مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۴۲

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

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۱ || شمارهٔ ۴۲ || تابستان ۱۴۰۱ ||

◄ **سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی در قالب الگوی DSGE متناسب با اقتصاد نفتی (مورد ایران)**
محمدجواد خسروسرشکی، رضا نجارزاده، حسن حیدری ۹-۴۶

◄ **بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار در ایران با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل**
علی‌اصغر سالم، لیلا جباری ۴۷-۸۲

◄ **برآورد فرار مالیاتی با روش تانزی و تحلیل اثر ابزارهای مالی دولت**
شهریار زروکی، آرمان یوسفی‌بارفروشی، علی توسلی‌نیا، مروارید حدیدی ۸۳-۱۰۸

◄ **تجارت آب‌مجازی ایران با کشورهای مستقل مشترک‌المنافع**
سعید راسخی، مائده کریمی ۱۰۹-۱۳۴

◄ **تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر اشتغال غیررسمی در ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی**
سهیلا سبحانی، محمدحسن فطرس، غلامعلی حاجی، اسماعیل ترکمنی ۱۳۵-۱۶۹

◄ **بررسی آثار سیاست‌های بودجه‌ای خاص کاهش نابرابری مناطق در ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی**
مجتبی الماسی، سهراب دل‌انگیزان، محسن افروخته ۱۷۱-۱۹۴

◄ **تحلیل اقتصادی-زیست‌محیطی اتخاذ سیاست مالیات سبز در ایران با رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه**
شاهرخ شاکرین، سید نعمت‌اله موسوی، عباس امینی‌فرد ۱۹۵-۲۱۸

◄ **مقایسهٔ اثر کالای عمومی در انتخاب مسکن، میان تمامی خانوارهای شهر و گروه درآمدی بالا: نمونهٔ موردی: شهر تهران**
رضا اسدی، آتوسا مدبری، علی‌اکبر قلی‌زاده، فرهاد حسینعلی ۲۱۹-۲۵۰

◄ **رابطهٔ پیچیدگی اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران با استفاده از الگوی غیرخطی NARDL**
حمید لعل خضری، ملیحه آشنا ۲۵۱-۲۷۷

◄ **بررسی تغییرات ناگهانی حجم پول بر هزینهٔ رفاهی تورم در ایران**
محمد صباغچی‌فیروزآباد، زهره طباطبایی‌نسب، عباس علوی‌راد ۲۷۹-۳۱۳

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

– مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحهٔ A۴ باشد.

– مقاله تایپ شده با قلم B Mitra ۱۳ برنامه Word ۲۰۱۰ و مطابق با معیارهای مندرج در این راهنما ارسال شود.

۲- ساختار علمی مقاله

ساختار مقاله به‌صورت زیر تنظیم شود:

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

۲- شیوهٔ ارجاع و استناد

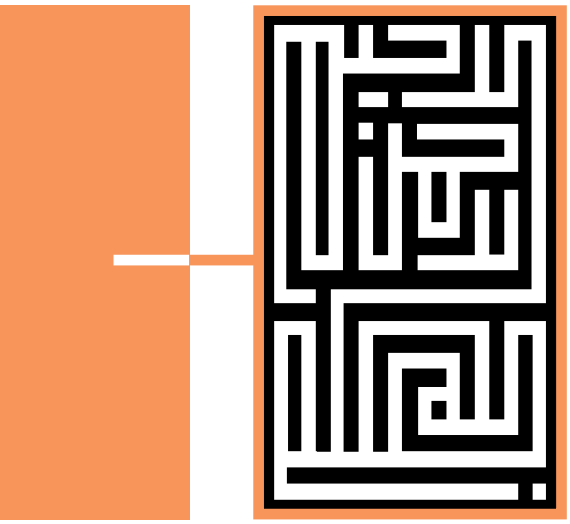
– ارجاع در متن مقاله

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

در صورتی‌که اثر مورد استفاده به زبان فارسی ترجمه شده باشد، تاریخ انتشار اثر ترجمه شده و در غیر این‌صورت تاریخ انتشار متن به زبان اصلی ذکر شود.

– ارجاع در پایان مقاله (کتابنامه)

فهرست منابع مورد استفاده در پایان مقاله به ترتیب الفبایی حرف اول نام خانوادگی نویسنده یا صاحب اثر به شرح زیر تنظیم گردد.



بسمه تعالی

گواهی رتبه علمی

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

نشریه

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

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

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

رتبه علمی

الف

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

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

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

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

دانشگاه بوعلی سینا

فصلنامهٔ علمی

مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران

نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی‌سینا

با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای

آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

شمارهٔ مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷

نشریه دارای درجهٔ علمی از کمیسیون بررسی اعتبار نشریات علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری براساس رأی جلسهٔ مورخ ۱۳۹۰/۱۲/۲۴ به شماره ۲۷۱۰۱۶/ ۲ به فصلنامه علمی پژوهشی است.

رتبهٔ علمی نشریه در وزارت علوم (سال ۱۳۹۹): **الف**

ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۳۹۷): **Q1 - 0.859**

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۱، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۳۹۹): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۳۹۷): **Q1**

صاحب امتیاز: **دانشگاه بوعلی‌سینا**
با همکاری: **انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای**
مدیر مسئول: **سعید عیسی‌زاده**
سردبیر: **محمدحسن فطرس**
مدیر اجرایی: **اسماعیل ترکمنی**
مدیر داخلی و کارشناس: **خلیل‌الله بیک‌محمدی**
ویراستار انگلیسی: **آذر سرمدی‌جو**
طراح لوگو: **حمیدرضا چتربحر**

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

پست الکترونیکی نشریه: Email: aesi@basu.ac.ir
وب‌سایت: https://aes.basu.ac.ir/
آدرس نشریه: همدان، چهارباغ شهید احمدی روشن، دانشگاه بوعلی‌سینا، ساختمان مرکزی، معاونت پژوهشی، دفتر نشریات علمی دانشگاه.
تلفن: ۰۸۱-۳۸۳۸۱۱۹۲

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

فهرست مقالات

سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی در قالب الگوی DSGE متناسب با اقتصاد نفتی (مورد ایران) ۹-۴۶
محمدجواد خسروسرشکی، رضا نجارزاده، حسن حیدری

بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار در ایران با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل ۴۷-۸۲
علی‌اصغر سالم، لیلا جباری

برآورد فرار مالیاتی با روش تانزی و تحلیل اثر ابزارهای مالی دولت ۸۳-۱۰۸
شهریار زروکی، آرمان یوسفی‌بارفروشی، علی توسلی‌نیا، مروارید حدیدی

تجارت آب‌مجازی ایران با کشورهای مستقل مشترک‌المنافع ۱۰۹-۱۳۴
سعید راسخی، مائده کریمی

تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر اشتغال غیررسمی در ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی ۱۳۵-۱۶۹
سهیلا سبحانی، محمدحسن فطرس، غلامعلی حاجی، اسماعیل ترکمنی

بررسی آثار سیاست‌های بودجه‌ای خاص کاهش نابرابری مناطق در ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی ۱۷۱-۱۹۴
مجتبی الماسی، سهراب دل‌انگیزان، محسن افروخته

تحلیل اقتصادی-زیست‌محیطی اتخاذ سیاست مالیات سبز در ایران با رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه ۱۹۵-۲۱۸
شاهرخ شاکرین، سید نعمت‌اله موسوی، عباس امینی‌فرد

مقایسهٔ اثر کالای عمومی در انتخاب مسکن، میان تمامی خانوارهای شهر و گروه درآمدی بالا؛ نمونهٔ موردی: شهر تهران ۲۱۹-۲۵۰
رضا اسدی، آتوسا مدیری، علی‌اکبر قلی‌زاده، فرهاد حسینعلی

رابطهٔ پیچیدگی اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران با استفاده از الگوی غیرخطی NARDL ۲۵۱-۲۷۷
حمید لعل‌خضری، ملیحه آشنا

بررسی تغییرات ناگهانی حجم پول بر هزینهٔ رفاهی تورم در ایران ۲۷۹-۳۱۳
محمد صباغچی‌فیروزآباد، زهره طباطبایی‌نسب، عباس علوی‌راد

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

داوران ایـــن شـــماره

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

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

The Optimal Ramsey Monetary Policy in The Form of DSGE Model Appropriate to Oil-Exporting Country (The Case of Iran)

Khosrosereshki, M. J.[1], Najarzadeh[2], R., Heydari, H.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.24929.3346
Received: 2021.09.139; Accepted: 2021.12.05
Pp: 9-46

Abstract

The purpose of this study, regarding the characteristics of an oil economy such as Iran, is to choose the Ramsey optimal monetary policy and appropriate exchange rate system. The model includes Ricardian and non-Ricardian households, nominal rigidity (in price level and wages) and real rigidity (in consumption), public goods, oil and non-oil exports, different exchange systems (float, managed floating, and fixed), and different targets in the real and monetary sector for the central bank. Also, the consequences of implementing the Ramsey optimal monetary policy versus the current state of the country were examined. Finally, the effects of oil prices shocks, foreign inflation shock, money supply shock, and nominal exchange rate growth shocks on macro variables under the base model and Ramsey's optimal monetary policy were examined. The results show that, first, the central bank should choose and commit to the managed floating exchange rate system among different exchange systems and dual-targeting (production and inflation with more focus on production) among different targeting policies. Although the fixed exchange rate system has a much smaller loss function than others, it is not feasible due to the instability of the economy. Second, the central bank's commitment to an optimal policy makes the monetary and real sectors of the economy much less volatile and much more stable versus monetary and foreign currency shocks compared to the base model. In faced with external shocks, Ramsey's optimal monetary policy gives more stability to the real sector of the economy in lieu of more volatility and stability in monetary variables.

Keywords: DSGE, Ramsey Optimal Monetary Policy, Exchange Rate Regimes.
JEL Classification: D58, E52, E58.

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: najarzar@modares.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Citations: Khosrosereshki, M.; Najarzadeh, R. & Heydari, H., (2022). "The Optimal Ramsey Monetary Policy in The Form of DSGE Model Appropriate to Oil-Exporting Country (The Case of Iran)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(42), 9-46 (doi: 10.22084/aes.2021.24929.3346).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4264.html?lang=en

1. Introduction

Based on Impossible Trinity (Trilemma), it is impossible to have all three goals below simultaneously:

1. Fixed exchange rate system
2. Free capital movement
3. Independent monetary policy

Therefore, Central Bank can choose 2 items among the aforementioned goals. Economic policymakers in developing countries (with high exchange rate pass-through and limited access to the global financial market) usually have no tendency to implement float exchange rate systems due to the fear of floating. Consequently, in these countries, the monetary policies are less independent. Thus, the interaction between the exchange rate system and monetary policy should be considered. One of the best methods for modeling the optimal monetary policy and appropriate exchange rate regime is the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model. There are two approaches to DSGE models by New Classical and New-Keynesian economists.

Table 1. The differences between New Classical and New-Keynesian DSGE models.

Features	New Classical	New-Keynesian
Business Cycles Shocks	Real shocks	Real and money sector shocks
Markets	Perfect competition	Monopolistic competition
Wage and Price Levels	Completely flexible	Nominal rigidity (in short-run)
Economic Policies' Efficiency	inefficient	Efficient in short-run
Information in Markets	symmetric	symmetric

2. Methods

In this article, according to New-Keynesian DSGE models and for the characteristics of an oil economy such as Iran, the model was developed. This model includes Ricardian and non-Ricardian households, rigidities in wages and price level (Calvo (1977)) and stickiness in consumption, public goods and oil sector (by the Government), non-oil exports, different exchange rate systems (float, managed floating, and fixed), and different targets in the real and monetary sector for the central bank. finally, the advantages of implementing the Ramsey optimal monetary policy versus the current state of the country were examined. Finally, the effects of oil prices shocks, foreign inflation shock, money supply shock, and nominal exchange rate growth shocks on macro variables under the base model and Ramsey's optimal monetary policy were examined.

The base model has 95 equations and 59 parameters. after log-linearization of equations, the parameters of the model were estimated by the Bayesian method and the Metropolis-Hastings algorithm.

After estimating the model, optimal Ramsey monetary policy is chosen among the following loss functions:

$$L_1 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} (0.5 * y_t^2 + 0.5 * (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2) \quad (1)$$

$$L_2 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} (0.25 * y_t^2 + 0.75 * (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2) \quad (2)$$

$$L_3 = 0.5\sum_{i=0}^{\infty}(0.75 * y_t^2 + 0.25 * (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2) \quad (3)$$

$$L_4 = 0.5\sum_{i=0}^{\infty}(0.25 * y_t^2 + 0.25(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + 0.5 * {e_t}^2) \quad (4)$$

$$L_5 = 0.5\sum_{i=0}^{\infty}\frac{(y_t^2 + (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + {e_t}^2)}{3} \quad (5)$$

$$L_6 = 0.5\sum_{i=0}^{\infty}(0.25 * y_t^2 + 0.25(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + 0.5 * (h_t - \xi_t)^2) \quad (6)$$

$$L_7 = 0.5\sum_{i=0}^{\infty}\frac{(y_t^2 + (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + (h_t - \xi_t)^2)}{3} \quad (7)$$

$$L_8 = 0.5\sum_{i=0}^{\infty}(0.5 * y_t^2 + 0.25(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + 0.25 * (h_t - \xi_t)^2) \quad (8)$$

$$L_9 = 0.5\sum_{i=0}^{\infty}(0.25 * y_t^2 + 0.5(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + 0.25 * (h_t - \xi_t)^2) \quad (9)$$

y_t is the deviation of GDP growth, $(\pi_t - \bar{\pi}_t)$ is the deviation of inflation from central bank's inflation's target, e_t is the deviation of real exchange rate growth and $(h_t - \xi_t)$ is the deviation of nominal exchange rate growth from central bank's nominal exchange rate growth target.

L_1, L_2 and L_3 are dual-targeting of production and inflation. L_4 and L_5 are triple-targeting of production, inflation and real exchange rate growth. L_6, L_7, L_8 and L_9 are triple-targeting of production, inflation and nominal exchange rate growth.

3. Data

The quarterly data used in the simulation are for 1990.2 to 2017.1. These data include the GDP (100 index=2013), PPI inflation (100 index=2013), CPI inflation (100 index=2013), the growth rate of the monetary base, the growth of the nominal exchange rate, government consumption expenditures (100 index=2013), oil production, Iran's oil price, wage rate (wage index of large industrial workshops) and the foreign inflation rate of the United States (100 index=2010).

The long-run trends of variables were calculated by using Hodrick-Prescott Filter. The deviations of variables from their long-run trend were imported to "Dynare" as observable variables.

4. Discussion

The stability and optimality must simultaneously be checked. The stability refers to limited variance of all variables (less than 5). Regarding to Table 2., The optimal monetary policy is dual-targeting (production and inflation with more focus on production) among different targeting policies under managed floating exchange rate system. Because of stickiness in price and wages (especially for non-Ricardian households), It is expected that the real sector of the economy is more important in optimal monetary policy to decrease the unpleasant consequences of shocks.

Table 2. Loss functions in different Exchange rate systems.

Exchange rate systems	L_1	L_2	L_3	L_4	L_5	L_6	L_7	L_8	L_9
Floating	*	*	*	*	*	0.0028	0.0024	0.0043	0.0027
Managed Floating	0.0034	*	**0.0019**	*	*	0.0027	0.0021	0.0042	0.0026
Fixed	*	*	*	*	*	*	*	*	*

(* means instability in the economy.)

the advantages of implementing the optimal monetary policy versus the current state of the economy are shown in impulse response functions. The results show that a negative shock of oil price leads to reduction of foreign exchange reserves. the Central Bank buys foreign currency in the exchange market and the exchange rate was increased. An increase in the exchange rate and, as a result, an increase in inflation leads to an increase in the real exchange rate, a decrease in imports, an increase in exports, and finally, an improvement in the trade balance and production. An increase in the real exchange rate leads to an increase in the real balance of foreign currency and a decrease in consumption. The non-Ricardian households also try to compensate for the lost income by increasing their working hours and losing welfare due to both the reduction in consumption and the increase in working hours. But Ricardian households try to partially compensate for the lost utility by transferring consumption to the future and keeping more foreign currency; Also, some Ricardian families can reduce the effect of inflation on their budget by optimizing their wages; While the non-Ricardian households only have the possibility to adjust their wages with the previous period inflation and finally decrease consumption level.

The foreign inflation shock in Ramsey's optimal monetary policy model causes an increase in inflation through the channel of increasing the price of imported goods; Therefore, to decrease inflation, the central bank increases the supply of foreign currency in the market, which leads to a decrease in the nominal exchange rate. In the short-run, the reduction of the foreign reserve increases the uncertainty in the exchange market. On the one hand, an increase in the real exchange rate (which is due to an increase in the nominal exchange rate and an increase in the gap between domestic and foreign inflation); And on the other hand, the decrease in import demand leads to an increase in foreign exchange reserves, and by selling foreign currency in the exchange market, the central bank can help reduce the nominal exchange rate and inflation and decrease the real exchange rate, and ultimately increase the credibility of the central bank, improve expectations and increase total consumption.

in the case of Liquidity and exchange rate shocks, if the central bank is committed to the optimal crypto policy, compared to the basic model, the improvement and stability of the conditions in the real sector will occur earlier for 32 seasons. This situation shows; Both the efficiency of monetary policy and the control of expectations in Ramsey's optimal monetary policy are many times higher than the base case model.

5. Conclusion

The main conclusions are as follows:

- The central bank should choose and commit to the managed floating exchange rate system and targeting (production and inflation with more focus on production)
- The central bank's commitment to optimal monetary policy makes the monetary and real sectors of the economy much less volatile and much more stable versus monetary and foreign currency shocks compared to the base model. In faced with external shocks, Ramsey's optimal monetary policy gives more stability to the real sector of the economy in lieu of more volatility and stability in monetary variables.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی در قالب الگوی DSGE متناسب با اقتصاد نفتی (مورد ایران)

محمدجواد خسروسرشکی[۱]، رضا نجارزاده[۲]، حسن حیدری[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.24929.3346
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۲۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۲۸
صص: ۴۶-۹

چکیده

در پژوهش حاضر با توجه به ویژگی‌های یک اقتصاد نفتی برای ایران، سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی متناسب با آن انتخاب گردید. الگوی پژوهش شامل خانوارهای ریکاردویی و غیرریکاردویی، چسبندگی‌های اسمی (در دستمزد و قیمت‌گذاری) و چسبندگی حقیقی (در مصرف)، کالای عمومی، صادرات نفتی و غیرنفتی، نظام‌های ارزی مختلف (شناور، شناور مدیریت‌شده و ثابت) و هدف‌گذاری‌های مختلف بانک مرکزی در بخش حقیقی و پولی است. هم‌چنین پیامدهای اجرای سیاست بهینهٔ رمزی نسبت به حالت جاری سیاست پولی کشور مورد بررسی قرار گرفته است و آثار شوک کاهش قیمت نفت، شوک افزایش تورم خارجی، شوک افزایش عرضهٔ پول و شوک افزایش رشد نرخ ارز اسمی بر متغیرهای کلان تحت الگوی پایه و سیاست پولی بهینهٔ رمزی بررسی شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد؛ اولاً، بانک مرکزی از بین نظام های مختلف ارزی و سیاست‌های مختلف هدف‌گذاری باید نظام ارزی شناور مدیریت‌شده و سیاست پولی هدف‌گذاری دوگانهٔ تولید و تورم (با تأکید بیشتر بر تولید) را انتخاب کند و به آن پایبند باشد. هرچند نظام ارزی ثابت مقدار تابع زیان به مراتب کمتری نسبت به سایر نظام‌ها دارد، ولی به علت ناپایدار کردن اقتصاد، قابلیت اجرا ندارد. ثانیاً، تعهد بانک مرکزی به سیاست بهینهٔ رمزی در مقایسه با الگوی پایه باعث می‌شود که بخش پولی و حقیقی اقتصاد در قبال شوک‌های پولی و ارزی، نوسان بسیار کمتر و ثبات بسیار بیشتری داشته باشد. هم‌چنین سیاست پولی بهینهٔ رمزی، در قبال شوک‌های خارجی به ازای نوسان و بی‌ثباتی بیشتر در متغیرهای پولی، ثبات بیشتری را به بخش حقیقی اقتصاد می‌دهد.

کلیدواژگان: تعادل عمومی پویای تصادفی، سیاست بهینهٔ پولی رمزی، نظام‌های ارزی.
طبقه‌بندی JEL: D58, E52, E58.

۱. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: m.khosrosereshki@modares.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: najarzar@modares.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: hassan.heydari@modares.ac.ir

ارجاع به مقاله: خسروسرشکی، محمدجواد؛ نجارزاده، رضا؛ و حیدری، حسن، (۱۴۰۱). «سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی در قالب الگوی DSGE متناسب با اقتصاد نفتی (مورد ایران)». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۹-۴۶ (doi: 10.22084/aes.2021.24929.3346).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4264.html

۱. مقدمه

برمبنای تئوری سه‌گانهٔ غیرممکن[1]، بانک مرکزی به‌طور هم‌زمان نمی‌تواند نظام ارزی ثابت، آزادی تحرک سرمایه و سیاست پولی مستقل را عملیاتی کند؛ بنابراین بانک مرکزی باید از بین اهداف مزبور، دست به انتخاب بزند و در حالت گوشه‌ای باید حداکثر دو مورد را انتخاب کند. سیاست‌گذاران اقتصادی کشورهای درحال توسعه (با درجهٔ بالای گذار نرخ ارز[2] و دسترسی محدود به بازارهای مالی جهانی،) معمولاً به علت ترس از شناورسازی[3] گرایش بیشتری به اجرای انواع نظام‌های ارزی سخت دارند؛ از این‌رو تصمیم‌گیری دربارهٔ نظام ارزی باید در یک نگاه کلان و با لحاظ کردن برهم‌کنش بخش‌های مختلف اقتصاد کشور و در چارچوب نظام پولی بررسی گردد. یکی از بهترین روش‌ها جهت انتخاب سیاست پولی بهینه و نظام ارزی متناسب با آن استفاده از «الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی»[4] است.

