم‌رنگ‌تری داشته باشد.

از طرفی دیگر، با توجه به اطلاعات کشوری مرکز آمار ایران از نرخ بیکاری جامعه و به دلیل غالب بودن اثر نرخ بیکاری بر نرخ ادراک تورم نسبت به نرخ تحصیلات، باید تمهیدات مالی و زیربنایی در جهت تقویت عوامل افزایش حرفه و شغل، بیشتر از توجه به میزان سطح تحصیلات بالاترِ بدونِ آیندهٔ شغلیِ روشن باشد. بنابراین تقویت عوامل زیربنایی در کنترل نرخ ادراک تورم، می‌تواند مانند الیاف نسوزی عمل کند که با نزدیک شدن حریق نیز، مشتعل نخواهد شد.

سپاسگزاری: از مردم تبریز، جهت مشارکت در تکمیل پرسشنامه‌ها، کمال قدردانی و سپاسگزاری خود را اعلام می‌داریم.

تاییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: به ترتیب نویسندگان ۵۰، ۴۰ و ۱۰ درصد.

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

Abildgren, K., & Kuchler, A. (2020). Revisiting the inflation perception conundrum. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 67.

Arioli, R. Bates, C., Dieden, H., Duca, I., Friz, R., Gayer, C., Kenny, G., Meyler, A., & Pavlova, I. (2017). EU consumers' quantitative inflation perceptions and expectations: an evaluation. *ECB Occasional Paper Series*, No. 186.

Armantier, O., Bruine, W., Potter, S., Topa, G., Klaauw, W., & Vand Zafari, B. (2013). Measuring inflation expectations. *Annu. Rev. Econ.*, 5, 273-301.

Ashton, M.J. (2012). Real-feel' inflation: Quantitative estimation of inflation perceptions. *Business Economics.* Vol. 47, 14-26.

Badarinza, C., & Buchmann, M., (2009). Inflation perceptions and expectations in the Euro area: The role of news. *European Central Bank Working Paper*, No. 1088.

Bates, J. M., & Gabor, A. (1986). Price perception in creeping inflation: Report on an enquiry. *Journal of Economic Psychology*, 7, 291-314.

Behkish, M.M. (2002). *What is the economy?*. publication second edition. [In Persian]

Bernanke, B.S. (2007). Inflation Expectations and Inflation Forecasting. *At the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute*, Cambridge. MA. July 10.

Benford, J. & Driver, R. (2008). Public attitudes to inflation and interest rates. *Bank of England Quarterly Bulletin.* Vol. 48, 148-56.

Binder, C. (2018). Inflation expectations and the price at the pump. *Journal of Macroeconomics*, 58, 1-18.

Blume, L.E., & Easley, D. (2008). *Rationality*. The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd. Edition.

Boeri, T., & Brandolini, A. (2004). The age of discontent: Italian households at the beginning of the decade. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 63, 449-487.

Bryan, M., & Cecchetti, S. (2000). The demographic characteristics of household inflation expectations surveys. *mimeo.*

Bryan, M., and Venkatu, G. (2001a). The demographics of inflation opinion surveys. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, October.

Bryan, M., and Venkatu, G. (2001b). The curiously different inflation perspectives of men and women. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, November.

Carroll, C. D. (2001). "The Epidemiology of Macroeconomic Expectations". *NBER. Working paper 8695.*

Carroll, Ch. D. (2003). Macroeconomic expectations of households and professioal forecasters. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, 269-298.

D'Acunto, F., Hoang, D., Paloviita, M., & Weber, M. (2019). Cognitive abilities and inflation expectations. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 109, 562-566.

Del Giovane, P., and Sabbatini, R. (2006). Perceived and measured inflation after the launch of the Euro: Explaining the gap in Italy. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, Vol. *65*(2), 155-192.

Del Giovane, P., Fabiani, S., & Sabbatini, R. (2008). *What's Behind Inflation Perceptions? A Survey-Based Analysis of Italian Consumers*. Bank of Italy, Economics and International Relations.

Del Missier, F., Ranyard, & R. Pietroni. (2008). Fruitful interactions between psychology and behavioral economics: The case of perceived inflation. *Sistemi Intelligenti*, 20, 39-56.

Döhring, B., & Mordonu, A. (2007). What drives inflation perceptions? A dynamic panel data analysis. *European Economy Economic Papers*, No. 284.