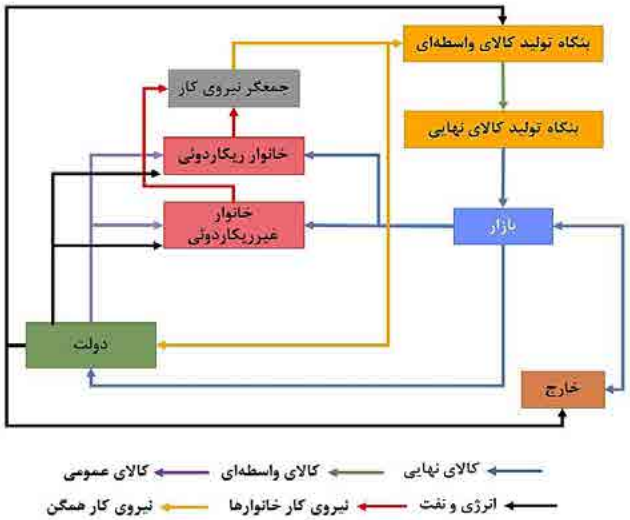
برای اولین‌بار «فیشر»[5] (۱۹۷۷) و «کیدلند» و «پرسکات»[6] (۱۹۸۲) الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی را مطرح کردند. این الگو برمبانی اقتصاد خُرد (ازجمله بهینه‌یابی عاملان اقتصادی در طول زمان، انتظارات عقلایی و تعادل بازارها) استوار است. از اوایل دههٔ ۱۹۸۰م.، کلاسیک‌های جدید به‌سمت «الگوهای چرخه‌های تجاری حقیقی»[7] گرایش پیدا کردند. در الگوهای اولیهٔ این رویکرد، تکانه‌های پولی نقشی در ایجاد نوسانات اقتصادی نداشت. با مطرح شدن این الگوها، مفهوم تثبیت اقتصادی دستخوش تغییر جدی شد و رشد و تثبیت در قالب این الگوها با فروض خاصی (ازجمله رقابت کامل در بازارها، عدم وجود اثرات خارجی[8]، بهینه بودن انتخاب‌های خانوار و بنگاه‌ها و اختلالات ناشی از تکانه‌های بهره‌وری در اقتصاد) همراه بود؛ بنابراین در پاسخ به تکانه‌های وارد بر اقتصاد، با توجه به بهینه بودن انتخاب‌ها، نیازی به دخالت دولت در اقتصاد نبود (جلالی‌نائینی، ۱۳۹۴).

با توجه به این‌که شواهد آماری، برخی از فروض الگوی چرخه‌های تجاری حقیقی اعماز: بازار رقابت کامل، یکتا بودن عامل تکانهٔ وارد بر اقتصاد و... را زیر سؤال برد، صحت نتایج الگو مخدوش شد. کینزی‌های جدید برای ارائه مدلی بهتر، بازارها را دارای رقابت انحصاری درنظر گرفتند؛ هم‌چنین وجود چسبندگی‌های اسمی در برخی بازارها و اثربخشی شوک‌های پولی در کوتاه‌مدت را به مدل افزودند؛ بنابراین مدل کینزی‌های جدید می‌توانست اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی را در کوتاه‌مدت توجیه کند که با اقبال سیاست‌گذاران اقتصادی همراه شد.

برای اتخاذ سیاست بهینه در هر بخش می‌بایست مدل‌سازی هم‌خوانی بیشتری با واقعیت اقتصاد داشته باشد؛ بنابراین باید ویژگی اقتصاد هر کشور (ازجمله نظام ارزی، تک‌محصوله بودن و...) در کنار تابع زیان بخش مربوطه (برای مثال بانک مرکزی) مورد بررسی قرار گیرد.

---

1. Impossible Trinity (Trilemma)
2. Exchange Rate Pass-Through
3. Fear of Floating
4. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
5. Fischer
6. Kydland & Prescott
7. Real Business Cycles (RBC)
8. Externalities



شکل ۱. نحوهٔ تعاملات بخش حقیقی اقتصاد در الگوی پژوهش.

Fig 1: The interactions among real sectors of the economy in the model.

همان‌طورکه در شکل ۱ مشاهده می‌کنید؛ خانوارها نیروی کار خود را با دستمزدهای غیرهمگن به جمع‌گر نیروی کار ارائه می‌دهند. جمع‌گر نیروی کار، پس از همگن‌سازی دستمزدها، نیروی کار را در بازار رقابتی به بنگاه تولید کالای واسطه‌ای و بنگاه تولیدکنندهٔ نفت (دولت) ارائه می‌دهد. بنگاه تولید کالای واسطه‌ای با ترکیب نفت (انرژی)، سرمایه و نیروی کار کالای واسطه‌ای را تولید می‌کند و با قیمت‌های مختلف به بنگاه تولید کالای نهایی عرضه می‌کند. بنگاه تولید کالای نهایی، کالاهای واسطه‌ای را ترکیب و با قیمت همگن به بازار ارائه می‌دهد. بازار، محل عرضهٔ کالاهای داخلی و خارجی و تقاضای خانوارها (مصرف داخلی)، تقاضای دولت (هزینه و سرمایه‌گذاری دولتی) و تقاضای خارجیان (خالص صادرات) است. دولت علاوه‌بر تأمین انرژی خانوارها و بنگاه‌های تولید کالاهای واسطه‌ای، انرژی را به خارج صادر می‌کند. هم‌چنین دولت مسئول تهیهٔ کالای عمومی برای مصرف خانوارها است.

در الگوی این پژوهش، خانوارهای ریکاردویی و غیرریکاردویی، چسبندگی‌های اسمی در دستمزد[1] و قیمت‌گذاری، چسبندگی در مصرف (اثر چرخ‌دنده‌ای)، اثربخشی سیاست‌های رفاهی دولت در تابع مطلوبیت افراد، صادرات نفتی و غیرنفتی، بررسی نظام‌های ارزی مختلف (شناور، شناور مدیریت‌شده و ثابت) و هدف‌گذاری‌های مختلف بانک مرکزی در بخش حقیقی و پولی موردتوجه قرار گرفته است. در آخر با انتخاب سیاست بهینهٔ رمزی، آثار شوک کاهش قیمت نفت، شوک افزایش تورم خارجی، شوک افزایش عرضهٔ پول و شوک افزایش رشد نرخ ارز اسمی بر متغیرهای کلان مورد بررسی قرار می‌گیرد.

پس از بررسی پیشینهٔ پژوهش در بخش دوم، به تشریح الگو در بخش سوم پرداخته می‌شود. بخش چهارم به تخمین الگو، بررسی سیاست‌های پیشنهادی بانک مرکزی و آثار آن اختصاص دارد؛ و درنهایت در بخش پنجم نتایج و پیشنهادهای سیاستی ارائه خواهد شد.

1. Staggered Wage

۲. پیشینهٔ پژوهش

در زیر به برخی پژوهش‌های مرتبط با اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. سعی شده است تا از پژوهش‌های خارجی در مدل‌سازی بیشتر استفاده شود که در ضمن تشریح الگو به آن پرداخته خواهد شد.

«جعفری‌صمیمی» و همکاران (۱۳۹۳) ضمن ارائه یک مدل DSGE، نشان‌دادند که شوک درآمد نفتی، شوک مخارج دولتی و شوک رشد حجم پول موجب افزایش تولید و تورم می‌شود. اما شوک بهره‌وری به افزایش تولید و کاهش تورم می‌انجامد.

«توکلیان» و «افضلی‌ابرقویی» (۱۳۹۵) به مقایسهٔ عملکرد اقتصاد ایران در چارچوب الگوی DSGE در سه نظام ارزی شناور، شناور مدیریت شده و ثابت پرداختند. نتایج بررسی نشان می‌دهد که تورم در نظام ارزی ثابت در مقابل تکانه‌های نفتی و بهره‌وری، کمترین واریانس و در مقابل تکانهٔ نرخ ارز بیشترین واریانس را دارد؛ هم‌چنین هم در نظام ارزی ثابت و هم در نظام ارزی شناور، تولید بیشترین واریانس را دارد.

«جلالی‌نائینی» و «نادریان» (۱۳۹۵) با استفاده از یک مدل DSGE، اثر صندوق ذخیرهٔ ارزی را در عملکرد رفاهی و تثبیتی سیاست‌های پولی پیشنهادی هدف‌گذاری منعطف تورم شاخص قیمت تولیدکننده، هدف‌گذاری منعطف تورم کالاها و خدمات مصرفی و هدف‌گذاری منعطف نرخ ارز حقیقی بررسی کردند. در حالت اول، اقتصاد را با فرض وضعیت آسیب‌پذیری مالی زیاد، درجهٔ عبور نرخ ارز بالا و درجهٔ باز بودن بالا و در حالت دوم، اقتصاد را با لحاظ کردن صندوق ذخیرهٔ ارزی شبیه‌سازی کردند. نتایج نشان می‌دهد که در حالت اول اقتصاد، حالت بهینهٔ رمزی در سیاست هدف‌گذاری نرخ ارز حقیقی به‌همراه مداخله در بازار ارز رخ می‌دهد. اما حالت بهینهٔ رمزی در حالت دوم، علاوه‌بر محدودیت نوسانات نرخ ارز حقیقی، ضمن هدف‌گذاری منعطف تورم کالاها و خدمات مصرفی و بدون نیاز به دخالت در بازار ارز فراهم می‌شود.

«توکلیان» و «جلالی‌نائینی» (۱۳۹۶) با درنظر گرفتن نظام ارزی شناور و شناور مدیریت‌شده برای اقتصاد ایران به بررسی آلترناتیوهای سیاست پولی صلاح‌دیدی و بهینهٔ رمزی در قالب الگوی DSGE پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد سیاست بهینهٔ پولی، سیاست بهینهٔ رمزی تحت نظام ارزی شناور مدیریت‌شده است و در آن همهٔ متغیرهای اقتصاد کلان به‌جز مصرف و اشتغال دارای حداقل واریانس می‌باشند. در نتیجه سیاست صلاح‌دیدی، با توجه به ناتوانی در کنترل انتظارات تورمی، اقتصاد شاهد نوسانات بیشتری در نرخ تورم خواهد بود.

«ذهابی» و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از یک الگوی DSGE به بررسی پویایی‌های حساب جاری و تراز تجاری در مواجهه با شوک‌های درآمد نفتی و فناوری تحت سه قاعدهٔ پولی پرداختند. قاعدهٔ سیاست‌گذاری بهینه، قاعده‌ای است که تابع زیان رفاهی را در مواجهه با هر تکانه به حداقل برساند. نتایج نشان می‌دهد که باوجود این‌که قاعدهٔ سیاست‌گذاری بهینه در مواجهه با تکانهٔ درآمد نفتی و تکانهٔ فناوری قاعدهٔ مرکب تورم توام با نرخ ارز می‌باشد، اما استفاده از قاعدهٔ هدف‌گذاری مرکب تورم توأم با نرخ ارز در مواجهه با درآمد نفتی موجب افزایش بیشتر نوسانات آنی حساب جاری می‌شود.

«مشهدی‌زاده» و همکاران (۱۳۹۸) با درنظر گرفتن حالت‌های مختلف درجهٔ عبور نرخ ارز، برای اقتصاد ایران در الگوی DSGE نشان‌دادند که با افزایش درجهٔ چسبندگی قیمت واردات، اثر درجهٔ عبور نرخ ارز بر تورم وارداتی و تورم شاخص مصرف‌کننده کمتر می‌شود و اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی کاهش می‌یابد. هم‌چنین

درنهایت نسبت به افزایش انتظارات تورمی از کانال تغییرات ناگهانی سیاستی هشدار دادند.

«نخلی» و همکاران[1] (۲۰۲۰) ضمن بررسی اثر تحریم بر اقتصاد و سیاست پولی بهینه در قالب مدل DSGE نشان‌دادند که بانک مرکزی در دوران تحریم، باید هدف‌گذاری بخش تولید را بیشتر مدنظر قرار دهد و پیشنهاد آنان هدف‌گذاری تورم تولیدکننده است؛ هم‌چنین آنان پیشنهاد می‌دهند که در دوران تحریم، سیاست‌گذار مالی باید با توزیع مجدد درآمد، اثرات تحریم را کاهش دهد.

هرچند بنیان الگوی پژوهش حاضر از پژوهش «توکلیان» و «جلالی‌نائینی» (۱۳۹۶) برگرفته شده است، اما موارد زیر وجه‌تمایز پژوهش حاضر از کلیهٔ پژوهش‌های قبلی است:

۱) درنظر گرفتن خانوار ریکاردویی و غیرریکاردویی به‌صورت مستقل
۲) افزودن چسبندگی حقیقی (چسبندگی در مصرف) به مدل
۳) اضافه کردن بخش صادرات غیرنفتی به مدل
۴) بررسی ۹ سیاست پولی پیشنهادی در قالب ۳ نظام ارزی
۵) اثر وضعیت متغیرهای کلان اقتصاد ذیل سیاست پولی بهینه در برابر شوک‌های نامطلوب حقیقی و پولی.

۳. تشریح الگو

در پژوهش حاضر ابتدا به بررسی تابع هدف خانوارها پرداخته می‌شود. در ادامه به سایر بخش‌های اقتصاد (اعم‌از بازار نیروی کار، بنگاه‌ها و...) و درنهایت تسویهٔ بازارها پرداخته خواهد شد؛ سپس سیاست پولی بهینهٔ رمزی از بین ۹ گزینهٔ پیشنهادی تحت نظام ارزی شناور، نظام ارزی شناور مدیریت‌شده و نظام ارزی ثابت انتخاب می‌شود. پس از انتخاب سیاست رمزی بهینه و نظام ارزی مناسب، عکس‌العمل متغیرهای کلان به برخی از شوک‌های نامطلوب وارد بر اقتصاد ارزیابی خواهد شد.

۳-۱. خانوار

در الگوی پژوهش خانوارها به دو قسمت خانوارهای ریکاردویی و خانوارهای غیرریکاردویی تقسیم می‌شوند؛ خانوارهای غیرریکاردویی، ۴ دهک اول جمعیتی و خانوارهای ریکاردویی دهک‌های ۵ تا ۱۰ را شامل می‌شوند. فرض بر آن است که خانوار ریکاردویی امکان سرمایه‌گذاری در بنگاه‌ها، خرید اوراق قرضه، نگه‌داری ماندهٔ حقیقی پول داخلی و نگه‌داری ماندهٔ حقیقی ارز خارجی را دارد و این امکان برای خانوار غیرریکاردویی میسر نیست؛ هم‌چنین برخی از خانوارهای ریکاردویی به‌طور تصادفی در هر دوره می‌توانند دستمزدشان را بهینه کنند و مابقی خانوارهای ریکاردویی با تعدیل دستمزد نسبت به تورم دورهٔ قبل دستمزدشان به‌روز می‌شود؛ ولی خانوار غیرریکاردویی در هیچ دوره‌ای امکان بهینه‌یابی دستمزد ندارد و دستمزد این خانوار در هر دوره نسبت به تورم دورهٔ قبل تعدیل می‌شود.

1. Nakhli et al.

با استفاده از تابع مطلوبیت «فلیچس» و «توستا»[1] (۲۰۱۳)، تابع مطلوبیت خانوار ریکاردویی یک تابع CES است. این خانوار با مصرف کالای خصوصی c_t^r و عمومی c_{Gt}، نگه‌داری ماندهٔ حقیقی پول داخلی m_t و ماندهٔ حقیقی ارز خارجی m_{st} مطلوبیت کسب می‌کند. کار کردن l_t^r نیز مطلوبیت را کاهش می‌دهد. برای درنظر گرفتن چسبندگی در مصرف، تغییرات سطح مصرف کالای خصوصی و کالای عمومی نسبت به دورهٔ قبل ازطریق ضریب h (درجهٔ ثبات عادت) بر مطلوبیت اثر می‌گذارد. این خانوار می‌تواند در اوراق قرضه و بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری کند.

$$Max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{\left(c_t^r c_{Gt}^{\gamma} - h c_{t-1}^r c_{Gt-1}^{\gamma}\right)^{(1-\sigma)}}{(1-\sigma)} + \frac{k_m m_t^{(1-b_m)}}{(1-b_m)} + \frac{k_s m_{st}^{(1-b_s)}}{(1-b_s)} - \frac{\chi l_t^{r(1+\eta)}}{(1+\eta)} \right) \quad (۱)$$

η عکس کشش نیروی کار، b_s عکس کشش نگه‌داری ماندهٔ حقیقی ارز خارجی، b_m عکس کشش نگه‌داری ماندهٔ حقیقی پول و σ عکس کشش بین دوره‌ای مصرف است. هم‌چنین تمام پارامترها نامنفی هستند. β عامل تنزیل بین دوره‌ای است و γ عامل اثرگذاری مصرف کالای عمومی بر مطلوبیت مصرف‌کننده است. ماندهٔ حقیقی پول داخلی از تقسیم ارزش اسمی پول بر سطح قیمت داخلی و ماندهٔ حقیقی ارز خارجی از تقسیم ارزش اسمی ارز بر سطح قیمت خارجی محاسبه می‌شود. قید بودجهٔ خانوار برابر رابطهٔ (۲) است.

$$\begin{aligned} p_t c_t^r + M_t + p_{It} I_t + B_t + S_t M_{st} + T_t^r = W_t^r l_t^r + \Big(R_t^K u_t - \\ \psi(u_t)\Big) K_{t-1} + M_{t-1} + D_t + (1 + r_t) B_{t-1} + S_t M_{st-1} + TA_t^r \end{aligned} \quad (۲)$$

در هر دوره خانوار ریکاردویی دستمزد $W_t^r l_t^r$، پرداخت انتقالی هر دوره TA_t^r، اصل و سود سرمایه‌گذاری در اوراق قرضه $(1 + r_t)B_{t-1}$، سود سرمایه‌گذاری در بنگاه D_t، ماندهٔ پول داخلی M_{t-1} و ارز خارجی $S_t M_{st-1}$ دوره قبل را به مصرف $p_t c_t^r$، مالیات T_t^r، نگه‌داری پول داخلی M_t، ارز خارجی $S_t M_{st}$، سرمایه‌گذاری در بنگاه $p_{It} I_t$ و اوراق قرضهٔ B_t اختصاص می‌دهد.

R_t^K سود سرمایه و $0 < u_t \leq 1$ نرخ کاربری سرمایه است. $\psi(u_t)$ تابع هزینهٔ بهره‌برداری سرمایه است که $\psi''(u_t) \geq 0$ و در بلندمدت برابر $\psi(\bar{u}) = 1$ است. با تقسیم طرفین به سطح قیمت داخلی p_t قید بودجهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$\begin{aligned} c_t^r + m_t + P_{It} I_t + b_t + e_t m_{st} + t_t^r = w_t^r l_t^r + \Big(R_t^K u_t - \psi(u_t)\Big) k_{t-1} + \\ \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + d_t + (1 + r_t) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} + \frac{e_t m_{st-1}}{\pi_t^*} + ta_t^r \end{aligned} \quad (۳)$$

حروف کوچک نشان‌دهندهٔ متغیرهای حقیقی است؛ برای مثال، $m_t = \frac{M_t}{p_t}$ ماندهٔ حقیقی پول داخلی، $b_t = \frac{B_t}{p_t}$ اوراق قرضهٔ حقیقی، $m_{st} = \frac{M_{st}}{p_t^*}$ ماندهٔ ارز خارجی حقیقی، $w_t^r = \frac{W_t^r}{p_t}$ نرخ دستمزد حقیقی، $\pi_t^* = \frac{p_t^*}{p_{t-1}^*}$ تورم ناخالص خارجی و $e_t = \frac{S_t p_t^*}{p_t}$ نرخ ارز حقیقی است.[2] در رابطهٔ (۳) روابط زیر برقرار است:

$$\pi_t = \frac{p_t}{p_{t-1}}, \quad P_{It} = \frac{p_{It}}{p_t}, \quad \frac{P_{It}}{P_{It-1}} = \frac{\pi_{It}}{\pi_t}$$

1. Felices & Tuesta

۲. با توجه به این‌که فقط خانوار ریکاردویی امکان خرید و فروش اوراق قرضه، ارز خارجی و نگه‌داری پول داخلی را دارد، از بالانویس r استفاده نمی‌شود.

قاعدهٔ حرکت سرمایه طبق رابطهٔ (۴) است.

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + \left(1 - F\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right) I_t z_t \, , F(1) = F'(1) = 0 \, , F''(1) = \phi'' \qquad (۴)$$

با استفاده از پژوهش «کریستیانو» و همکاران[1] (۲۰۰۵)، $F\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)$ هزینهٔ تعدیل سرمایه است. z_t تکانهٔ بهبود فناوری است که فرض می‌شود دارای فرآیند AR(1) است.

$$logz_t = \rho_z logz_t + \varepsilon_t^z \qquad \varepsilon_t^z \sim iid\ N(0, \sigma_z^2) \qquad (۵)$$

خانوار ریکاردویی تابع مطلوبیت را بر حسب رابطه‌های (۳) و (۴) بیشینه می‌نماید. با فرض λ_t و μ_t به‌عنوان قیمت سایهٔ این روابط، $q_t = \frac{\mu_t}{\lambda_t}$[2] خواهد بود. پس از مشتق‌گیری از متغیرهای موردنظر برای خانوار ریکاردویی، درنهایت روابط (۶) تا (۱۱) به‌دست خواهند آمد که به‌ترتیب عبارتنداز: رابطهٔ جانشینی بین فراغت و مصرف خانوار ریکاردویی (۶)، رابطهٔ تقاضای ماندهٔ حقیقی پول داخلی (۷)، رابطهٔ تقاضای ماندهٔ حقیقی ارز (۸)، رابطهٔ اویلر مصرف خانوار ریکاردویی (۹)، معادلهٔ اویلر سرمایه‌گذاری (۱۰) و پویایی‌های قیمت‌گذاری سرمایه (۱۱).

$$w_t^r = \frac{\chi l_t^{r\eta}}{E_t c_{Gt}^{\gamma}((c_t^r c_{Gt}^{\gamma} - hc_{t-1}^r c_{Gt-1}^{\gamma})^{-\sigma} - \beta h(c_{t+1}^r c_{Gt+1}^{\gamma} - hc_t^r c_{Gt}^{\gamma})^{-\sigma})} \qquad (۶)$$

$$m_t^{-b_m} = \frac{c_{Gt}^{\gamma} r_t \left((c_t^r c_{Gt}^{\gamma} - hc_{t-1}^r c_{Gt-1}^{\gamma})^{-\sigma} - \beta h E_t(c_{t+1}^r c_{Gt+1}^{\gamma} - hc_t^r c_{Gt}^{\gamma})^{-\sigma}\right)}{k_m(1+r_t)} \qquad (۷)$$

$$m_{st}^{-b_s} = \frac{1}{k_s} E_t \left(e_t - \frac{e_{t+1}\pi_{t+1}}{(1+r_t)\pi_{t+1}^*} \left(c_{Gt}^{\gamma}((c_t^r c_{Gt}^{\gamma} - hc_{t-1}^r c_{Gt-1}^{\gamma})^{-\sigma} - \beta h(c_{t+1}^r c_{Gt+1}^{\gamma} - hc_t^r c_{Gt}^{\gamma})^{-\sigma}\right)\right) \qquad (۸)$$

$$\boldsymbol{E_t}\left(\frac{\left((c_{t+1}^r c_{Gt+1}^{\gamma} - hc_t^r c_{Gt}^{\gamma})^{-\sigma} - \beta h(c_{t+2}^r c_{Gt+2}^{\gamma} - hc_{t+1}^r c_{Gt+1}^{\gamma})^{-\sigma}\right)}{\left((c_t^r c_{Gt}^{\gamma} - hc_{t-1}^r c_{Gt-1}^{\gamma})^{-\sigma} - \beta h(c_{t+1}^r c_{Gt+1}^{\gamma} - hc_t^r c_{Gt}^{\gamma})^{-\sigma}\right)} \frac{c_{Gt}^{\gamma}}{c_{Gt+1}^{\gamma}\pi_{t+1}}\right) = \frac{1}{\beta(1+r_t)} \qquad (۹)$$

$$\boldsymbol{P_{It}} = \boldsymbol{q_t z_t}\left(\boldsymbol{1} - \boldsymbol{F}\left(\frac{\boldsymbol{I_t}}{\boldsymbol{I_{t-1}}}\right) - \boldsymbol{F'}\left(\frac{\boldsymbol{I_t}}{\boldsymbol{I_{t-1}}}\right)\frac{\boldsymbol{I_t}}{\boldsymbol{I_{t-1}}}\right)\boldsymbol{I_t} + \boldsymbol{E_t}\left(\frac{\boldsymbol{q_{t+1} z_{t+1} \pi_{t+1} F'}\left(\frac{\boldsymbol{I_{t+1}}}{\boldsymbol{I_t}}\right)\left(\frac{\boldsymbol{I_{t+1}}}{\boldsymbol{I_{t-1}}}\right)^2}{\boldsymbol{(1+r_t)}}\right) \qquad (۱۰)$$

$$q_t = E_t \frac{\pi_{t+1}}{(1+r_t)}\left((1-\delta)q_{t+1} + R_{t+1}^K u_{t+1} - \psi(u_{t+1})\right) \qquad (۱۱)$$

اما برای خانوار غیرریکاردویی تابع مطلوبیت از مصرف کالای خصوصی c_t^{nr}، مصرف کالای عمومی c_{Gt}^{γ}، کارکردن l_t^{nr}، تشکیل شده است. با توجه به این‌که خانوار غیرریکاردویی با قاعدهٔ سرانگشتی تمام درآمد خود را در هر دوره مصرف می‌کند و امکان نگه‌داری پول داخلی و ارز و خارجی و همچنین سرمایه‌گذاری ندارد، قید بودجهٔ ساده‌تری نسبت به خانوار ریکاردویی خواهد داشت که در قید تابع مطلوبیت خانوار در رابطهٔ (۱۲) آمد است.

$$Max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{(c_t^{nr} c_{Gt}^{\gamma} - hc_{t-1}^{nr} c_{Gt-1}^{\gamma})^{(1-\sigma)}}{(1-\sigma)} - \frac{\chi l_t^{nr(1+\eta)}}{(1+\eta)} \right) \qquad (۱۲)$$

$$st: c_t^{nr} + t_t^{nr} = w_t^{nr} l_t^{nr} + ta_t^{nr}$$

1. Christiano et al.

۲. q توبین.

بنابراین نرخ نهایی جانشینی بین فراغت و مصرف خانوار غیرریکاردویی، برابر رابطهٔ (۱۳) است.

$$w_t^{nr} = \frac{\chi l_t^{nr\eta}}{E_t\left(c_{Gt}^{\gamma}(c_t^{nr}c_{Gt}^{\gamma} - hc_{t-1}^{nr}c_{Gt-1}^{\gamma})^{-\sigma} - \beta h(c_{t+1}^{nr}c_{Gt+1}^{\gamma} - hc_t^{nr}c_{Gt}^{\gamma})^{-\sigma}\right)} \quad (۱۳)$$

۲-۳. دستمزد و عرضهٔ نیروی کار

خانوارها نیروی کار را در فضای رقابت انحصاری به یک جمع‌گر نیروی کار ارائه می‌دهند. جمع‌گر نیروی کار، نیروی کار خانوارها را با قیمت متفاوت استخدام می‌کند و به یک نیروی کار همگن با دستمزد یکسان در هر دوره برای عرضه به بنگاه‌ها تبدیل می‌کند.

$$L_t = \left(\int_0^1 L_t^{i\,\frac{1}{\theta_t^w}}\,di\right)^{\theta_t^w} \quad (۱۴)$$

در رابطهٔ (۱۴)، جمع‌گر نیروی کار، کار ارائه شده توسط خانوار iام L_t^i را با مارک-آپ دستمزد θ_t^w، به نیروی کار ارائه شده توسط اتحادیهٔ L_t تبدیل می‌کند. هم‌چنین θ_t^w دارای فرآیند گام تصادفی است.

$$log\theta_t^w = (1-\rho_w)log\theta^w + \rho_w log\theta_{t-1}^w + \varepsilon_t^w\,,\ \varepsilon_t^w \sim iid\ N(0,\sigma_w^2) \quad (۱۵)$$

اگر W_t دستمزد اسمی جمع‌گر نیروی کار در دورهٔ t برای عرضه به بنگاه‌ها باشد، جمع‌گر نیروی کار ازطریق رابطهٔ (۱۶) به تابع تقاضای نیروی کار از خانوار iام در رابطهٔ (۱۷) خواهد رسید.

$$Max\ W_t L_t - \int_0^1 W_t^i L_t^i\,di \quad (۱۶)$$

$$st: L_t = \left(\int_0^1 L_t^{i\,\frac{1}{\theta_t^w}}\,di\right)^{\theta_t^w}$$

بنابراین:

$$L_t^i = \left(\frac{W_t^i}{W_t}\right)^{\frac{\theta_t^w}{1-\theta_t^w}} L_t \quad (۱۷)$$

با جاگذاری رابطهٔ (۱۷) در رابطهٔ (۱۴) نحوهٔ میانگین‌گیری از دستمزد خانوارها برای به‌دست آوردن دستمزد اسمی از رابطهٔ (۱۸) به دست می‌آید.

$$W_t = \left(\int_0^1 W_t^{i\,\frac{1}{1-\theta_t^w}}\,di\right)^{1-\theta_t^w} \quad (۱۸)$$

به‌منظور لحاظ کردن چسبندگی در دستمزد اسمی، برمبنای پژوهش «ارسگ» و همکاران[1] (۲۰۰۰)، فرض می‌شود که هر خانوار ریکاردویی به احتمال ξ_w امکان تعدیل دستمزد بهینه در هر دوره را ندارد و با لحاظ کردن درجهٔ شاخص‌بندی دستمزد τ_w در تورم دورهٔ قبل دستمزد خود را تعدیل می‌کند.

1. Erceg et al.

$$W_t^r = \pi_{t-1}^{\tau_w} W_{t-1}^r \tag{۱۹}$$

هم‌چنین در هر دوره به احتمال $(1-\xi_w)$، هر خانوار ریکاردویی دستمزد خود را با توجه به وضعیت موجود بهینه‌یابی می‌کند. با لحاظ کردن رابطهٔ (۱۷) و (۱۹)، جمع‌گر نیروی کار معادلهٔ تعیین دستمزد بهینهٔ خانوار ریکاردویی را برای رسیدن به دستمزد بهینه مطابق رابطهٔ (۲۰) حل می‌کند. معادلهٔ تعیین دستمزد بهینه از بیشینه کردن مجموع احتمالی تنزیل شدهٔ افزایش مطلوبیت حاصل از دستمزد بیشتر با کاهش مطلوبیت حاصل از کار کردن خانوار با توجه به قید تعیین دستمزد جمع‌گر نیروی کار به‌دست خواهد آمد.

$$Max\ E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\xi_w)^k \left(\mu_{t+k}^r \prod_{s=1}^{k} \frac{\pi_{t+s-1}^{\tau_w}}{\pi_{t+s}^{\tau_w}} \frac{W_t^i}{p_t} l_t^i - \chi \frac{l_t^{i\,(1+\eta)}}{(1+\eta)} \right) \tag{۲۰}$$

$$st: l_{t+k}^i = \left(\prod_{s=1}^{k} \pi_{t+s-1}^{\tau_w} \frac{W_t^i}{W_{t+k}^i} \right)^{\frac{\theta_t^w}{1-\theta_t^w}} l_{t+k} \qquad \forall\ k \geq 0$$

در هیچ دوره‌ای، خانوار غیرریکاردویی نمی‌تواند دستمزد خود را بهینه کند و فقط با تعدیل دستمزد در هر دوره مواجه است.

$$W_t^{nr} = \pi_{t-1}^{\tau_w} W_{t-1}^{nr} \tag{۲۱}$$

با توجه به این‌که نسبت خانوار ریکاردویی به کل خانوارهای جامعه برابر λ باشد و با فرض جواب W_t^* برای رابطهٔ (۲۰)، جمع‌گر نیروی کار دستمزد زیر را حین عرضهٔ نیروی کار به بازار ارائه می‌دهد.[۱]

$$\boldsymbol{W_t^{\frac{1}{1-\theta_t^w}} = \lambda \left(\xi_w (\pi_{t-1}^{\tau_w} W_{t-1}^r)^{\frac{1}{1-\theta_t^w}} + (1-\xi_w) W_t^{*\frac{1}{1-\theta_t^w}} \right) + (1-\lambda)(\pi_{t-1}^{\tau_w} W_{t-1}^{nr})^{\frac{1}{1-\theta_t^w}}} \tag{۲۲}$$

۳-۳. مصرف

مصرف کل در سمت تقاضا برابر مجموع مصرف خانوار ریکاردویی و مصرف خانوار غیرریکاردویی است.

$$c_t = c_t^r + c_t^{nr} \tag{۲۳}$$

مصرف کل تابع CES از مصرف کالای داخلی و وارداتی است.

$$c_t = \left(a_c^{\frac{1}{\theta_c}} c_{Dt}^{\frac{\theta_c-1}{\theta_c}} + (1-a_c)^{\frac{1}{\theta_c}} c_{Ft}^{\frac{\theta_c-1}{\theta_c}} \right)^{\frac{\theta_c}{\theta_c-1}} \tag{۲۴}$$

در رابطهٔ (۲۴)، مصرف کالای داخلی c_{Dt} و مصرف کالای وارداتی c_{Ft} است. a_c سهم کالای مصرفی داخلی از مصرف کل و θ_c کشش جانشینی بین کالای مصرفی داخلی و وارداتی است. با فرض وجود قانون قیمت واحد، مخارج مصرفی خانوار برابر است با:

۱. برای مطالعهٔ بیشتر ر. ک. به: «کریم امامی» (۱۳۹۹) صص: ۲۷۳ تا ۲۹۸ مراجعه نمایید.

$$p_t c_t = p_{Dt} c_{Dt} + S_t p_t^* c_{Ft} \quad (۲۵)$$

با حداقل‌سازی مخارج مصرفی خانوار نسبت به رابطهٔ (۲۴)، روابط (۲۵) و (۲۶) به‌دست خواهند آمد:

$$c_{Dt} = a_c \left(\frac{p_{Dt}}{p_t}\right)^{-\theta_c} c_t = a_c P_{Dt}^{-\theta_c} c_t \quad , \frac{P_{Dt}}{P_{Dt-1}} = \frac{\pi_{Dt}}{\pi_t} \quad (۲۶)$$

$$c_{Ft} = (1 - a_c) \left(\frac{S_t p_t^*}{p_t}\right)^{-\theta_c} c_t = (1 - a_c) e_t^{-\theta_c} c_t \quad , \frac{e_t}{e_{t-1}} = \frac{h_t \pi_t^*}{\pi_t} \quad (۲۷)$$

رابطهٔ (۲۶) و (۲۷) در (۲۴) جاگذاری می‌شود؛ بنابراین:

$$c_t = \left(a_c p_{Dt}^{1-\theta_c} + (1 - a_c) p_{Ft}^{1-\theta_c}\right)^{\frac{1}{1-\theta_c}} \quad (۲۸)$$

کالای مصرفی داخلی ترکیب CES از مصرف انرژی c_{et} و کالای مصرفی غیرانرژی c_{net} است. a_e سهم انرژی در کالای مصرفی داخلی و θ_e کشش جانشینی بین مصرف کالای غیرانرژی داخلی و مصرف انرژی است.

$$c_{Dt} = \left(a_e^{\frac{1}{\theta_e}} c_{et}^{\frac{\theta_e - 1}{\theta_e}} + (1 - a_e)^{\frac{1}{\theta_e}} c_{net}^{\frac{\theta_e - 1}{\theta_e}}\right)^{\frac{\theta_e}{\theta_e - 1}} \quad (۲۹)$$

اکنون باید مخارج مصرفی خانوار از کالای داخلی نسبت به سطح ثابتی از مصرف کمینه شود؛ بنابراین:

$$p_{Dt} c_{Dt} = p_{et} c_{et} + p_{net} c_{net} \quad (۳۰)$$

$$c_{et} = a_e \left(\frac{p_{et}}{p_{Dt}}\right)^{-\theta_e} c_{Dt} = a_e P_{eDt}^{-\theta_e} c_{Dt} \quad , \frac{P_{eDt}}{P_{eDt-1}} = \frac{\pi_{et}}{\pi_{Dt}} \quad (۳۱)$$

$$c_{net} = (1 - a_e) \left(\frac{p_{net}}{p_{Dt}}\right)^{-\theta_e} c_{Dt} = (1 - a_e) P_{neDt}^{-\theta_e} c_{Dt}, \ \frac{P_{neDt}}{P_{neDt-1}} = \frac{\pi_{net}}{\pi_{Dt}} \quad (۳۲)$$

π_{et} و π_{net} نرخ تورم قیمت انرژی و کالای غیرانرژی است. فرض می‌شود که قیمت انرژی برابر قیمت جهانی آن است و در داخل با پرداخت انتقالی ($0 < \tau_e < 1$) به قیمتی ارزان‌تر به فروش می‌رسد.

$$\pi_{et} = (h_t \pi_{ot})^{\tau_e} \quad (۳۳)$$

رابطهٔ (۳۱) و (۳۲) باید در رابطهٔ (۲۹) جاگذاری شوند؛ بنابراین:

$$P_{Dt} = \left(a_e P_{et}^{1-\theta_e} + (1 - a_e) P_{net}^{1-\theta_e}\right)^{\frac{1}{1-\theta_e}} \quad (۳۴)$$

۴-۳. سرمایه‌گذاری

سرمایه‌گذاری ترکیب CES سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی است. I_{Dt} و I_{Ft} به‌ترتیب برابر سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی است و a_I سهم سرمایه‌گذاری تولید داخل در کل سرمایه‌گذاری و θ_I کشش جانشینی بین سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی است.

$$I_t = \left(a_I^{\frac{1}{\theta_I}} I_{Dt}^{\frac{\theta_I - 1}{\theta_I}} + (1 - a_I)^{\frac{1}{\theta_I}} I_{Ft}^{\frac{\theta_I - 1}{\theta_I}} \right)^{\frac{\theta_I}{\theta_I - 1}} \quad (۳۵)$$

فرض می‌شود که شاخص قیمت سرمایه‌گذاری داخلی، برابر با شاخص قیمت کالای داخلی و شاخص قیمت سرمایه‌گذاری خارجی برابر شاخص قیمت کالای خارجی است. با حداقل کردن مخارج سرمایه‌گذاری خانوار نسبت به رابطهٔ (۳۵)، سرمایه‌گذاری خصوصی داخلی و وارداتی و شاخص قیمت سرمایه‌گذاری به‌دست می‌آید.

$$P_{It} I_t = P_{Dt} I_{Dt} + S_t p_t^* I_{Ft} \quad (۳۶)$$

$$I_{Dt} = a_I \left(\frac{P_{Dt}}{P_{It}} \right)^{-\theta_I} I_t = a_I P_{IDt}^{-\theta_I} I_t \quad , P_{IDt} = \frac{P_{Dt}}{P_{It}} \quad (۳۷)$$

$$I_{Ft} = (1 - a_I) \left(\frac{e_t}{P_{It}} \right)^{-\theta_I} I_t = (1 - a_I) P_{IFt}^{-\theta_I} I_t \quad , P_{IFt} = \frac{e_t}{P_{It}} \quad (۳۸)$$

$$P_{It} = \left(a_I P_{Dt}^{1-\theta_I} + (1 - a_I) e_t^{1-\theta_I} \right)^{\frac{1}{1-\theta_I}} \quad (۳۹)$$

۵-۳. بنگاه تولید کالای واسطه‌ای

بنگاه تولید کالای واسطه‌ای، سرمایه را از خانوارها با نرخ اجاره R_t^k، نیروی کار l_{Yt} را با دستمزد W_t از جمع‌گر نیروی کار و انرژی را از دولت به قیمت p_{et} برای تولید محصول به‌کار می‌گیرد و به قیمت p_{net} به بنگاه نهایی می‌فروشد. این بنگاه دارای تابع تولید از نوع کاب–داگلاس است. در این تابع فرض می‌شود که سرمایهٔ عمومی K_{Gt} با نرخ ψ بر تولید اثر می‌گذارد و سرمایهٔ خصوصی مؤثر در تولید $\tilde{K}_t = u_t K_t$ است. در زیر تابع تولید بنگاه iام را مشاهده می‌کنید.

$$y_t^{no}(i) = A_t \left(\tilde{K}_t(i) K_{Gt}^{\psi} \right)^{\alpha} L_t^y(i)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (۴۰)$$

A_t تکانهٔ فناوری بنگاه است که از فرآیند گام تصادفی (۴۱) تبعیت می‌کند.

$$\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \varepsilon_{At}, \quad \varepsilon_{At} \sim i.i.d \cdot N(0, \sigma_A^2) \quad (۴۱)$$

براساس پژوهش «دووالک» و همکاران[1] (۲۰۰۵) و «مدینا» و «سوتو»[2] (۲۰۰۵)، کالای غیرانرژی بنگاه‌ها $y_t^{no}(i)$ با استفاده از تابع CES با نفت $X_{et}(i)$ ترکیب می‌شود تا کالای واسطه‌ای $y_t(i)$ تولید شود.

$$y_t(i) = \left(a_y^{\frac{1}{\theta_y}} \left(y_t^{no}(i) \right)^{\frac{\theta_y - 1}{\theta_y}} + (1 - a_y)^{\frac{1}{\theta_y}} \left(X_{et}(i) \right)^{\frac{\theta_y - 1}{\theta_y}} \right)^{\frac{\theta_y}{\theta_y - 1}} - \psi(i) \quad (۴۲)$$

a_y سهم کالای غیرانرژی در تولید کالای داخلی و θ_y کشش جانشینی بین نفت و کالای غیرانرژی است. هم‌چنین $\psi(i)$ تضمین‌کنندهٔ صفر شدن سود بنگاه در بلندمدت است.