Diamond, J., Watanabe, T., & Watanabez, K. (2020). The formation of consumer inflation expectations: New evidence from Japan's deflation experience. *International Economic Review*, 61, 241-281.

Dr¨ager, L. (2014). Inflation perceptions and expectations in Sweden-Are media reports the missing link?. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 77, 681-700.

Eife, T. A., & Coombs, W. T. (2007). Coping with people's inflation perceptions during a currency changeover. *Working Papers 0458*, University of Heidelberg, Department of Economics.

Ehrmann, M. (2006). Rational inattention, inflation developments and perceptions after the Euro cash changeover. *ECB Working Paper*, No. 588, European Central Bank.

Ehrmann, M., Pfajfar, D., & Santoro, E. (2017). consumers' attitudes and their inflation expectations. *International Journal of Central Banking*, 13, 225-259.

Fatahi, Sh., Sohaili, K., & Bahman, M. (2019). Investigating the formation of inflationary expectations: A laboratory approach (Case study: Capital market participants, Kermanshah province). *Scientific Journal of Financial Science and Securities Analysis*, No. 45, 147-163.

Forsells, M., & Kenny, G. (2002). The rationality of consumer's inflation expectations: Survey-based evidence for the Euro area. *Discussion Paper*, No. 163, ECB.

Gaiotti, E., & Lippi, F. (2004). Pricing behavior and the introduction of the Euro: Evidence from a panel of restaurants. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, *63*(3-4), 491-526, TD No. 541 (February 2005).

Ga¨rling, T., & Gamble, A. (2006). Change in perceived value of money without change in nominal representation (*Go¨teborg psychological reports*, No. 36: 4). Go¨teborg, Sweden: Go¨teborg University, Department of Psychology.

Georganas, S., Healy, P. J., & Li, N. (2014). Frequency bias in consumers' perceptions of inflation: An experimental study. *European Economic Review*, 68, 144-158.

Gigerenzer, G., & Selten, R. (2001). *Bounded Rationality: The Adaptive Toolbox*. Cambridge, MA: MIT Press.

Greitemeyer, T., Schultz-Hardt, S., Traut-Mattausch, E., & Frey, D. (2005). The influence of price trend expectations on price trend perceptions: Why the Euro seems to make life more expensive?. *Journal of Economic Psychology*, 26, 541-548.

Guiso, L., Pistaferri, L., & Schivardi, F. (2001). Insurance within the firm. *Journal of Political Economy*, *113*(5), 1054-1087, TD No. 414.

Hosseini, S. S., & Shokoohi, M. (2015). Investigating factors affecting inflation with emphasis on the role of backward-looking and forward-looking expectations. *Economic Research Quarterly (sustainable growth and development)*, *15*(1) :209-228. [In Persian]

Huber, O. W. (2011). Frequency of price increases and perceived inflation. An experimental investigation. *Journal of Economic Psychology*, 32, 651-661.

Huber, S., Minina, D., & Schmidt, T. (2023). The pass-through from inflation perceptions to inflation expectations. *Discussion Paper, Deutsche Bundesbank*, No 17/2023.

Jonung, L. (1981), Perceived and expected rates of inflation in Sweden. *The American Economic Review*, *71(5)*, 961-968.

Jungermann, H., Brachinger, H. W., Belting, J., Grinberg, K., & Zacharias, E. (2007). The Euro changeover and the factors influencing perceived inflation. *Journal of Consumer Policy*, 30, 405-419.

Kalyanaram, G., & Winer, R. S. (1995). Empirical generalizations for reference price research. *Marketing Science*, 14, 161-169.

Lamlaz, M. J., Pfajfar, D., & Rendell, L. (2019). Inflation and deflationary biases in inflation expectations. *BIS Working Papers*, No 789.

Lein, S. M., & Maag, T. (2011). The formation of inflation perceptions: Some emprical facts for European countries. *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 58, No. 2, 155-188.

Lucas, R.E.Jr. (1973). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review*. https://www.aeaweb.org/aer/top20/63.3.326-334.pdf

Lyziak, T., Paloviita, M., & Stanisławska, E. (2019). Assessing reliability of aggregated inflation views in the European Commission consumer survey. *Bank of Finland Research Discussion Papers*, No. 10.