بنگاه‌های تولید کالای واسطه‌ای با ثابت درنظر گرفتن مقدار تولید سعی در کاهش هزینه‌های خود دارند؛ بنابراین با فرض این‌که تمام این بنگاه‌ها همگن هستند، روابط زیر به‌دست می‌آیند:

1. De Walque et al.
2. Medina & Soto

$$\alpha w_t L_t^y = (1-\alpha) R_t \tilde{K}_t = (1-\alpha) R_t u_t K_t \quad (۴۳)$$

$$X_{et} = (1-\alpha)^{-\theta_y} \left(\frac{1-a_y}{a_y}\right) \left(\frac{w_t L_{Y_t}}{P_{et}}\right)^{\theta_y} (y_t^{no})^{1-\theta_y} \quad (۴۴)$$

$$\boldsymbol{mc_t = \left\{a_y^{\theta_t}\left[A_t^{-1}\alpha^{-\alpha}(1-\alpha)^{-(1-\alpha)}K_{Gt-1}^{-\Psi\alpha}R_t^{\alpha}w_t^{(1-\alpha)}\right]^{1-\theta_y} + (1-a_y)^{\theta_y}P_{et}^{1-\theta_y}\right\}^{\frac{1}{1-\theta_y}}} \quad (۴۵)$$

$$\frac{P_{et}}{P_{et-1}} = \frac{\pi_{et}}{\pi_t} \quad (۴۶)$$

فرض می‌شود که کالاها دارای چسبندگی قیمت از نوع «کالوو»[1] (۱۹۸۳) است. به این‌صورت که ξ برابر بنگاه‌ها امکان بهینه‌یابی قیمت کالاها را ندارند و فقط با اثردهی تغییرات تورم با درجهٔ شاخص‌بندی τ، کالاها را مجدداً قیمت‌گذاری می‌کنند.

$$P_{net+1}(i) = \pi_{net}^{\tau} P_{net}(i) \quad , \pi_{net} = \frac{P_{net}}{P_{net-1}} \quad (۴۷)$$

اما سایر بنگاه‌ها قیمت بهینهٔ جدید $P_{net}^*(i)$ را اعمال می‌کنند و آن‌را به‌نحوی انتخاب می‌کنند که درصورتی‌که مجدداً امکان بهینه کردن قیمت را نداشته باشند، مجموع سود انتظاری تنزیل شدهٔ آن‌ها حداکثر شود.

$$\max_{P_{net}} E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\xi\beta)^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} \left[\prod_{k=0}^{j-1} \frac{(\pi_{net+k})^{\tau} P_{net}^*(i)}{P_{net+j}} - mc_{t+j}\right] y_{t+j}(i)$$
$$st: y_{t+j}(i) = \left(\prod_{k=0}^{\infty} (\pi_{net+k})^{\tau} \frac{P_{net}^*(i)}{P_{net+j}}\right)^{-\frac{\theta_{t+k}}{\theta_{t+k-1}}} Y_{Dt+j} \quad (۴۸)$$

در این‌صورت شرط مرتبهٔ اول برابرست با:

$$p_{\text{net}}^*(i) = \frac{E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\xi\beta)^j \lambda_{t+j} mc_{t+j} Y_{Dt+j} \left(\prod_{k=0}^{j-1} \frac{(\pi_{net+k})^{\tau}}{\pi_{\text{net}+k+1}}\right)^{-\frac{1}{\theta_t - 1}}}{\theta_t E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\xi\beta)^j \lambda_{t+j} Y_{net+j} \left(\prod_{k=0}^{j-1} \frac{(\pi_{net+k})^{\tau}}{\pi_{net+k+1}}\right)^{-\frac{\theta_t}{\theta_t - 1}}} \cdot p_{net}^*(i) = \frac{P_{net}^*(i)}{P_{net}} \quad (۴۹)$$

۶-۳. بنگاه تولیدکنندهٔ کالای نهایی

بنگاه تولیدکنندهٔ کالای نهایی، کالاهای بنگاه‌های واسطه‌ای را به روش CES ترکیب می‌کند.

$$Y_{Dt} = \left(\int_0^1 y_t(i)^{\frac{1}{\theta_t}} di\right)^{\theta_t} \quad (۵۰)$$

1. Calvo

θ_t مارک-آپ قیمت تولیدکننده است که از فرآیند گام تصادفی (۵۱) پیروی می‌کند:

$$\log\theta_t = (1-\rho_\theta)\log\bar{\theta} + \rho_\theta \log\theta_{t-1} + \varepsilon_{\theta t},\ \varepsilon_{\theta t} \sim i.i.d \cdot N(0,\sigma_\theta^2) \qquad (۵۱)$$

این بنگاه برای حداکثرسازی سود خود، میزان بهینهٔ کالاهای واسطه‌ای موردنیاز را از رابطهٔ (۵۲) به‌دست می‌آورد و به رابطهٔ (۵۳) می‌رسد.

$$\max_{y_t(i)} P_{net}\left(\int_0^1 y_t(i)^{\frac{1}{\theta_t}}di\right)^{\theta_t} - \int_0^1 P_{net}(i)y_t(i)di \qquad (۵۲)$$

$$y_t(i) = \left(\frac{P_{net}(i)}{P_{net}}\right)^{-\frac{\theta_t}{\theta_t-1}} Y_{Dt} \qquad (۵۳)$$

با جاگذاری رابطهٔ (۵۳) در رابطهٔ (۵۰) شاخص قیمت کالای تولید داخل، رابطهٔ (۵۴) برابر است با:

$$P_{net} = \left(\int_0^1 P_{net}(i)^{\frac{1}{1-\theta_t}}di\right)^{1-\theta_t} \qquad (۵۴)$$

حال با توجه به این‌که ξ برابر بنگاه‌ها با استفاده از رابطهٔ (۴۷) و $1-\xi$ برابر بنگاه‌ها با قیمت بهینهٔ $P^*_{net}(i)$ کالاهایشان را در هر دوره قیمت‌گذاری می‌کنند، شاخص قیمت کالاهای تولید داخل برابر رابطهٔ (۵۵) خواهد بود.[1]

$$P_{net} = \left[\xi(\pi^{\tau}_{\text{net}-1}P_{\text{net}-1})^{\frac{1}{1-\theta_t}} + (1-\xi)(P^*_{\text{net}})^{\frac{1}{1-\theta_t}}\right]^{1-\theta_t} \qquad (۵۵)$$

۷-۳. بخش نفت

برای شباهت هرچه بیشتر الگوی حاضر به واقعیت اقتصاد یک کشور نفتی، باید بخش نفت را به‌صورت درون‌زا درنظر گرفت؛ از این‌رو، با استفاده از الگوی «بالک» و همکاران[2] (۲۰۱۰) ، فرض می‌شود که دولت با تابع تولید CES، ذخایر نفتی X_{ot}، نیروی کار L_{ot} و فناوری A_{ot}، نفت را تولید می‌کند.

$$Y_{ot} = A_{ot}\left(a_o X_{ot}^{1-\theta_o} + (1-a_o)L_{ot}^{1-\theta_o}\right)^{\frac{1}{1-\theta_o}} \qquad (۵۶)$$

a_o سهم ذخایر در تولید نفت است. فناوری دارای گام تصادفی است. هم‌چنین، شوک مثبت وارد به A_{ot} را می‌توان به‌عنوان بهبود فناوری تولید درنظر گرفت.

$$log\,A_{ot} = \rho_{A_o}\,log\,A_{ot-1} + \varepsilon_{A_o t}, \quad \varepsilon_{A_o t} \sim i.i.d \cdot N\left(0,\sigma^2_{A_o}\right) \qquad (۵۷)$$

انباشت ذخایر برای دوره بعد، برابر با اختلاف اکتشاف ذخایر G_{ot} از تولید نفت به علاوه انباشت ذخایر در هر دورهٔ است.

---

۱. برای مطالعهٔ بیشتر ر.ک. به: «کریم امامی» (۱۳۹۹) صص: ۲۴۱ تا ۲۷۲ مراجعه نمایید.

2. Balke et al.

$$X_{ot+1} = X_{ot} + G_{ot} - Y_{ot} \quad (۵۸)$$

اکتشاف ذخایر در هر دوره دارای هزینهٔ تعدیل $\phi_{ot}\left(\frac{I_{Xt}}{X_{ot}}\right)$ است. $\phi' > 0$ و $\phi'' < 0$ و $\bar{\phi}_o\left(\frac{\overline{I_X}}{\overline{X_o}}\right) = \frac{\bar{Y}_o}{\bar{X}_o}$ و $\phi'_o\left(\frac{\overline{I_X}}{\overline{X_o}}\right) = 1$ است. هم‌چنین اکتشاف ذخایر و سرمایه‌گذاری نفتی I_{Xt} براساس روابط زیر انجام می‌پذیرد.

$$G_{ot} = \phi_{ot}\left(\frac{I_{Xt}}{X_{ot}}\right) X_{ot} \quad (۵۹)$$

$$I_{Xt} = A^I_{Xt}\left(a_{IX} I_{Gt}^{1-\theta_{IX}} + (1-a_{IX}) I_t^{1-\theta_{IX}}\right)^{\frac{1}{1-\theta_{IX}}} \quad (۶۰)$$

A^I_{Xt} فناوری اکتشاف ذخایر است که از گام تصادفی زیر تبعیت می‌کند.

$$log\, A^I_{Xt} = \rho_{A_o}\, log\, A^I_{Xt-1} + \varepsilon_{A^I_X t}, \quad \varepsilon_{A^I_X t} \sim i.i.d \cdot N\left(0, \sigma^2_{A^I_X}\right) \quad (۶۱)$$

پس از بهینه کردن تولید نفت، رابطهٔ (۶۲) به‌دست می‌آید:

$$P_{ot} = P_{Xt} + MC_{ot} \quad (۶۲)$$

رابطهٔ (۶۲) مربوط به برابری هزینهٔ نهایی تولید نفت با درآمد نهایی آن است.

$$MC_{ot} = \frac{W_t}{(1-a_o)}\left(\frac{L_{ot}}{Y_{ot}}\right)^{\theta_o} \quad (۶۳)$$

رابطهٔ (۶۳) میزان تقاضای نیروی کار برای تولید نفت را نشان می‌دهد. رابطهٔ (۶۴) تصمیم بین‌دوره‌ای تولید نفت است. در این رابطهٔ ς_{t+1} عامل تنزیل تصادفی از داشتن ذخایر بیشتر در دورهٔ بعد است.

$$\boldsymbol{P_{Xt} = E_t\left[\varsigma_{t+1}\left(P_{ot+1} - P_{Xt+1}\right) a_o \left(\frac{X_{ot+1}}{Y_{ot+1}}\right)^{-\theta_o} + P_{Xt+1}\left(1 + \phi_{ot+1} - \dot{\phi}_{ot+1}\frac{I_{Xt+1}}{X_{ot+1}}\right)\right]} \quad (۶۴)$$

تولید نفت در هر دوره برابر با کل مصرف خانوارها، مصرف بنگاه‌های تولید کالاهای واسطه‌ای و صادرات است.

$$Y_{ot} = c_{et} + X_{et} + Y^X_{ot} \quad (۶۵)$$

۸-۳. صادرات غیرنفتی

در الگوی حاضر فرض بر آن است که صادرات کالای غیرنفتی و قیمت کالای صادراتی از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کنند.

$$log\, EX_t = \rho_{\mathrm{EX}}\, log\, EX_t + \varepsilon_{EXt}, \quad \varepsilon_{\mathrm{EX}t} \sim i.i.d \cdot N(0, \sigma^2_{\mathrm{EX}}) \quad (۶۶)$$

$$log\, \pi_{EXt} = \rho_{\mathrm{EX}}\, log\, \pi_{EXt-1} + \varepsilon_{\pi_{EX}t}, \quad \varepsilon_{\pi_{EX}t} \sim i.i.d \cdot N\left(0, \sigma^2_{\pi_{EX}}\right) \quad (۶۷)$$

۹-۳. بخش عمومی

منابع دولت شامل مالیات دریافتی از خانوارها، فروش اوراق قرضه، صادرات نفت به خارج، فروش نفت به بنگاه‌ها

(برای تولید) و به خانوارها (برای مصرف) به‌دست می‌آید. هزینهٔ دولت نیز شامل سرمایه‌گذاری I_{Gt}، کالای مصرفی عمومی، بازگرداندن اصل و سود اوراق قرضهٔ دورهٔ قبل، یارانهٔ پرداختی به خانوارها ta_t و تسویهٔ بدهی به بانک مرکزی GD_t است.

$$G_t + (1 + r_{t-1})b_{t-1} + ta_t = t_t + b_t + \frac{GD_t - GD_{t-1}}{p_t} + e_t P^*_{ot} Y^X_{ot} \quad (۶۸)$$

هزینهٔ دولتی G_t برابر مصرف و سرمایه‌گذاری دولتی است و از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید.

$$G_t = P_{CGt} c_{Gt} + P_{IGt} I_{Gt} \ , P_{CGt} = \frac{p_{CGt}}{p_t} \ , P_{IGt} = \frac{p_{IGt}}{p_t} \quad (۶۹)$$

فرض می‌شود که کالای مصرفی عمومی رابطهٔ (۷۰) و سرمایه‌گذاری دولتی رابطهٔ (۷۱) ترکیب CES از کالاهای داخلی و خارجی باشند. در روابط زیر پانویس D برای بخش داخلی و پانویس F برای بخش خارجی به‌کار رفته است.

$$c_{Gt} = \left(a_{CG}^{\frac{1}{\theta_{CG}}} \left(c^G_{Dt}\right)^{\frac{\theta_{CG}-1}{\theta_{CG}}} + (1 - a_{CG})^{\frac{1}{\theta_{CG}}} \left(c^G_{Ft}\right)^{\frac{\theta_{CG}-1}{\theta_{CG}}} \right)^{\frac{\theta_{CG}}{\theta_{CG}-1}} \quad (۷۰)$$

سهم کالای مصرفی عمومی داخلی در کالای مصرفی عمومی a_{CG} و کشش جانشینی بین کالای مصرفی عمومی تولید داخل و خارج θ_{CG} است.

$$I_{Gt} = \left(a_{IG}^{\frac{1}{\theta_{IG}}} \left(I^G_{Dt}\right)^{\frac{\theta_{IG}-1}{\theta_{IG}}} + (1 - a_{IG})^{\frac{1}{\theta_{IG}}} \left(I^G_{Ft}\right)^{\frac{\theta_{IG}-1}{\theta_{IG}}} \right)^{\frac{\theta_{IG}}{\theta_{IG}-1}} \quad (۷۱)$$

a_{IG} سهم کالای سرمایه‌ای عمومی داخلی در کالای مصرفی عمومی است و θ_{IG} نیز برابر کشش جانشینی بین کالای سرمایه‌ای دولتی تولید داخل و خارج است. اکنون با حداقل کردن هزینهٔ دولتی، توابع تقاضای زیر به‌دست می‌آیند:

$$c^G_{Dt} = a_{CG} \left(\frac{p_{Dt}}{p_{CGt}}\right)^{-\theta_{CG}} c_{Gt} = a_{CG} (P^D_{CGt})^{-\theta_{CG}} c_{Gt} \ , P^D_{CGt} = \frac{p_{Dt}}{p_{CGt}} \quad (۷۲)$$

$$c^G_{Ft} = (1 - a_{CG}) \left(\frac{p_{Ft}}{p_{CGt}}\right)^{-\theta_{CG}} c_{Gt} = (1 - a_{CG}) (P^F_{CGt})^{-\theta_{CG}} c_{Gt} \ , P^F_{CGt} = \frac{e_t}{p_{CGt}} \quad (۷۳)$$

$$I^G_{Dt} = a_{IG} \left(\frac{p_{Dt}}{p_{IGt}}\right)^{-\theta_{IG}} I_{Gt} = a_{IG} (P^D_{IGt})^{-\theta_{IG}} I_{Gt} \ , P^D_{IGt} = \frac{p_{Dt}}{p_{IGt}} \quad (۷۴)$$

$$I^G_{Ft} = (1 - a_{IG}) \left(\frac{e_t}{p_{IGt}}\right)^{-\theta_{IG}} I_{Gt} = (1 - a_{IG}) (P^F_{IGt})^{-\theta_{IG}} I_{Gt} \ , P^F_{IGt} = \frac{e_t}{p_{IGt}} \quad (۷۵)$$

$$\frac{P_{CGt}}{P_{CGt-1}} = \frac{\pi_{CGt}}{\pi_t} \ , \pi_{CGt} = \frac{p_{CGt}}{p_{CGt-1}} \quad (۷۶)$$

$$\frac{P_{IGt}}{P_{IGt-1}} = \frac{\pi_{IGt}}{\pi_t} \ , \pi_{IGt} = \frac{p_{IGt}}{p_{IGt-1}} \quad (۷۷)$$

با جاگذاری روابط (۷۲) و (۷۳) در (۷۰)، رابطهٔ (۷۸) برای شاخص قیمت مصرف دولتی و با جاگذاری روابط

(۷۴) و (۷۵) در (۷۱)، رابطهٔ (۷۹) برای شاخص قیمت سرمایه‌گذاری دولتی به‌دست می‌آید:

$$p_{CGt} = \left(a_{CG}p_{Dt}^{1-\theta_{CG}} + (1-a_{CG})e_t^{1-\theta_{CG}}\right)^{\frac{1}{1-\theta_{CG}}} \quad (۷۸)$$

$$p_{IGt} = \left(a_{IG}p_{Dt}^{1-\theta_{IG}} + (1-a_{IG})e_t^{1-\theta_{IG}}\right)^{\frac{1}{1-\theta_{CG}}} \quad (۷۹)$$

درنهایت فرض می‌شود که مصرف و سرمایه‌گذاری دولتی از فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کنند.

$$log\, c_{Gt} = \rho_{EX}\, log\, c_{Gt-1} + \varepsilon_{c_Gt}, \qquad \varepsilon_{c_Gt} \sim i.i.d \cdot N(0, \sigma_{c_G}^2) \quad (۸۰)$$

$$log\, I_{Gt} = \rho_{EX}\, log\, I_{Gt-1} + \varepsilon_{I_Gt}, \qquad \varepsilon_{I_Gt} \sim i.i.d \cdot N(0, \sigma_{I_G}^2) \quad (۸۱)$$

۱۰-۳. بانک مرکزی

مصارف پایهٔ پولی در ترازنامه بانک مرکزی فقط شامل ماندهٔ پول داخلی و منابع پایهٔ پولی شامل ذخایر ارزی و بدهی دولت است.

$$M_t = GD_t + S_tFR_t = GD_t + S_tp_t^*\frac{FR_t}{p_t^*} \quad (۸۲)$$

برای نوشتن معادلهٔ (۸۲) نسبت به متغیرهای حقیقی، با تقسیم طرفین به شاخص قیمت داخلی رابطهٔ (۸۳) به‌دست می‌آید:

$$m_t = gd_t + \frac{S_tp_t^*}{p_t}\frac{FR_t}{p_t^*} = GD_t + e_tfr_t \quad (۸۳)$$

برای نظام ارزی کشور، نظام ارزی شناور مدیریت شده درنظر گرفته شده است. ابزارهای سیاستی بانک مرکزی در این نظام، شامل رشد پایهٔ پولی و رشد نرخ ارز اسمی است؛ بنابراین در این مدل فرض می‌شود بانک مرکزی رشد پایهٔ پولی را با رابطهٔ (۸۴) و رشد نرخ ارز را با رابطهٔ (۸۵) کنترل می‌کند.

$$\frac{\dot{M}_t}{\dot{M}} = \left(\frac{\dot{M}_{t-1}}{\dot{M}}\right)^{\rho_{\dot{M}}}\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}_t}\right)^{\rho_{\dot{M}}^{\pi}}\left(\frac{y_t}{y}\right)^{\rho_{\dot{M}}^{y}}\left(\frac{e_t}{e}\right)^{\rho_{\dot{M}}^{e}} e^{\varepsilon_{\dot{M}t}}, \qquad \varepsilon_{\dot{M}t} \sim i.i.d \cdot N(0, \sigma_{\dot{M}}^2) \quad (۸۴)$$

در رابطهٔ (۸۴) فرض می‌شود که بانک مرکزی به انحراف نرخ رشد پایهٔ پولی دورهٔ قبل، تغییرات نرخ تورم از تورم هدف $\bar{\pi}_t$، انحراف تولید و انحراف نرخ ارز حقیقی واکنش می‌دهد. در رابطهٔ (۸۵) فرض می‌شود که بانک مرکزی به انحراف رشد نرخ ارز اسمی دورهٔ قبل، تغییرات نرخ تورم نسبت به تورم هدف و انحراف نسبت ارزش حقیقی ذخایر خارجی به پایهٔ پولی واکنش می‌دهد.

$$\frac{h_t}{h} = \left(\frac{h_{t-1}}{h}\right)^{\rho_h}\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}_t}\right)^{\rho_h^{\pi}}\left(\frac{\frac{fr_te_t}{M_t}}{\frac{fre}{M}}\right)^{\rho_M^{frem}} e^{\varepsilon_{ht}} \quad (۸۵)$$

تورم هدف، تورم مدنظر سیاست‌گذار پولی است و از فرآیند گام تصادفی زیر پیروی می‌کند.

$$log\, \bar{\pi}_t = \rho_{\bar{\pi}}\, log\, \bar{\pi}_{t-1} + \varepsilon_{\bar{\pi}t}, \qquad \varepsilon_{I_Gt} \sim i.i.d \cdot N(0, \sigma_{\bar{\pi}}^2) \quad (۸۶)$$

رشد پایهٔ پولی نیز از رابطهٔ (۸۷) به‌دست می‌آید.

$$\dot{M}_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}}\pi_t \quad (۸۷)$$

۱۱-۳. بقیهٔ دنیا

با توجه به این‌که اقتصاد ایران بر اقتصاد دنیا تأثیرگذار نیست، تورم قیمت جهانی و تورم قیمت نفت به‌صورت فرآیند گام تصادفی درنظر گرفته می‌شود.

$$log\,\pi_t^* = \rho_{\pi^*}\, log\,\pi_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi^* t}, \qquad \varepsilon_{\pi^* t} \sim i.i.d \cdot N\left(0, \sigma_{\pi^*}^2\right) \quad (۸۸)$$

$$log\,\pi_{ot} = \rho_{\pi_o}\, log\,\pi_{ot-1} + \varepsilon_{\pi_o t}, \qquad \varepsilon_{\pi_o t} \sim i.i.d \cdot N\left(0, \sigma_{\pi_o}^2\right) \quad (۸۹)$$

۱۲-۳. تسویهٔ بازارها و انباشت ذخایر خارجی

معادلات زیر برای بازار نیروی کار (۹۰)، تولید کالای غیرانرژی داخلی (۹۱)، تولید داخلی (۹۲)، واردات (۹۳)، انباشت ارزی ذخایر خارجی (۹۴) و انباشت ارزی حقیقی ذخایر خارجی (۹۵) است.

$$l_t^r + l_t^{nr} = L_t^y + L_{ot} \quad (۹۰)$$

$$y_t^{no} = c_{net} + I_{Dt} + c_{Dt}^G + I_{Dt}^G \quad (۹۱)$$

$$y_t = c_{net} + c_{Ft} + I_{Dt} + I_{Ft} + c_{Dt}^G + c_{Ft}^G + I_{Dt}^G + I_{Ft}^G + y_{ot} + EX_t - IM_t \quad (۹۲)$$

$$IM_t = c_{Ft} + I_{Ft} + c_{Ft}^G + I_{Ft}^G \quad (۹۳)$$

$$FR_t = FR_{t-1} + p_{ot}Y_{ot}^x - M_{st} + p_{ext}EX - p_t^* IM \quad (۹۴)$$

$$fr_t = fr_{t-1} + P_{ot}Y_{ot}^x - m_{st} + P_{ext}EX - IM \quad (۹۵)$$

۴. تخمین الگو

پس از لگاریتم خطی‌سازی معادلات، برای برآورد پارامترهای الگو از روش بیزین و الگوریتم متروپلیس-هستینگز استفاده شده است. ابتدا باید نوع، میانگین و واریانس توزیع پیشین[1] متناسب با پارامترهای الگو به‌عنوان پیش‌فرض مشخص شود تا با استفاده از داده‌های اقتصادی، پارامترها تخمین‌زده شوند؛ به‌عنوان مثال، پارامتر α دارای مقداری بین صفر و یک است؛ بنابراین می‌توان از توزیع یکنواخت یا بتا به‌عنوان توزیع پیشین برای آن استفاده کرد. اگر پس از تخمین، مقدار میانگین و یا واریانس توزیع پسین[2] نسبت به توزیع پیشین تغییری نکند به این معنی است که داده‌های اقتصادی، تغییری در مقدار تابع درستنمایی ایجاد نکرده است و حاوی اطلاعات جدیدی برای الگو نیست. داده‌های فصلی اقتصادی استفاده شده در شبیه‌سازی به‌صورت فصلی و برای ۱۳۶۹.۱ تا ۱۳۹۶.۴[3] می‌باشد. این داده‌ها شامل هزینهٔ ناخالص داخلی به قیمت پایهٔ سال ۱۳۸۳، تورم شاخص بهای تولیدکننده به قیمت پایهٔ سال ۱۳۸۳، تورم شاخص بهای مصرف‌کننده به قیمت پایهٔ سال ۱۳۸۳، نرخ رشد پایهٔ پولی، رشد نرخ ارز اسمی بازار آزاد، مخارج مصرفی دولتی به قیمت پایهٔ سال ۱۳۸۳، تولید نفت، قیمت نفت ایران، نرخ دستمزد (شاخص

1. Prior Distribution
2. Posterior Distribution
۳. متأسفانه نرخ ارز آزاد بهار ۱۳۹۷ در گزارش‌ها و سری زمانی بانک مرکزی یافت نشد و از علل اصلی محدودکنندهٔ سال‌های مورد بررسی می‌باشد.

دستمزد کارگاه‌های بزرگ صنعتی) و نرخ تورم خارجی امریکا به قیمت پایهٔ سال ۲۰۱۰ می‌باشند.[۱و۲]

با توجه به این‌که الگوی حاضر لگاریتم خطی شده است، باید متغیرها را به‌صورت انحراف از وضعیت پایدار درنظر گرفت؛ بنابراین باید با استفاده از فیلتر «هدریک–پرسکات»[۳] (با مقدار ۶۷۷ برای داده‌های فصلی)، داده‌های اقتصاد را به‌صورت انحراف از وضعیت پایدار درآورد و به‌عنوان متغیرهای مشاهده شده به نرم‌افزار[۴] معرفی کرد.[۵]

صحت برآورد پارامترها با آزمون تشخیصی «بروکز» و «گلمن»[۶] (۱۹۹۸) سنجیده می‌شود.[۷] در جدول ۱ پارامترهای الگو به‌همراه توزیع پیشین و پسین درج شده است.

جدول ۱: توزیع پیشین و پسین پارامترها.
Tab. 1: Prior and posterior distribution of parameters.

پارامتر	توزیع پیشین				توزیع پسین	
	میانگین	انحراف معیار	توزیع	مرجع	میانگین	بازه ۹۰ درصدی
α	۰.۴۷	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۳۹۴۶	(۰.۳۱۹۲,۰.۴۷۰۴)
b_m	۱.۱۳	۰.۰۵	گاما	محقق	۱.۰۹۰۲	(۱.۰۱۳۲,۱.۱۶۶۷)
b_s	۰.۹	۰.۰۵	گاما	محقق	۱.۰۲۳۲	(۰.۹۴۹۵,۱.۰۹۸۴)
β	۰.۹۶	۰.۰۱	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۹۴۱۸	(۰.۹۲۱۹,۰.۹۶۲۴)
η	۲.۸۹	۰.۰۵	گاما	توکلیان و جلالی‌نائینی	۲.۸۸۹۴	(۲.۸۰۷۷,۲.۹۷۱۴)
$F^{"}$	۳.۹۴۳	۰.۰۵	گاما	محقق	۳.۹۳۳۶	(۳.۸۵۰۹,۴.۰۱۳۷)
γ	۰.۱۹۱	۰.۰۵	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۱۹۹۴	(۰.۱۱۸۵,۰.۲۷۹۵)
h	۰.۳	۰.۰۳	بتا	تقی پور	۰.۲۹۴۹	(۰.۲۴۷۲,۰.۳۴۰۹)
$\phi_o^{"}$	۰.۱	۰.۰۳	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۰۹۸۴	(۰.۰۴۹۶,۰.۱۴۴۸)
ψ	۰.۴	۰.۰۲	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۴۰۰۹	(۰.۳۶۷۴,۰.۴۳۴۱)
ρ_{A_o}	۰.۷۶۱	۰.۰۲	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۷۴۸۱	(۰.۷۱۰۲,۰.۷۸۵۲)
ρ_w	۰.۲۵۳	۰.۰۲	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۲۵۷۶	(۰.۲۲۵۲,۰.۲۹۰۵)
ρ_{EX}	۰.۷	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۶۴۷۴	(۰.۵۷۵۴,۰.۷۱۷۵)
ρ_G	۰.۵	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۳۸۲۴	(۰.۳۱۲,۰.۴۵۲۶)
ρ_{AI}^G	۰.۵	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۵۰۷۵	(۰.۴۲۸,۰.۵۸۷۷)
$\rho_{\dot{h}}$	۰.۹	۰.۰۵	بتا	تقی پور	۰.۸۸۲۲	(۰.۷۹۷۸,۰.۹۷۲۸)
$\rho_{\dot{M}}$	۰.۳	۰.۰۵	بتا	تقی پور	۰.۲۲۷۶	(۰.۱۶۸۳,۰.۲۸۵۹)
ρ_π	۰.۸۱۷	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۹۷۲۶	(۰.۹۵۹۱,۰.۹۸۷۱)

۱. با تغییر سال پایهٔ آماردهی بانک مرکزی و با توجه به کمبود برخی از داده‌ها مانند هزینهٔ ناخالص داخلی، تورم‌ها و هزینهٔ دولت، ابتدا میانگینی از داده‌های یک متغیر را برای هر فصل که با سال پایهٔ ۸۳ و ۹۰ اندازه‌گیری شده‌اند، محاسبه می‌شود. سپس برای هر فصل یک متغیر، میانگین به‌دست آمده برای سال پایهٔ ۸۳ را بر میانگین به‌دست آمده برای سال پایهٔ ۹۰ تقسیم و عدد حاصل ضریب تعدیل نامیده می‌شود؛ سپس داده‌های یک فصل متغیر با سال پایهٔ ۹۳ در ضریب تعدیل همان فصل متغیر ضرب می‌شوند تا داده‌ها به قیمت ثابت سال ۸۳ تعدیل شوند.

۲. منبع داده‌های ایران، سری زمانی بانک مرکزی و منبع داده‌های خارجی صندوق بین‌المللی پول است.

3. Hodrick-Prescott Filter

۴. الگو توسط Dynare (داینر) تحت MATLAB برآورد شده است. توصیهٔ اکید می‌شود که برای مدل‌سازی بهتر به دستنامهٔ داینر و «فایفر» (۲۰۱۸) مراجعه شود.

۵. برای تخمین توصیه می‌شود ابتدا با تعداد بلوک‌های کمتر و دوره‌های کوچک‌تر تخمین شروع شود و نتایج اولیهٔ مورد بررسی قرار گیرد. در صورتی‌که نتایج تخمین مانند آزمون بروکز و گلمن مورد تأیید نباشد، یا باید مقادیر و نوع توزیع پیشین پارامترها تغییر کند یا تعداد زنجیره‌ها و بلوک‌ها افزایش یابد. ممکن است نرم‌افزار قبل از رسیدن به مرحلهٔ تخمین، مقادیر پیشین پارامترها را به‌دلیل هم‌خطی معادلات رد کند. برای حل این مشکل پیشنهاد می‌شود ابتدا پارامترها از توزیع‌های پسین تحقیقات قبلی انتخاب شود؛ سپس در صورت رد مقادیر توسط نرم‌افزار، مقادیر پیشین با توجه به انتظارات محقق از پارامترها مجدداً مقداردهی شود. این فرآیند تا رسیدن به مرحلهٔ تخمین باید ادامه یابد.

6. Brooks & Gelman

۷. برای مشاهده شکل توزیع پسین و نتایج آزمون بروکز و گلمن به‌ترتیب به پیوست ۱ و پیوست ۲ مراجعه کنید.

ρ_{π_o}	۰.۲۲	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۱۱۸۹	(۰.۰۷۵۵,۰.۱۶۲)
ρ_{π^*}	۰.۲۷۶	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۲۳۷۴	(۰.۱۶۸۹,۰.۳۰۵۵)
ρ_{θ}	۰.۴۵	۰.۰۵	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۳۷۱۸	(۰.۲۹۳۵,۰.۴۴۹)
ρ_{w}	۰.۸۶	۰.۰۵	بتا	پرمه و همکاران	۰.۸۵۹۶	(۰.۷۸۲۳,۰.۹۴۱۸)
$\rho_{\pi_{EX}}$	۰.۵۳۶	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۴۳۹۸	(۰.۳۷۵۸,۰.۵۰۳۶)
$\rho_{\dot{M}}^{\pi}$	-۱.۷۵	۰.۰۵	نرمال	محقق	-۱.۷۰۶۸	(-۱.۷۸۸۴,-۱.۶۲۶۷)
$\rho_{\dot{M}}^{y}$	۱.۷۵	۰.۰۵	نرمال	محقق	۱.۶۴۳۵	(۱.۵۶۲,۱.۷۲۴۳)
$\rho_{\dot{M}}^{e}$	۰.۶	۰.۰۵	نرمال	محقق	۰.۷۴۴۵	(۰.۶۸۸۱,۰.۷۹۸۹)
ρ_{h}^{frem}	-۱.۳۵	۰.۰۵	نرمال	محقق	-۱.۳۵۴۴	(-۱.۴۳۵۹,-۱.۲۷۲۳)
ρ_{h}^{π}	-۱.۳۵	۰.۰۵	نرمال	محقق	-۱.۳۵۳۶	(-۱.۴۳۵۵,-۱.۲۷۰۴)
ρ_{I_X}	۰.۸	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۷۸۱۳	(۰.۶۹۱۷,۰.۸۷۲۵)
ρ_{z}	۰.۷۳	۰.۰۵	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۷۳۱۳	(۰.۶۵۰۳,۰.۸۱۱۴)
ρ_{ξ}	۰.۷	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۷۰۰۲	(۰.۶۲۰۸,۰.۷۸۲۵)
σ	۱.۱۹۷	۰.۰۱	گاما	توکلیان و جلالی‌نائینی	۱.۱۹۴۳	(۱.۱۷۷۹,۱.۲۱۰۷)
τ	۰.۴۳	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۳۷۵	(۰.۲۹۵۷,۰.۴۵۴۱)
τ_{e}	۰.۳	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۱۹۲۴	(۰.۱۳۹۲,۰.۲۴۴۳)
τ_{w}	۰.۵۴	۰.۰۵	بتا	محقق	۰.۵۴۷۴	(۰.۴۶۸۲,۰.۶۲۵۹)
θ_{c}	۳.۰۴۲	۰.۰۵	گاما	محقق	۳.۰۹۱۴	(۳.۰۱۲۲,۳.۱۷۱۳)
θ_{CG}	۵.۴۶۳	۰.۰۵	گاما	محقق	۵.۴۸۲۲	(۵.۳۹۹۵,۵.۵۶۱۹)
θ_{e}	۰.۰۹	۰.۰۱	گاما	محقق	۰.۰۹	(۰.۰۷۳۵,۰.۱۰۶۲)
θ_{I}	۱.۳۱	۰.۰۵	گاما	محقق	۱.۳۴۷۸	(۱.۲۶۹۱,۱.۴۲۸۳)
θ_{I_X}	۴.۳۱۲	۰.۰۵	گاما	محقق	۴.۳۱	(۴.۲۲۷۵,۴.۳۹۲۸)
θ_{I_G}	۱.۷۱۲	۰.۰۳	گاما	محقق	۱.۶۷۲۴	(۱.۶۲۶۴,۱.۷۱۹۴)
θ_{o}	۰.۳	۰.۰۱	گاما	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۲۹۴۸	(۰.۲۸۰۷,۰.۳۰۸۸)
θ_{y}	۰.۵	۰.۰۱	گاما	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۴۹۸۴	(۰.۴۸۲,۰.۵۱۴۹)
χ	۰.۸	۰.۰۲	بتا	محقق	۰.۷۹۸۵	(۰.۷۶۴۹,۰.۸۳۱۲)
ξ_{p}	۰.۶۵	۰.۰۵	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۶۶۳۹	(۰.۵۹۴۷,۰.۷۳۵۳)
ξ_{w}	۰.۷	۰.۰۵	بتا	توکلیان و جلالی‌نائینی	۰.۷۸۴۸	(۰.۷۲۵۶,۰.۸۴۳۵)
σ_{A}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۰۳۷۹	(۰.۰۱۱۵,۰.۰۶۱۵)
σ_{EX}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۱۶۰۲	(۰.۱۱۵۶,۰.۲۱۰۷)
σ_{c_G}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۰۹۵	(۰.۰۸۴۲,۰.۱۰۵۷)
σ_{h}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۳۰۶۶	(۰.۲۳۱۴,۰.۳۸۱)
$\sigma_{\dot{M}}$	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۰۶۱۴	(۰.۰۵۳۳,۰.۰۶۹۴)
σ_{A_o}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۰۲۹۶	(۰.۰۱۴۱,۰.۰۴۳۴)
σ_{π}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۰۲۱۶	(۰.۰۱۶۵,۰.۰۲۶۶)
$\sigma_{\pi_{EX}}$	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۲۵۱	(۰.۲۰۰۹,۰.۲۹۹۷)
σ_{π_o}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۱۴۶۲	(۰.۱۳۰۴,۰.۱۶۲۳)
σ_{π^*}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۰۰۴۴	(۰.۰۰۴,۰.۰۰۴۹)
σ_{θ}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۰۸۰۳	(۰.۰۴۰۹,۰.۱۲۳۲)
σ_{w}	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۰۲۸۹	(۰.۰۰۶۹,۰.۰۵۴)
$\sigma_{A_X^I}$	۰.۰۳	∞	**گامای معکوس**	محقق	۰.۰۱۷۱	(۰.۰۰۷۱,۰.۰۲۷۴)

جدول ۲. مقدار پارامترها و نسبت‌های ثابت در الگو.

Tab. 2: Fixed parameters and ratios in the model.

$\frac{\bar{c}^r}{\bar{c}} = 0.8457$	$\frac{\bar{c}_{ne}}{\bar{y}_D} = 0.434$	$\frac{\bar{I}_D}{\bar{y}_D} = 0.129$	$\frac{\bar{c}_D^G}{\bar{y}_D} = 0.11$	$\frac{\bar{I}_D^G}{\bar{y}_D} = 0.065$
$\frac{\bar{x}_e}{\bar{y}_D} = 0.26$	$a_y = 0.5$	$\frac{\bar{P}_e}{\overline{mc}} = 0.132$	$\phi_o^{"} = 0.1$	$\frac{\bar{l}_o}{\bar{y}_o} = 0.063$
$\frac{\bar{L}_o}{\bar{L}} = 0.264$	$\frac{\bar{L}^r}{\bar{L}} = 0.5$	$\frac{\bar{x}_o}{\bar{y}_o} = 62.5$	$\frac{\bar{I}_x}{\bar{y}_o} = 7.38$	$\frac{\bar{I}_G}{\bar{I}_x} = 0.7$
$\frac{\bar{I}}{\bar{I}_x} = 0.3$	$\frac{\bar{y}_{ox}}{\bar{y}_o} = 0.6$	$\frac{\bar{x}_e}{\bar{y}_o} = 0.3$	$\frac{\bar{c}_e}{\bar{y}_o} = 0.1$	$\frac{\overline{GD}}{\bar{M}} = 0.498$
$\frac{\bar{S} * \overline{FR}}{\bar{M}} = 0.502$	$\frac{\bar{c}_{ne}}{\bar{y}} = 0.315$	$\frac{\bar{c}_F}{\bar{y}} = 0.062$	$\frac{\bar{I}_D}{\bar{y}} = 0.205$	$\frac{\bar{I}_F}{\bar{y}} = 0.078$
$\frac{\bar{c}_D^G}{\bar{y}} = 0.08$	$\frac{\bar{c}_F^G}{\bar{y}} = 0.014$	$\frac{\bar{I}_D^G}{\bar{y}} = 0.047$	$\frac{\bar{I}_F^G}{\bar{y}} = 0.047$	$\frac{\bar{y}_o}{\bar{y}} = 0.164$
$\frac{\overline{EX}}{\bar{y}} = 0.189$	$\frac{\bar{P}_{eD}}{\bar{P}_{neD}} = 0.229$	$\frac{\bar{P}_o^* \bar{y}_o^x}{\overline{FR}} = 1.374$	$\frac{\overline{IM}}{\overline{FR}} = 1.694$	$\frac{\overline{EX}}{\overline{FR}} = 0.508$

* نسبت‌های بخش نفت از پژوهش «پرمه» و همکاران (۱۳۹۵) استفاده شده است. سایر نسبت‌ها محاسبات محقق می‌باشد.

۵. سیاست پولی بهینهٔ رمزی

با توجه به این‌که هدف پژوهش حاضر، انتخاب نظام ارزی در چارچوب سیاست پولی بهینهٔ رمزی است، برای درنظر گرفتن نظام‌های ارزی شناور و ثابت باید رابطهٔ (۸۵) از الگو حذف شود و وضعیت متناسب با نظام ارزی در الگو لحاظ گردد. در نظام ارزی شناور، نرخ ارز به‌گونه‌ای تعیین می‌شود که تغییرات ذخایر خارجی صفر باشد، به این‌معنا که در نظام عرضه و تقاضای بازار، نرخ تعادلی به‌نحوی انتخاب می‌شود که عرضهٔ ارز حاصل از صادرات با تقاضای ارز برای واردات برابر باشد. پس به‌جای رابطهٔ (۸۵)، باید از رابطهٔ (۹۶) استفاده کرد.

$$fr_t = fr_{t-1} \qquad (۹۶)$$

در نظام ارزی ثابت نیز نرخ رشد ارز برابر صفر است؛ بنابراین باید h_t از معادلات الگو حذف شود. برای به‌دست آوردن سیاست پولی بهینهٔ رمزی نیز باید معادلهٔ (۸۴) را حذف و تابع زیان بانک مرکزی را به‌جای آن تصریح کرد. در اینجا فرض می‌شود که بانک مرکزی نُه پیشنهاد سیاستی جهت استفاده در تابع زیان دارد. در معادلهٔ (۹۷) برای بانک مرکزی یک هدف ضمنی رشد نرخ ارز اسمی تعریف شده است تا در تابع زیان موردنیاز، از آن استفاده گردد.

سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی متناسب با آن، هم باید حداقل مقدار تابع زیان را برای بانک مرکزی داشته باشد و هم واریانس متغیرهای کلان اقتصاد را کمینه کند.[۱و۲] در صورتی‌که واریانس برخی از متغیرهای کلان کمینه نشود ممکن است با مشکل ناپایداری در طول زمان مواجه شویم؛ لذا سیاست پولی و نظام ارزی باید بهینه و پایدار باشد. پیشنهادهای سیاستی در روابط (۹۸) تا (۱۰۶)، پیشنهادهای هدف‌گذاری چندگانه هستند. پیشنهادهای

۱. متغیرهای کلان جهت بررسی پایداری عبارتنداز: تولید، تورم، رشد نرخ ارز اسمی، مصرف، ذخایر ارزی و بدهی دولت. در این پژوهش فرض می‌شود در صورتی‌که هر یک از متغیرهای کلان دارای واریانس بیشتر از ۵ باشد، می‌تواند اقتصاد را ناپایدار کند.

۲. در جدول مقایسهٔ سیاست پولی بهینهٔ رمزی، واریانس حداقل هر متغیر با فونت بزرگ‌تر مشخص شده است.