Mankiw, N. G., & Reis, R. (2002). Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the New Keynesian Phillips curve. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, 1295-328.

Maag, T. (2010). How Do Households Form Inflation Expectations? Evidence from a Mixture Model of Survey Heterogeneity, in ‘Essays on Inflation Expectation Formation. Ph.D. Thesis, KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich.

Mankiw, N., Reis, R., & Wolfers, J. (2003). Disagreement about inflation expectations. *NBER Macroeconomics Annual*, 209-248.

Mankiw, N. G., Reis, R., & Wolfers, J. (2004). Disagreement about inflation expectations. in Gertler M. and Rogoff K. (eds), *NBER Macroeconomics Annual 2003*, Vol. 18, Cambridge, MA: MIT Press, 209-248.

Middle East Bank Economic Research Group. (2013). An analysis of inflation in Iran. [In Persian]

Mohammadi, Sh. (2022). Empirical analysis of factors affecting public perception of inflation (Case study: Kerman city). *The 3rd. National Humanities and Development Conference*, Payam Noor University, Shiraz Center, July. [In Persian] Mohammadi, T., Abbas Ali, A., & Mohammadnejad, R. (2014). Analysis of causal relationship between inflation rate and unemployment in Iran's economy. *Economic Sciences Quarterly*, Ninth. year No. 30, 29-46. [In Persian]

Muth, J.F. (1960). Optimal properties of exponentially weighted forecasts. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 55, 299-306.

Palmqvist, S., & Strömberg, L. (2004). Households' inflation opinions-A tale of two surveys. *Sveriges Riksbank Economic Review*, 4, 23-42.

Putler, D. (1992). Incorporating reference price effects into a theory of consumer choice. *Marketing Science*, 11, 287-309.

Rachel, L., & Smith, T.D. (2018). Are low real interest rates here to stay?. *50th. issue (September 2017) of the International Journal of Central Banking.*

Sarmad, Z., Bazargan, A., & Hijazi, A. (2005). *Research Methods in Behavioral Sciences*. Advertising publications. Edition 11. [In Persian]

Sims, C. (2008). Inflation expectations, uncertainty, the Phillips curve and monetary policy. *In Boston Fed. 53rd. Conference*, June, 9-11.

Souleles, N. S. (2004). Expectations, heterogeneous forecast errors and consumption: Micro evidence from the Michigan Consumer Sentiment Surveys. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 39-72.

Stanislawska, E. (2019). Consumers' perception of inflation in inflationary and deflationary environment. *Journal of Business Cycle Research*, 15, 41-71.

The Telegraph. (2006). Pensioners punished for splashing out on heating, not iPods.

Treu, J., & Hartwig, J. (2023). Perceived inflation in Germany in 2022. *MPRA Paper*, No. 118403, posted 31 Aug. 2023 13: 41 UTC.

Zamanzadeh, H. (2008). Induced inflation in Iran's economy. *World Economy Newspaper*. No. 1918. [In Persian]

https://fred.stlouisfed.org/series/MICH

https://www.ecb.europa.eu/stats/ecb_surveys/consumer_exp_survey/results/html/ecb.ces_results_july_2023_inflation.en.html

https://www.cbi.ir/section/2642.aspx [In Persian]

https://www.cbi.ir/datedlist/1531.aspx [In Persian]

https://www.amar.org.ir/ [In Persian]

https://azarsharghi.mrud.ir/Portals/13/FilesUp/tarhe%20tabriz.pdf?ver=1396-03-29-094056-537 [In Persian]

Quarterly Journal of
The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

The Economic Research Center (ERC)
Vol. 25, No. 2, Summer, 2025

Contents Page

Iranian E-Commerce Scientific Association

Tarbiat Modares University

In the name of Allah

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Address:	The Economic Research Institute, Tarbiat Modares University P.O. Code : 1411713116, Tehran, Iran Tel: + 98 21 82883907, Fax: +98 21 82883923 Website : Ecor.modares.ac.ir

The Economic Research Center
Tarbiat Modares university

Tarbiat Modares University

pISSN: 1735-6768
eISSN: 2980-7832

Iranian e-commerce scientific association

Quarterly Journal Of
The Economic Research
(Sustainable Growth and Development)
Vol. 25, No. 2, Summer, 2025