سیاستی در روابط (۱۰۰) و (۱۰۵) بر هدف‌گذاری تولید، پیشنهادهای سیاستی در روابط (۹۹) و (۱۰۶) بر هدف‌گذاری تورم، پیشنهاد سیاستی رابطهٔ (۱۰۱) بر هدف‌گذاری نرخ ارز حقیقی و پیشنهاد سیاستی رابطهٔ (۱۰۳) بر هدف‌گذاری نرخ ارز اسمی بیشتر تمرکز دارند.

$$\log \xi_t = \rho_\xi \log \xi_{t-1} + \varepsilon_{ht}, \qquad \varepsilon_{ht} \sim i.i.d \cdot N(0, \sigma_h^2) \tag{۹۷}$$

$$L_1 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} (0.5 * y_t^2 + 0.5 * (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2) \tag{۹۸}$$

$$L_2 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} (0.25 * y_t^2 + 0.75 * (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2) \tag{۹۹}$$

$$L_3 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} (0.75 * y_t^2 + 0.25 * (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2) \tag{۱۰۰}$$

$$L_4 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} (0.25 * y_t^2 + 0.25(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + 0.5 * e_t^2) \tag{۱۰۱}$$

$$L_5 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(y_t^2 + (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + e_t^2)}{3} \tag{۱۰۲}$$

$$L_6 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} \left(0.25 * y_t^2 + 0.25(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + 0.5 * \left(h_t - \xi_t\right)^2\right) \tag{۱۰۳}$$

$$L_7 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\left(y_t^2 + (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + \left(h_t - \xi_t\right)^2\right)}{3} \tag{۱۰۴}$$

$$L_8 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} (0.5 * y_t^2 + 0.25(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + 0.25 * (h_t - \xi_t)^2) \tag{۱۰۵}$$

$$L_9 = 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} (0.25 * y_t^2 + 0.5(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 + 0.25 * (h_t - \xi_t)^2) \tag{۱۰۶}$$

خلاصهٔ مقدار تابع زیان و واریانس متغیرهای کلان را به ازای سیاست‌های پولی پیشنهادی در جدول ۴، مشاهده می‌کنید. فرض می‌شود که سیاست پیشنهادی بهینه از منظر بانک مرکزی سیاستی است که واریانس متغیرهای کلان منتخب (تورم، تولید، رشد نرخ ارز اسمی و مصرف) را کمینه کند؛ هم‌چنین فرض شده است که پایداری سیاست پیشنهادی زمانی مطرح می‌شود که ورایانس ذخایر ارزی و واریانس بدهی دولت کوچک‌تر از ۵ باشند. بهینه بودن سیاست پیشنهادی مستلزم انتخاب سیاستی است که واریانس متغیرهای منتخب کلان اقتصاد را کمینه کند و تعهدی بودن سیاست پیشنهادی مستلزم پایداری در بخش دولتی و کمینه بودن تابع زیان است تا بانک مرکزی در بلندمدت به سیاست دیگری منحرف نشود؛ به‌عبارتی سیاست پیشنهادی باید بهینه و پایدار باشد. در جدول ۳، تمام حالات پایدار سیاست‌های پیشنهادی به‌همراه مقدار تابع زیان درج شده است.

جدول ۳. مقدار تابع زیان در حالت‌های مختلف پایدار به ازای نظام‌های ارزی متفاوت.

Tab. 3: Loss functions in different exchange rate systems.

نظام ارزی	مقدار تابع زیان								
	حالت ۱	حالت ۲	حالت ۳	حالت ۴	حالت ۵	حالت ۶	حالت ۷	حالت ۸	حالت ۹
شناور	-	-	-	-	-	۰.۰۰۲۸	۰.۰۰۲۴	۰.۰۰۴۳	۰.۰۰۲۶۷
شناور مدیریت شده	۰.۰۰۳۴	-	۰.۰۰۱۹	-	-	۰.۰۰۲۷	۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۴۲	۰.۰۰۲۶۵
ثابت	-	-	-	-	-	-	-	-	-

* به‌جای مقدار تابع زیان حالت‌های ناپایدار از علامت "-" استفاده شده است.

هرچند در قالب نظام شناور، حالت ۹ حداقل واریانس را برای تولید و مصرف به‌همراه دارد، اما این وضعیت ناپایدار است، زیرا بانک مرکزی در حالت ۹ و در نظام شناور مدیریت شده دارای تابع زیان کمتری است؛ بنابراین بانک مرکزی نظام ارزی را باید به نظام ارزی شناور مدیریت شده تغییر دهد. اگر نظام ارزی شناور به نظام ارزی شناور مدیریت شده تغییر کند، سیاست پیشنهادی حالت ۹ دیگر بهینه نیست و سیاست پیشنهادی حالت ۳ بهینه خواهد شد و با توجه به جدول ۳، بانک مرکزی نمی‌تواند از سیاست پیشنهادی حالت ۳ منحرف شود؛ بنابراین سیاست بهینهٔ تعهدی، سیاست پیشنهادی ۳ و تحت نظام ارزی شناور مدیریت‌شده است که هدف‌گذاری دوگانهٔ تولید و تورم با تمرکز بیشتر بر تولید است. به‌نظر می‌رسد انتخاب این سیاست با پژوهش‌های قبلی در تعارض باشد، اما حضور خانوار غیرریکاردویی با شرایط فرض شده در مدل، می‌تواند توضیح‌دهندهٔ این انتخاب باشد. چون تنها راه بهبود وضعیت خانوار غیرریکاردویی بهبود وضعیت تولید است؛ دور از انتظار نیست که بانک مرکزی از بین متغیرهای موردنظر خود به تولید اهمیت بیشتری بدهد. در این‌صورت بانک مرکزی با توجه به انحراف نرخ رشد تولید ناخالص اسمی، انحراف تورم را نیز درنظر می‌گیرد. «جلالی‌نائینی» (۱۳۹۵) بیان می‌کند با فرض علامت‌دهی نامناسب قیمت‌ها و علامت‌دهی مناسب تقاضای کل، هدف‌گذاری درآمد اسمی بالقوه، گزینه‌ای قابل‌توجه در مقایسه با هدف‌گذاری تورم است و بانک مرکزی می‌تواند در افق زمانی میان‌مدت آن را به اجرا درآورد. مهم‌ترین مزیت این لنگر، جلوگیری از انقباض بیش از حد سمت عرضهٔ بخش پولی در مقابل شوک منفی بخش حقیقی است؛ هم‌چنین این لنگر متعادل‌کنندهٔ بخش تقاضاست و در شرایط رکودی مانند بُحران ۲۰۰۸ آمریکا به‌کار گرفته شد.

جدول ۴: پایداری، مقدار تابع زیان و واریانس متغیرهای کلان اقتصاد در نظام‌های ارزی و سیاست‌های پولی پیشنهادی مختلف.

Tab. 4: Stability, Loss Function Value, and Variance of Macroeconomic Variables under Different Exchange Rate Systems and Monetary Policies.

تابع زیان	نظام ارزی بهینه	مقدار	واریانس متغیرهای کلان					وضعیت اقتصاد
			تولید	تورم	رشد نرخ ارز اسمی	مصرف	ذخایر ارزی	بدهی دولت	
حالت ۱	شناور	۰.۰۰۳۵	۰.۰۰۰۱۴	۰.۰۰۰۱۷	۰.۰۰۲۲۶	۰.۸۵۳۷۱	_	۹.۱	ناپایدار
	شناور مدیریت شده	۰.۰۰۳۴	۰.۰۰۰۲۴	۰.۰۰۰۲۸	۰.۰۰۲۸۲	۰.۲۶۷۱۹	۴.۹	۰.۶	
	ثابت	۰.۰۰۲۸	۰.۰۰۰۰۱	۰.۰۰۰۳۸	_	۶.۶۳۷۴۹	۳۹۰۸۲۵۰۲۵۶	۳۹۷۱۲۶۸۳۲۴	ناپایدار
حالت ۲	شناور	۰.۰۰۴۷	۰.۰۰۰۹۰	۰.۰۰۰۲۰	۰.۰۰۲۴۵	۰.۸۵۹۴۷	_	۱۰.۴	ناپایدار
	شناور مدیریت شده	۰.۰۰۴۳	۰.۰۰۱۰۴	۰.۰۰۰۳۲	۰.۰۰۳۱۰	۰.۲۷۶۵۴	۵.۲	۰.۷	ناپایدار
	ثابت	۰.۰۰۴۱	۰.۰۰۰۱۰	۰.۰۰۰۳۸	_	۶.۷۶۸۶۷	۳۹۰۷۶۰۸۷۱۰	۳۹۷۰۵۸۹۸۲۷	ناپایدار
حالت ۳	شناور	۰.۰۰۱۹	۰.۰۰۰۰۲	۰.۰۰۰۱۶	۰.۰۰۲۳۴	۰.۸۵۲۳۴	_	۸.۶	ناپایدار
	شناور مدیریت شده	**۰.۰۰۱۹**	**۰.۰۰۰۰۸**	۰.۰۰۰۲۸	۰.۰۰۲۹۹	**۰.۲۶۴۴۰**	۴.۹	۰.۶	
	ثابت	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۳۸	_	۶.۵۹۳۰۷	۳۹۰۸۶۳۸۸۹۵	۳۹۷۱۶۳۶۴۵۰	ناپایدار
حالت ۴	شناور	۰.۰۱۱۶	۰.۹۱۰۹۲	۰.۰۰۰۰۷	۰.۰۰۰۱۵	۶.۴۹۷۲۶	_	۱۱۶.۰	ناپایدار
	شناور مدیریت شده	۰.۰۰۹۱	۰.۷۵۹۳۷	۰.۰۰۰۰۶	۰.۰۰۰۱۵	۵.۶۲۰۹۴	۲۵.۹	۲۲.۸	ناپایدار
	ثابت	۰.۰۰۳۱	۰.۱۳۱۸۴	۰.۰۰۰۰۴	_	۱.۳۱۲۶۲	۳۱۰۵۷۶۱	۳۱۵۶۴۵۵	ناپایدار
حالت ۵	شناور	۰.۰۱۴۸	۰.۸۵۶۹۹	۰.۰۰۰۰۶	۰.۰۰۰۱۵	۶.۱۸۸۲۹	_	۱۱۰.۱	ناپایدار
	شناور مدیریت شده	۰.۰۱۱۷	۰.۶۱۱۷۹	۰.۰۰۰۰۵	۰.۰۰۰۱۶	۴.۷۵۳۲۷	۲۳.۰	۱۷.۹	ناپایدار
	ثابت	۰.۰۰۳۶	۰.۰۷۸۲۷	۰.۰۰۰۰۴	_	۰.۹۳۵۳۲	۲۴۲۳۳۷۵	۲۴۶۳۴۵۷	ناپایدار
حالت ۶	شناور	۰.۰۰۲۸	۰.۰۰۰۴۴	**۰.۰۰۰۰۶**	**۰.۰۰۰۳۷**	۰.۲۷۵۸۲	_	۳.۵	
	شناور مدیریت شده	۰.۰۰۲۷	۰.۰۰۰۵۶	۰.۰۰۰۰۷	۰.۰۰۰۴۰	۰.۲۶۹۸۹	۴.۷	۰.۵	
	ثابت	۰.۰۰۲۶	۰.۰۰۰۰۱	۰.۰۰۰۳۷	_	۶.۳۰۶۵۶	۱۳۴۴۸۱۲۹	۱۳۶۶۹۳۴۴	ناپایدار
حالت ۷	شناور	۰.۰۰۳۳	۰.۰۰۰۲۶	۰.۰۰۰۰۷	۰.۰۰۰۴۲	۰.۲۷۲۳۵	_	۳.۳	
	شناور مدیریت شده	۰.۰۰۳۳	۰.۰۰۰۳۷	۰.۰۰۰۰۸	۰.۰۰۰۴۷	۰.۲۶۸۲۳	۴.۷	۰.۵	
	ثابت	۰.۰۰۲۷	۰.۰۰۰۰۱	۰.۰۰۰۳۷	_	۶.۳۰۶۵۶	۱۳۴۴۸۱۴۴	۱۳۶۶۹۳۶۰	ناپایدار
حالت ۸	شناور	۰.۰۰۴۳	۰.۰۰۰۵۰	۰.۰۰۰۰۷	۰.۰۰۰۴۴	۰.۲۷۸۹۸	_	۳.۶	
	شناور مدیریت شده	۰.۰۰۴۲	۰.۰۰۰۶۱	۰.۰۰۰۰۸	۰.۰۰۰۵۱	۰.۲۷۲۰۶	۴.۸	۰.۵	
	ثابت	۰.۰۰۳۴	۰.۰۰۰۰۴	۰.۰۰۰۳۷	_	۶.۳۷۱۲۸	۱۳۵۱۹۸۷۱	۱۳۷۴۲۲۵۰	ناپایدار
حالت ۹	شناور	۰.۰۰۲۶۷	۰.۰۰۰۱۱	۰.۰۰۰۰۷	۰.۰۰۰۴۸	۰.۲۶۷۳۴	_	**۳.۱**	
	شناور مدیریت شده	۰.۰۰۲۶۵	۰.۰۰۰۱۹	۰.۰۰۰۰۹	۰.۰۰۰۵۳	۰.۲۶۵۵۳	**۴.۷**	**۰.۴**	
	ثابت	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۳۷	_	۶.۲۷۳۹۲	۱۳۴۱۱۷۶۰	۱۳۶۳۲۳۸۵	ناپایدار

*مقدار حداقل واریانس به ازای نظام ارزی مشخص و در حالت‌های مختلف با وضعیت پایدار، با فونت بزرگتر مشخص شده است.

حال به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که انتخاب سیاست پولی رمزی پیشنهادی حالت ۳ در نظام شناور مدیریت‌شده، چه مزایایی نسبت به الگوی پایه دارد. با توجه به این‌که سیاست پولی بهینهٔ رمزی، بر هدف‌گذاری تولید تأکید دارد، به‌طورکلی انتظار می‌رود که نوسانات عکس‌العمل تولید به شوک‌ها در الگوی پیشنهادی حالت ۳ نسبت به الگوی پایه کمتر شده باشد؛ همان‌طورکه در پیوست ۳، مشاهده می‌کنید نمودارهای عکس‌العمل آنی تولید مؤید این موضوع است.

در صورت وقوع شوک کاهش قیمت نفت، مصرف و تولید (بخش حقیقی اقتصاد) در الگوی حالت ۳ نسبت به الگوی پایه به‌مراتب آسیب کمتری خواهند دید که این وضعیت به قیمت بدتر شدن وضعیت تورم و رشد نرخ ارز (بخش پولی اقتصاد) می‌باشد؛ به‌عبارتی بانک مرکزی با توجه به کاهش ذخایر ارزی، اقدام به خرید ارز در بازار و افزایش نرخ ارز می‌نماید. افزایش نرخ ارز و به تبع آن افزایش تورم به افزایش نرخ ارز حقیقی، کاهش واردات، افزایش صادرات و درنهایت بهبود تراز تجاری و تولید منجر می‌شود. افزایش نرخ ارز حقیقی به افزایش نگه‌داری ماندهٔ حقیقی ارز خارجی و کاهش مصرف جامعه می‌انجامد. خانوار غیرریکاردویی در این قسمت نیز سعی می‌کند با افزایش ساعات کاری خود درآمد از دست رفته را جبران کند و هم به علت کاهش مصرف و هم افزایش ساعات کاری رفاه از دست می‌دهد. ولی خانوار ریکاردویی سعی می‌کند با انتقال مصرف به آینده و نگه‌داری بیشتر ارز خارجی، مطلوبیت از دست رفته را تا حدی جبران نماید؛ هم‌چنین برخی از خانوارهای ریکاردویی با بهینه کردن دستمزد خود، امکان کاهش اثر تورم بر بودجه خود را دارند؛ درحالی‌که خانوار غیرریکاردویی تنها امکان تعدیل دستمزد خود با تورم دورهٔ قبل را دارد و ازنظر مصرف در مضیقه قرار می‌گیرد.

شوک تورم خارجی در الگوی حالت ۳، باعث افزایش قیمت تورم از کانال افزایش قیمت کالای وارداتی می‌شود؛ از این‌رو، بانک مرکزی برای مهار وضعیت تورم، عرضهٔ ارز را در بازار افزایش می‌دهد که به کاهش نرخ ارز اسمی منتهی می‌شود. این کاهش نرخ ارز در کوتاه‌مدت رخ می‌دهد و برای ایجاد آن ذخایر ارزی کاهش می‌یابد و به افزایش نااطمینانی از وضعیت ارز در بازار دامن می‌زند. با توجه به نااطمینانی به‌وجود آمده در مدیریت وضعیت ارز، خانوارهای ریکاردویی به افزایش ماندهٔ ارز حقیقی و کاهش ماندهٔ حقیقی پول داخلی روی می‌آورند. افزایش نرخ ارز ضمن کاهش واردات، به افزایش تقاضا برای کالای داخلی، افزایش سرمایه‌گذاری، افزایش سرانهٔ کار و تولید ملی در بلندمدت می‌انجامد. در بلندمدت، از یک‌سو، افزایش نرخ ارز حقیقی (که به علت افزایش نرخ ارز اسمی و افزایش شکاف تورم داخلی از خارجی است)؛ و از سوی دیگر، کاهش تقاضای واردات به افزایش ذخایر ارزی منجر می‌شود و بانک مرکزی می‌تواند با فروش ارز در بازار به کاهش نرخ ارز اسمی و تورم و کاهش نرخ ارز حقیقی کمک کند و درنهایت به افزایش اعتبار بانک مرکزی، بهبود انتظارات و افزایش مصرف کل می‌انجامد.

در صورت وقوع هرگونه شوک در بخش پولی و ارزی، در الگوی حالت ۳، بانک مرکزی با واکنش سریع، اثرگذاری شوک بر متغیرهای کلان را از بین می‌برد. در حالتی‌که بانک مرکزی متعهد به سیاست بهینهٔ رمزی باشد نسبت به الگوی پایه، بهبود و ثبات شرایط در بخش حقیقی به‌مدت ۳۲ فصل زودتر رخ می‌دهد. این وضعیت نشان می‌دهد؛ هم کارایی سیاست پولی و هم کنترل انتظارات در سیاست پولی بهینهٔ رمزی به‌مراتب از الگوی حالت پایه بیشتر است.

۶. نتیجه‌گیری

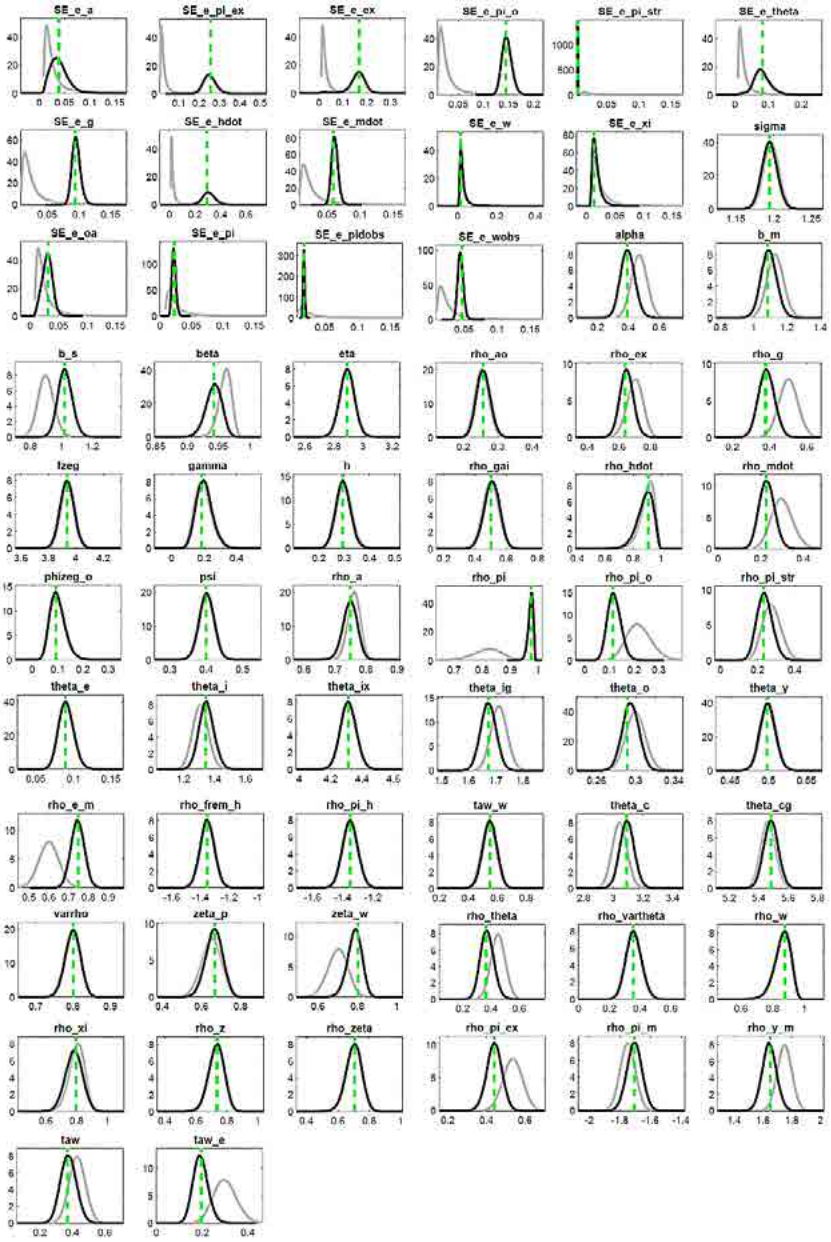
در پژوهش حاضر سعی‌شده است با توجه به ویژگی‌های اقتصاد نفتی ایران، سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی متناسب با آن انتخاب شود. در این الگو خانوارهای ریکاردویی و غیرریکاردویی، چسبندگی‌های اسمی (در دستمزد و قیمت‌گذاری) و چسبندگی حقیقی (در مصرف)، کالای عمومی، تفکیک صادرات نفتی و غیرنفتی، نظام‌های ارزی مختلف (شناور، شناور مدیریت‌شده و ثابت) و هدف‌گذاری های مختلف بانک مرکزی در بخش حقیقی و پولی موردتوجه قرار گرفته است؛ هم‌چنین پیامدهای اجرای سیاست بهینهٔ رمزی نسبت به حالت جاری سیاست پولی کشور مورد بررسی قرار گرفت و آثار شوک کاهش قیمت نفت شوک افزایش تورم خارجی، شوک افزایش عرضهٔ پول و شوک افزایش رشد نرخ ارز اسمی بر متغیرهای کلان تحت الگوی پایه و سیاست پولی بهینهٔ رمزی بررسی شد.

نتایج نشان می‌دهد که اولاً، بانک مرکزی از بین نظام‌های مختلف ارزی و سیاست‌های مختلف هدف‌گذاری (تولید، تورم، نرخ ارز اسمی، نرخ ارز حقیقی، و ترکیبی)، باید نظام ارزی شناور مدیریت شده و سیاست پولی هدف‌گذاری تولید را مورد انتخاب و به آن پایبند باشد؛ هرچند نظام ارز ثابت مقدار تابع زیان به‌مراتب کمتری نسبت به سایر حالات دارد، ولی به علت ناپایدار کردن اقتصاد، قابلیت اجرا ندارد. ثانیاً، تعهد بانک مرکزی به سیاست بهینهٔ رمزی در مقایسه با الگوی پایه باعث می‌شود که بخش پولی و حقیقی اقتصاد در قبال شوک‌های پولی و ارزی به‌مراتب نوسان کمتر و ثبات بیشتری داشته باشد؛ هم‌چنین بانک مرکزی در قبال شوک‌های خارجی به قیمت نوسان و بی‌ثباتی بیشتر در متغیرهای پولی، ثبات بیشتری را به بخش حقیقی اقتصاد می‌دهد.

برای پژوهش‌های آتی توصیه می‌شود که بانک‌های تجاری، بورس، صندوق ذخیرهٔ ارزی و انواع مالیات‌ها با نرخ متغیر به الگو افزوده گردد تا نتایج پژوهش جامع‌تر باشد؛ هم‌چنین علاوه بر پیشنهاد اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تولید به سیاست‌گذاران پولی، به سیاست‌گذاران مالی پیشنهاد می‌شود که با توجه به آسیب‌پذیری بالای خانوارهای غیرریکاردویی در قبال شوک‌های مختلف، دولت با استفاده از سیاست‌های مالی لازم و معطوف به این خانوارها، رفاه ازدست رفتهٔ آن‌ها را تا حدی جبران نماید.

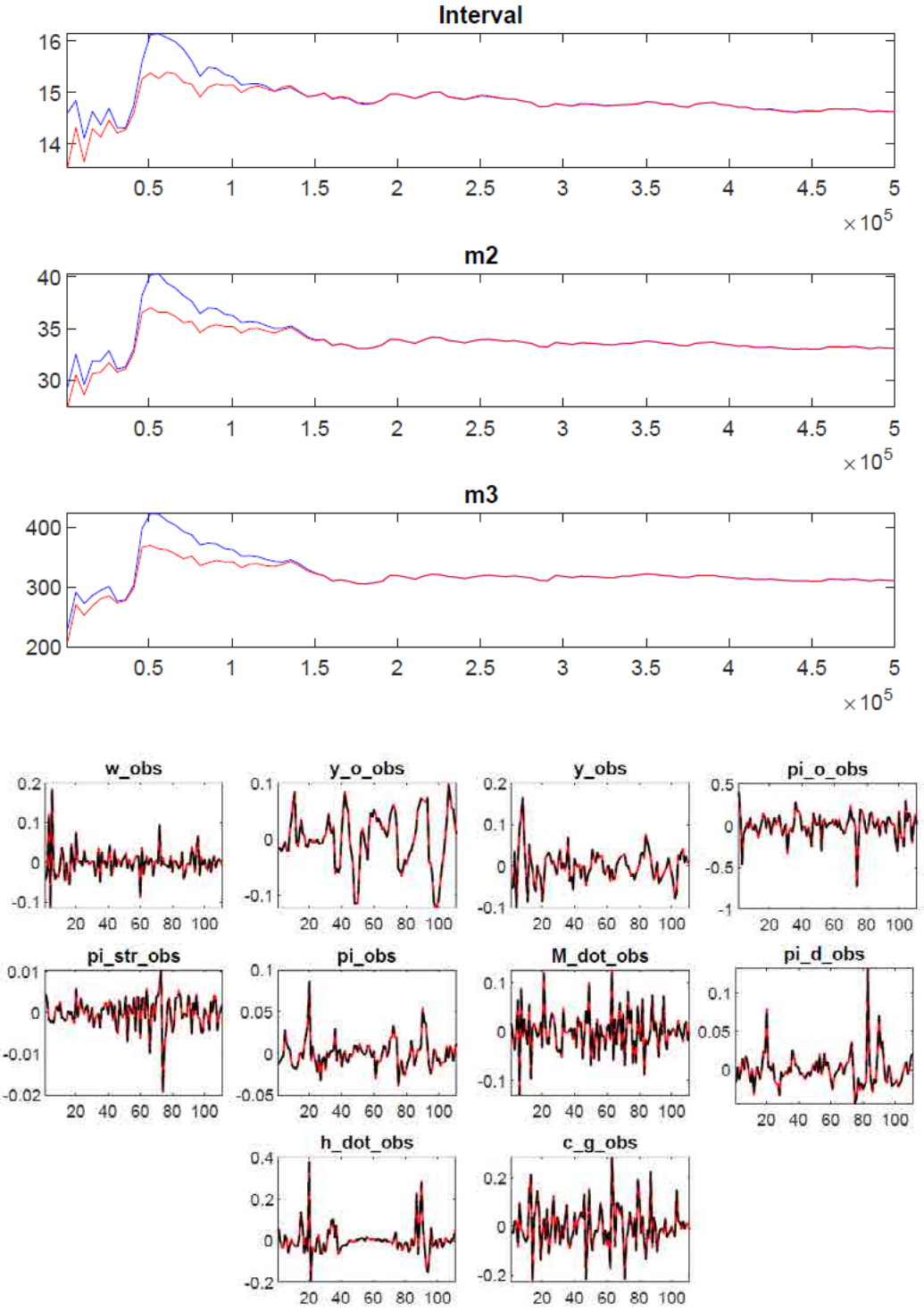
پیوست ۱

توزیع پیشین و پسین پارامترها



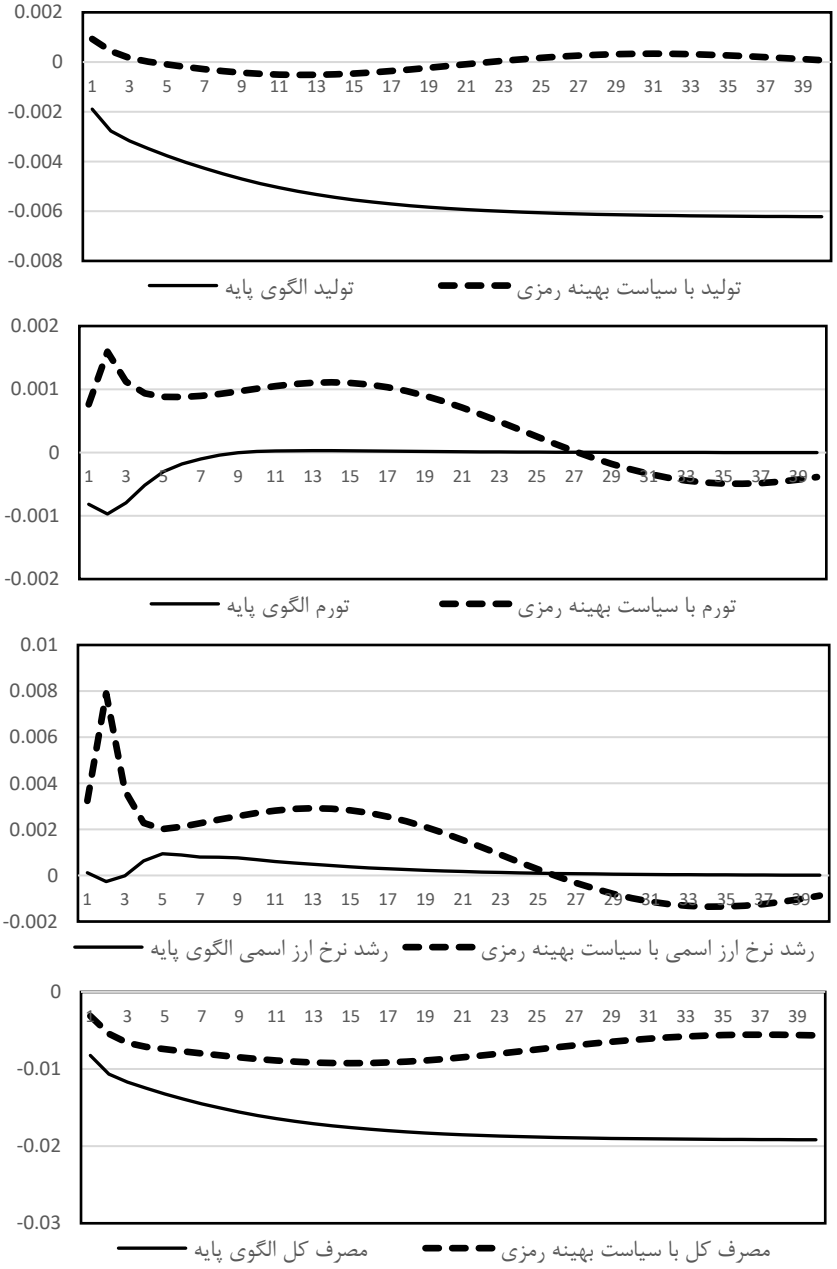
پیوست ۲

نتایج آزمون صحت برآورد پارامترهای الگو (آزمون بروکز و گلمن، ۱۹۹۸)

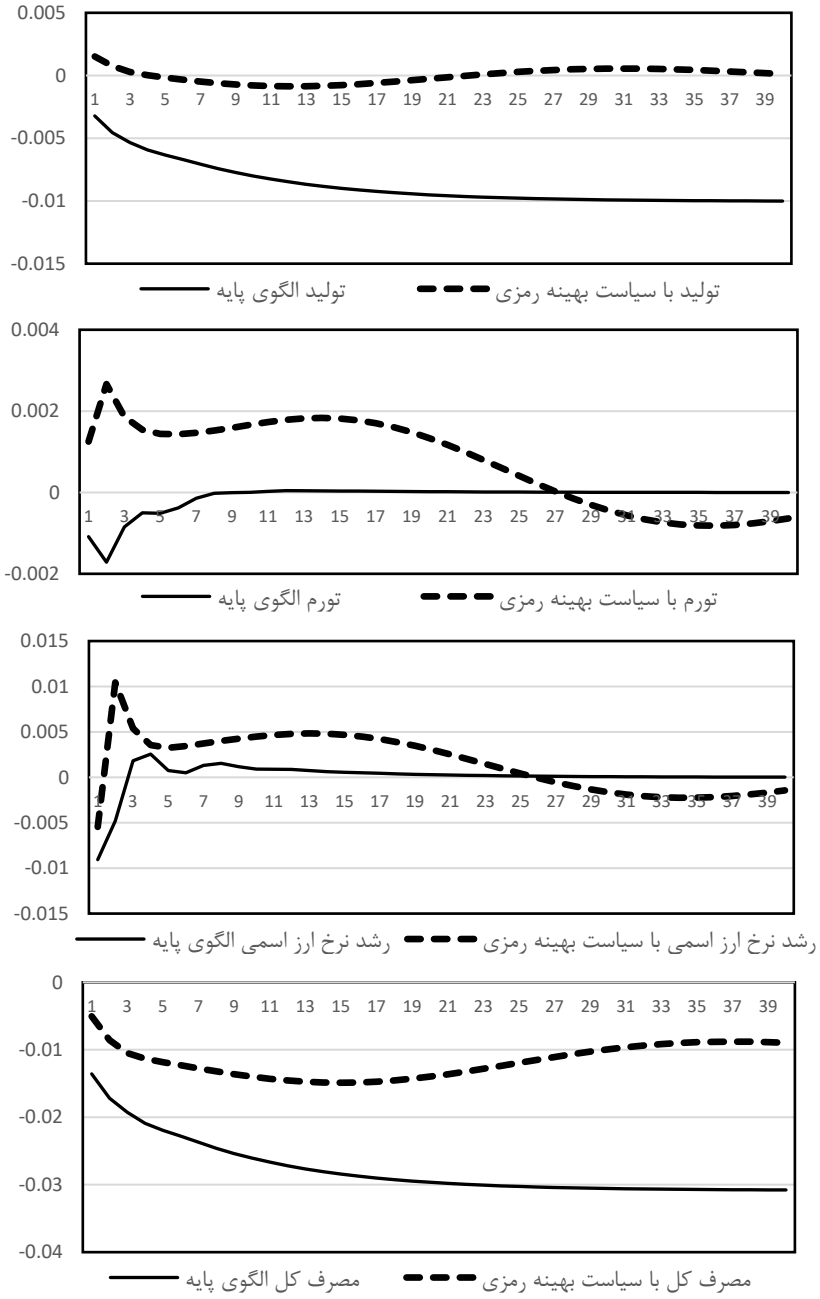


پیوست ۳ (عکس‌العمل متغیرها تحت سیاست پولی بهینهٔ رمزی شمارهٔ ۴ در الگوهای مختلف)

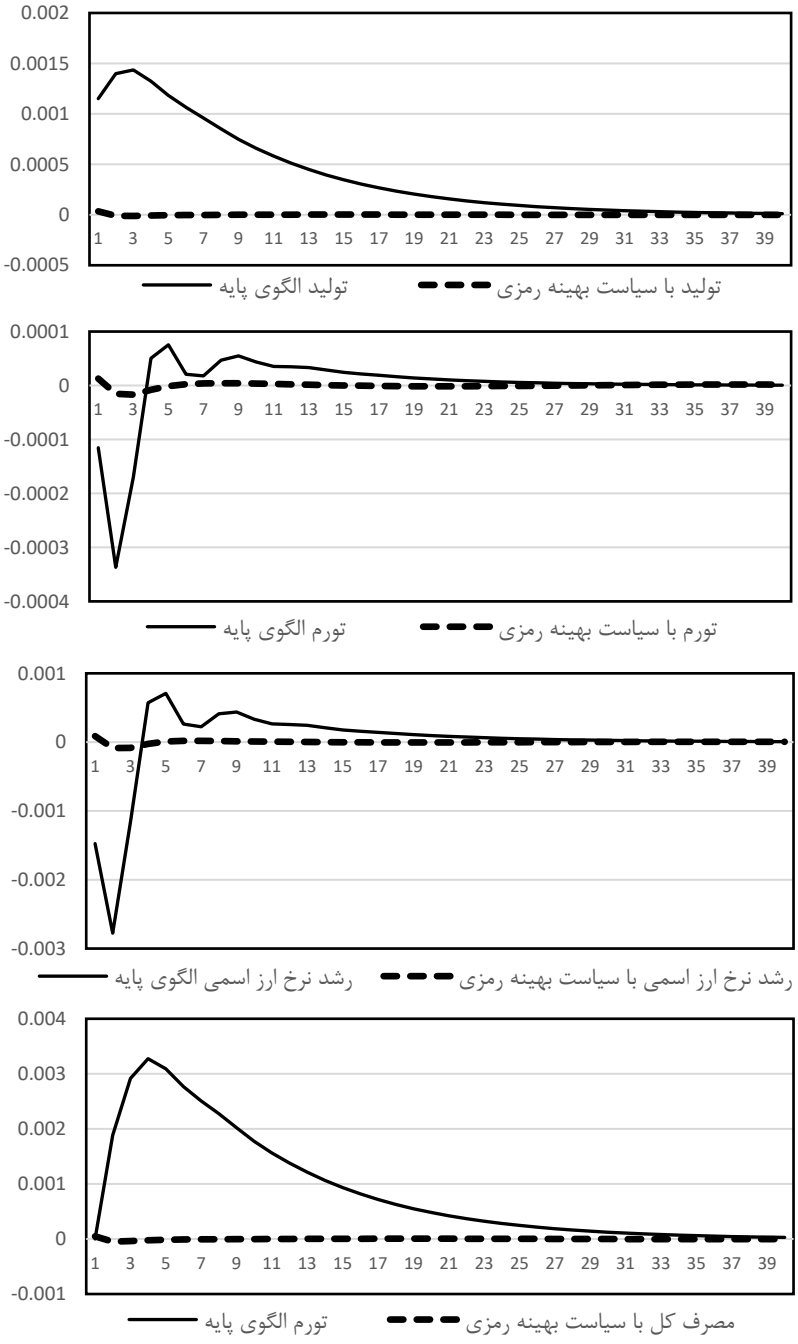
۱. عکس‌العمل تولید، تورم، رشد نرخ ارز اسمی و مصرف کل به ۰.۰۱ شوک منفی قیمت نفت



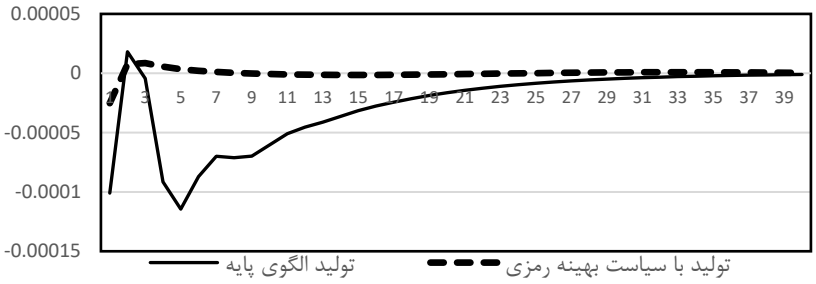
۲. عکس‌العمل تولید، تورم، رشد نرخ ارز اسمی و مصرف کل به ۰.۰۱ شوک تورم خارجی

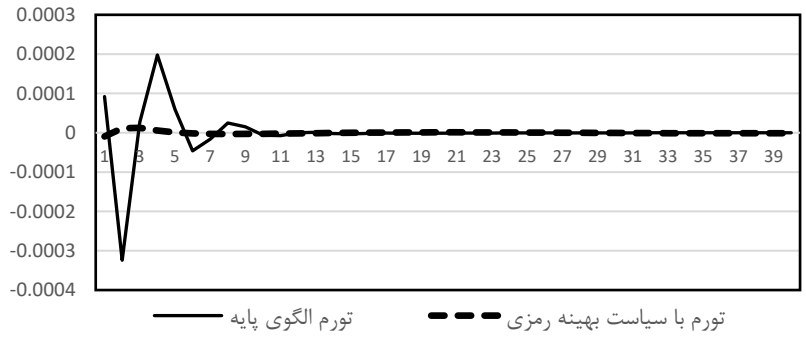


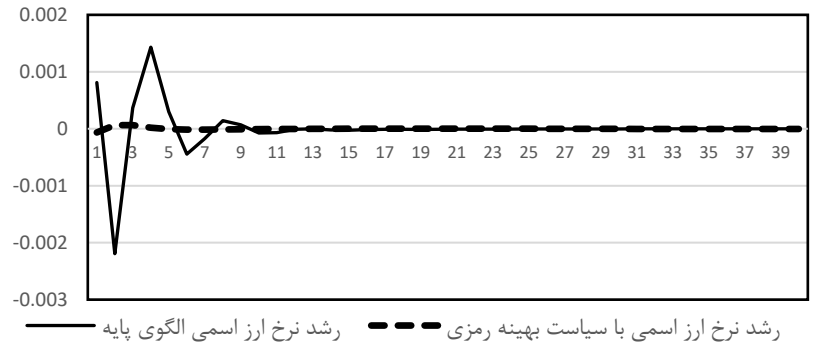
۳. عکس‌العمل تولید، تورم، رشد نرخ ارز اسمی و مصرف کل به ۰.۰۱ شوک منفی تقاضای پول

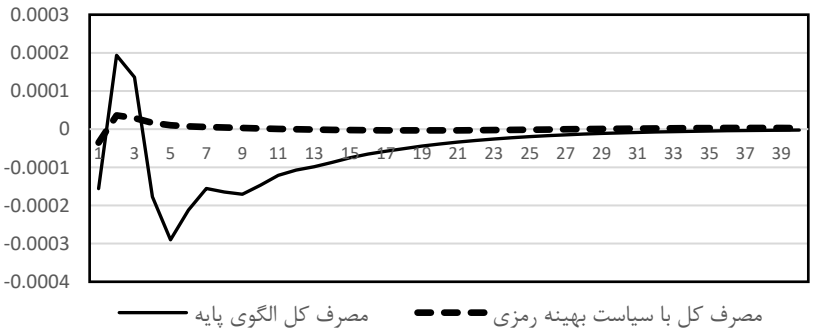


۴. عکس‌العمل تولید، تورم، رشد نرخ ارز اسمی و مصرف کل به ۰.۰۱ شوک رشد نرخ ارز اسمی









کتابنامه

– امامی، کریم، (۱۳۹۹). اقتصاد کلان، رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. نشر آماره.

– پرمه، زورار؛ قربانی، محمد؛ توکلیان، حسین؛ و شاهنوشی‌فروشانی، ناصر، (۱۳۹۵). «بررسی اثر تکانه‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، ۸۰: ۷۵–۱۱۸.

– تقی‌پور، انوشیروان، (۱۳۹۳). *تنظیم مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران جهت سیاست‌گذاری و پیش‌بینی سیکل‌های تجاری*. طرح تحقیقاتی مؤسسه توسعه و تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران.

– توکلیان، حسین؛ و افضلی‌ابرقویی، وجیهه، (۱۳۹۵). «مقایسه عملکرد اقتصاد کلان و رژیم های مختلف ارزی با رویکرد (DSGE)» . پژوهشنامهٔ اقتصادی، ۱۶، ۲ (پیاپی ۶۱): ۸۱–۱۲۵.

– توکلیان، حسین؛ و جلالی‌نائینی، سیداحمدرضا، (۱۳۹۶). «سیاست‌گذاری پولی و ارزی صلاح‌دیدی و بهینه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برآوردشده برای اقتصاد ایران». فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۳(۷۰): ۹۸–۳۳.

– توکلیان، حسین؛ و صارم، مهدی، (۱۳۹۶). «الگوهای DSGE در نرم‌افزار Dynare (الگوسازی، حل و برآورد مبتنی‌بر اقتصاد ایران)» . انتشارات پژوهشکدهٔ پولی بانکی، ویرایش اول.

– جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز؛ و بالونژادنوری، روزبه، (۱۳۹۳). «اثرتکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعهٔ موردی اقتصاد ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۳(۱۰): ۱–۳۲.

– جلالی‌نائینی، سید احمدرضا، (۱۳۹۵). *سیاست پولی، مبانی نظری و ارزیابی عملکرد در ایران*. پژوهشکدهٔ پولی و بانکی.

– جلالی‌نائینی، سیداحمدرضا؛ و نادریان، محمدامین، (۱۳۹۵). «سیاست‌های پولی و ارزی در یک اقتصاد صادرکنندهٔ نفت: مورد ایران». فصلنامه پژوهش‌های پولی– بانکی، ۹ (۲۹): ۳۲۷–۳۷۲.

– خیابانی، ناصر؛ و غلجه‌ای، سمیرا، (۱۳۹۳). «رژیم‌های ارزی و فشار بازار ارز در یک اقتصاد صادرکنندهٔ نفت (مورد ایران)» . فصلنامهٔ برنامه و بودجه، ۱۹(۳): ۳–۲۲.

– زهابی، مریم؛ بزازان، فاطمه؛ افشاری، زهرا؛ و بوستانی، رضا، (۱۳۹۶). «محاسبهٔ قاعده بهینه سیاست پولی با بررسی حساب جاری و نوسانات نرخ ارز (رویکرد بیزی)» . فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۲۵ (۸۳): ۱۴۵–۱۸۱.

– مشهدی‌زاده، فاطمه؛ پیرایی، خسرو؛ اکبری‌مقدم، بیت‌الله؛ و زارع، هاشم، (۱۳۹۸). «سیاست پولی و درجهٔ گذر نرخ ارز ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. سال ۸ (۳۰): ۲۵–۵۵.

- Balke, N. S.; Brown, S. P. & Yucel, M. K., (2010). "Oil Price Socks and U.S. Economic Activity: An International Perspective". *RFF Discussion Paper*, 10-37.

- Christiano, L. J.; Eichenbaum, M. & Evans, C. L., (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy*, 113: 1-45.

- De Walque, G.; Smets, F. & Wouters, R., (2005). "An Estimated Two Country DSGE Model for the Euro Area and the US Economy." *ECB mimeo*. https://www.snb.ch/n/mmr/reference/sem_2006_05_de_walque/source/sem_2006_08_de_walque.n.pdf

- Emami, K., (2020). "Macroeconomics, Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". *Amareh Publication*. (in Persian).

- Erceg, C. J.; Henderson, D. W. & Levin, A. T., (2000). "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts". *Journal of Monetary Economics*,46: 28-313.

- Felices, G. & Tuesta, V., (2013). "Monetary Policy in a Dual Currency Environment." *Applied Economics*. http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2013.804165

- Jafari Samimi, A.; Tehranghian, A.; Ebrahimi, I. & Balonezhad Noori, R. (2014). "The Effect of Monetary and Non-Monetary Shocks on Inflation and Output in Dynamic Stochastic General Equilibrium Model in Open Economy Condition: Case Study of Iran Economy". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 3(10), 1-32. (in Persian).

- Jalali Naeini, S. A. & Naderian, M. A., (2016). "Monetary and Exchange Rate Policy in an Oil Exporting Economy: The Case of Iran". *Journal of Monetary and Banking Research*, 9(29): 327-372. (in Persian).

- Jalali Naeini, S., (2017). "Monetary policy Theoretical foundations and performance evaluation in Iran". *Monetary Banking and Research Institute*. 1st Edition. (in Persian).

- Khiabani, N. & Ghaljei, S., (2014). "Exchange rate regimes and exchange market pressure in an oil-exporting economy (Case of Iran)". *JPBUD*, 19 (3): 3-22. (in Persian).

- Mashhadizadeh, F.; Piraee, K.; Akbari Moghadam, B. & Zare, H. (2019). Monetary Policy and Exchange Rate Pass-through Degree in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 8(30), 25-55. (in Persian). DOI: 10.22084/aes.2019.17891.2780

- Medina, J. & Soto, C., (2005). "Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE - Model for a Small Open Economy". *Central Bank of Chile*, W. P. 353.

- Nakhli, S. R.; Rafat, M.; Bakhshi Dastjerdi, R. & Rafeib, 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.

- Parmeh, Z.; Ghorbani, M.; Tavakoliyan, H. & Shahnoshifroshani, N., (2016). "The effect of economic shocks on agriculture macroeconomic variables using dynamic stochastic general equilibrium model". *Iranian Journal of Trade Studies*, 20(80), 75-119. (in Persian).

- Pfeifer, J., (2018). A Guide to Specifying Observation Equations for the Estimation of DSGE Models. *University of Cologne*.

- Taghipour, A., (2014). "A Dynamic Stochastic General Equilibrium model for Iran's Economy for policymaking and forecasting the Business Cycles". *Institute for Development and Economic Research*. Tehran University. (in Persian).

- Tavakolian, H. & Afzali Abarquyi, V. (2016). "Macroeconomic Performance in Different Exchange Rate Regimes: An Estimated DSGE Approach". *Economics Research*, 16(61), 81-125. (in Persian). DOI: 10.22054/joer.2016.5290

- Tavakolian, H. & Jalali Naeeni, A., (2017). "Optimal and Discretionary Monetary and Exchange Policies in Iran: A DSGE Approach". *Iranian Journal of Economic Research*, 22(70), 33-98. (in Persian). doi: 10.22054/ijer.2017.7966

- Tavakolian, H. & Sarem, M., (2017). DSGE models in Dynare (modeling, solving, and estimating based on Iran's economy). *Monetary Banking and Research Insitute*. 1st Edition. (in Persian).

- Zahabi, M.; Bazzazan, F.; Afshari, Z. & Boustani, R., (2017). Calculation of Optimal Monetary Policy by Considering the Current Account and Exchange Rate Fluctuations (Bayesian Approach). *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*. 25(83),145-181. (in Persian). URL: http://qjerp.ir/article-1-1734-fa.html

- www.TSD.CBI.ir

- www.amar.org.ir

- databank.worldbank.org

- data.imf.org

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

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

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Investigation of the Effect of Natural Disasters on Household Consumption Patterns in Iran Using a Difference-in-Difference Model

Salem, A. A.[1], Jabari, L.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25884.3418
Received: 2022.02.26; Accepted: 2022.03.13
Pp: 47-82

Abstract

In recent centuries, many natural disasters such as floods and droughts have appeared and have had many adverse effects on many countries. Natural disaster is one of the significant environmental challenges globally and has serious socioeconomic consequences in countries. In the recent literature, natural disasters have also been regarded as the greatest ongoing threat to human societies. The frequency and severity of natural disasters such as droughts and floods have shown an increasing trend around the globe. Evidence points to the fact that these natural disasters have significant adverse effects on crop yield, food security; there is a need to conduct micro-level studies that help generate empirical evidence on the impact of such disasters on the indicators of food security and food consumption in developing countries. Iran is one of the most disaster-prone regions in the world. Natural disasters frequently influence it and cause devastating damage. Depending on their intensity and duration, these disasters can affect consumer behavior. This study examines the effects of floods consumption in Iran in 2019 and 2020. For this purpose, the Difference-In-Differences (DID) model was applied to analyze. The data were obtained from the Statistical Center of Iran and covered the 3021 urban and rural households in Fars, Kerman, Khuzestan, Hamedan, Golestan, and Esfahan provinces. The results show that families who experience the shock of floods reduce food consumption. In other word, floods reduce all group of food consumption quantity. Results show that floods reduce tobacco expenditures, though increase, energy, transportation, and health care expenditures.

Keywords: Food Consumption, Non-Food Expenditures, Difference-In-Differences Model, Natural Disasters.

JEL Classification: D12, Q540, C1.

1. Associate Professor, Theoretical Economics Dept., Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: salem207@yahoo.com
2. Master of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.
Email: leylajabari1997@yahoo.com

Citations: Salem, A. & Jabari, L., (2022). "Investigation of the Effect of Natural Disasters on Household Consumption Patterns in Iran Using a Difference-in-Difference Model". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(42), 47-82. (doi: 10.22084/aes.2022.25884.3418).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4527.html?lang=en

1. Introduction

In recent centuries, many natural disasters have appeared and have had many adverse effects on many countries. Natural disaster is one of the significant environmental challenges globally and has serious socioeconomic consequences in countries. In the recent literature, natural disasters have also been regarded as the greatest ongoing threat to human societies. (Alhassan, 2020) the frequency and severity of natural disasters such as droughts and floods have shown an increasing trend around the globe . Evidence points to the fact that these natural disasters have significant adverse effect on crop yield, food security; (sam et al., 2021) there is a need to conduct micro-level studies that help generate empirically evidence on the impact of such disasters on the indicators of food security and food consumption in developing countries. There is ample evidence that natural disasters harm effect on household consumption patterns. (Khalili et al., 2020 and Tanaka et al., 2021). Therefore, natural disasters are among the factors affecting the household consumption pattern, which in various ways such as increasing the price of goods and reducing household income can reduce the consumption of goods including food, and negative consequences such as food insecurity and socio-economic well-being. Therefore, it is necessary to study the effect of natural disasters on household consumption patterns to control their negative impacts on households. Also, this study examines the impact of floods on food and non-food consumption in Iran. For this purpose, the DID model was applied to analyze. The data were obtained from the Statistical Center of Iran and covered the 3021 urban and rural households in Fars, Kerman, Khuzestan, Hamedan, Golestan, and Esfahan provinces.

2. Method

DID is a quasi-experimental design that uses longitudinal data from treatment and control groups to obtain an appropriate counterfactual to estimate a causal effect. (Ai et al., 2022) The DID is a powerful model which allows us to look at the effect of a policy intervention by taking into consideration: how a group mean changes before and after a policy intervention (treatment group) and Compare this change with the means over time of a similar group which did not undergo the treatment (control group) (Yousefi and Sobhani, 2016) The principle of the DID model is to construct the counterfactual results of the treatment group with the help of the control group to estimate the causal effect of exogenous shocks. Specifically, the basic did model can be written as Eq (1).

$$(1) \quad Y_{ist} = \beta_0 + \beta_1 \text{treatment}_s + \beta_2\, t_t + \beta_3 (\text{treatment}_s \times t_t) + \varepsilon_{ist}$$

The counterfactual framework helps to eliminate the likely growth trend of the treatment group and estimate the clean treatment effect. The treatment effect is the treatment group minus the counterfactual of the treatment group, which means the potential result that the treatment group has not been treated. However, the counterfactual of the treatment group cannot be observed directly. Therefore, the control group is needed to estimate the potential outcome of the treatment group after the treatment. The control group captures the trend of the treatment group applied to construct the potential outcome of treatment, from the eq. (1), β3 captures the treatment effect. Twice differentiation is needed to get the clean

treatment effect. The first difference is based on the time of treatment. The treatment group after treatment minus the treatment group before treatment to obtain the difference before and after treatment. The same method is used in the control group to get the difference before and after the potential treatment. The second difference uses the difference before and after treatment in the treatment group minus the difference before and after treatment in the control group to obtain the treatment effect. (Ai et al., 2022).

3. Data

The study to investigate the effect of natural disasters on household consumption patterns relied on the Household Income and Expenditure Survey data collected in 2018 and 2019 which were made available by Statistical Center of Iran. We classified the sample families from the districts where 1210 households were not affected by floods as the control; and the sample of 1811 households from the part affected districts, scilicet where households were affected by the floods, constituted the treatment group. Y is a vector of dependent variables that include the quantity of food consumption items and expenditures on non-food items. In the present study, in addition to the flood, the effect of other demographic variables such as income, price, gender, education of the head of the household, place of residence, and household size as control variables on the dependent variables have been studied.

4. Discussion

The results show that the natural disasters were negative and significant impact on Vegetables, oils, sugar and confectionery, fruits and meat, and eggs and thier substitutes. This decrease in consumption of different household food groups occurs due to the decline in household income and their limited budget for purchasing food and is consistent with past studies in this field. Also, result shows that the natural disasters were negative and significant impact on tobacco expenditure. The reduction in these costs is also related to the decrease in household income. Also, Natural disasters significantly increase health, energy, and transportation costs. When natural disasters occur, physical and mental harm increases, and this matter rises the demand for health goods and services for treatment and household health costs. Also, during natural disasters, buildings are usually destroyed and their reconstruction increases energy consumption. After a natural disaster, there is substantial competition for limited transportation resources and equipment. This limited capacity will transportation rates and naturally push costs up.

5. Conclusion

In recent centuries, many natural disasters such as floods and droughts have appeared and have had many adverse effects on many countries. Natural disaster is one of the significant environmental challenges globally and has serious socioeconomic consequences in countries. In the recent literature, natural disasters have also been regarded as the greatest ongoing threat to human societies. The severity of natural disasters have shown an

increasing trend around the globe. There is ample evidence that natural disasters harm on household consumption patterns. Therefore, natural disasters are among the factors affecting the household consumption pattern, in various ways such as increasing the price of goods and reducing household income can reduce the consumption of goods including food, and negative consequences such as food insecurity and well-being. Therefore, it is necessary to study the effect of natural disasters on household consumption patterns to control their negative impacts on households. Also, this study examines the impact of floods on consumption in Iran. For this purpose, DID model was applied to analyze. The study to investigate the effect of natural disasters on household consumption patterns relied on the household Survey data collected in 2018 and 2019. The data were obtained from the Statistical Center of Iran and covered the 3021 urban and rural households in Fars, Kerman, Khuzestan, Hamedan, Golestan, and Esfahan provinces. Results show that the natural disasters were negative and significant impact on tobacco expenditure. Also, Natural disasters significantly increase health, energy, and transportation costs. In addition, natural disasters were negative and significant effect on Vegetables, oils, sugar and confectionery, fruits and meat, and eggs and their substitutes.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار در ایران با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل

علی‌اصغر سالم[۱]، لیلا جباری[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25884.3418
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۰۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۲۲
صص: ۸۲-۴۷

چکیده

پدیده‌های ناگوار طبیعی ازجمله سیل و خشک‌سالی چند قرن اخیر نمود زیادی یافته و اثرات نامطلوب و خسارات فراوانی را برای اقتصادها رقم زده است؛ بنابراین، بلایای طبیعی یکی از چالش‌های مهم زیست‌محیطی جهانی است که پیامدهای جدی اقتصادی-اجتماعی فراوانی برای کشورها دارد. در مطالعات گذشته، بلایای طبیعی به‌عنوان بزرگ‌ترین تهدید برای جوامع انسانی درنظر گرفته شده است، به‌طوری‌که فراوانی و شدت بلایای طبیعی ازجمله سیل و خشک‌سالی روند افزایشی را در سراسر جهان نشان می‌دهد. شواهد بسیاری نشان می‌دهد که بلایای طبیعی اثرات منفی قابل‌توجهی را بر بازدهی محصولات کشاورزی و امنیت غذایی داشته است. ایران نیز یکی از مناطق بلاخیزی است که اغلب این بلایای طبیعی اثرات زیان‌بار و خسارات زیادی برای آن ایجاد نموده است و این حوادث ناگوار طبیعی بسته به شدت و مدت‌زمان وقوع، می‌توانند تأثیرات متفاوتی بر رفتار مصرف‌کننده در ایران داشته باشد؛ از این‌رو نیاز انجام مطالعات در سطح خُرد که به ایجاد شواهد تجربی و شواهدی درمورد اثرات چنین بلایایی بر شاخص امنیت غذایی و مصرف خانوار در کشورهای درحال توسعه کمک می‌کند. به‌همین علت، این مطالعه به بررسی اثر سیل بر مصرف مواد خوراکی و غیرخوراکی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ می‌پردازد. بدین‌منظور از داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران و مدل تفاضل در تفاضل استفاده شده است، که این داده‌ها شامل ۳۰۲۱ خانوار شهری و روستایی شش استان خوزستان، فارس، گلستان، کرمان، اصفهان و همدان می‌شود. نتایج نشان می‌دهد، خانوارها در استان‌هایی که شوک‌های ناشی از سیل را تجربه می‌کنند، مصرف تمامی گروه‌های خوراکی خود را کاهش می‌دهند. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که وقوع سیل مخارج دخانی خانوار را کاهش و مخارج سوخت و روشنایی، حمل و نقل و بهداشتی خانوار را به صورت معناداری افزایش می‌دهد.

کلیدواژگان: مصارف خوراکی، هزینه‌های غیرخوراکی، مدل تفاضل در تفاضل، بلایای طبیعی.
طبقه‌بندی JEL: D12, Q540, C1.

۱. دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: salem207@yahoo.com
۲. کارشناسی‌ارشد، گروه اقتصاد نظری، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
Email: leylajabari1997@yahoo.com

ارجاع به مقاله: سالم، علی‌اصغر؛ و جباری، لیلا، (۱۴۰۱). «بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار در ایران با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۴۷-۸۲ (doi: 10.22084/aes.2022.25884.3418).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4527.html

۱. مقدمه

پدیده‌های ناگوار طبیعی ازجمله سیل و خشک‌سالی چند قرن اخیر نمود زیادی یافته و اثرات نامطلوب و خسارات فراوانی را برای اقتصادها رقم زده است. شواهد بسیاری گویای این است که بلایای طبیعی چالش‌های گسترده‌ای را برای بسیاری از کشورهای درحال توسعه ایجاده نموده، ثبات اقتصادی آن‌ها را تحت‌تأثیر خود قرار داده و بازدهی کشاورزی را به‌طور قابل‌توجهی در این کشورها کاهش داده است (الحسان[1]، ۲۰۲۰). از طرفی بلایای طبیعی مانع تولید محصولات کشاورزی شده و معیشت خانوار را مختل نموده است (سام[2] و همکاران ، ۲۰۲۱). هم‌چنین تغییراتی در میزان و ترکیب مصرف مواد غذایی ایجاد کرده و با کاهش مصرف برخی از مواد خوراکی مانند سبزی‌ها و میوه‌ها که حاوی فیبرها، ویتامین‌ها و سایر مواد مورد نیاز بدن، امنیت غذایی را به خطر انداخته است (کارپنا[3] و همکاران، ۲۰۱۹). به‌طوری‌که بررسی‌ها نشان می‌دهد که حداقل نیاز معیشتی برای هر فرد بالغ معادل ۲۲۰۰ کیلوکالری در روز است و بلایای طبیعی مصرف برخی از خانوارها را به کمتر از این مقدار، یعنی کمتر از میزان کالری توصیه شده، کاهش داده است (مکنون[4] و همکاران، ۲۰۲۱). هم‌چنین، بلایای طبیعی از طریق کاهش درآمد، مصرف سایرکالاها و خدمات، به‌ویژه کالاها و خدمات آموزشی و بهداشتی را کاهش داده و درنهایت رفاه افراد را کاهش داده است. در این‌میان، خانوارهای کم‌درآمد که اغلب فاقد منابع و ابزارهای مالی برای کاهش اثرات منفی شوک‌های درآمدی ناشی از حوادث ناگوار طبیعی هستند؛ با وقوع این پیش‌آمدهای ناگوار، سطح قبلی مصرف خود را از دست داده و در مواجه با این حوادث، به‌سمت فقر مطلق کشیده شده‌اند. «ورسچر»[5] و همکاران (۲۰۲۰) هم‌چنین، شواهد زیادی نیز حاکی از این است که بلایای طبیعی الگوی مصرف خانوار را تحت‌تأثیر خود قرار داده و اثرات مخربی را برالگوی مصرف خانوارها تحمیل نموده است. برای نمونه «تاناکا»[6] و همکاران (۲۰۲۱) و «خلیلی» و همکاران (۲۰۲۱) بیان می‌کنند که بلایای طبیعی در الگوی مصرف خانوارها تغییراتی ایجاد نموده و مصرف خوراکی و غیرخوراکی آن‌ها را کاهش داده است. بلایای طبیعی، به‌ویژه سیل، خشک‌سالی و طوفان از عوامل کلیدی اثرگذار بر الگوی مصرف خانوارها محسوب می‌شوند که از طرق مختلف می‌توانند تغییراتی در الگوی مصرف خانوارها ایجاد کنند. این حوادث معمولاً با کاهش درآمدهای کشاورزی و غیرکشاورزی و افزایش قیمت مواد خوراکی و غیرخوراکی، مصارف کالاها و خدمات را کاهش داده‌اند (خلیلی و همکاران، ۲۰۲۱) که این مسأله ممکن است، پیامدهای منفی برای خانوار مانند ناامنی غذایی، فقر و کاهش رفاه اجتماعی– اقتصادی، به‌دنبال داشته باشند؛ از این‌رو شناخت اثرات بلایای طبیعی بر الگوی مصرف –چه ترکیب و چه میزان مصرف– برای کنترل اثرات منفی آن با اعمال مداخلات مؤثر، ضروری به نظر می‌رسد.

به‌طور خاص، بررسی این موضوع در کشورهای درحال توسعه و با حجم بالای تولیدات و شاغلان بخش کشاورزی اهمیت بیشتری دارد؛ چراکه در این کشورها خانوارهای زیادی به‌شدت، به فعالیت‌های کشاورزی و

---

1. Alhassan
2. Sam
3. Carpena
4. Mekonnen
5. Verschuur
6. Tanaka

درآمدهای حاصل از آن وابسته هستند و با وقوع بلایای طبیعی و کاهش بازدهی بخش کشاورزی، بخش بزرگی از درآمد خود را از دست می‌دهند؛ از این‌رو خانوارهای ساکن در این کشورها تغییرات شدیدتری را در الگوی مصرف خود، نسبت به خانوارهای ساکن سایر کشورها تجربه می‌کنند (نگوین و همکاران، ۲۰۲۱). ایران نیز ازجملهٔ این کشورهای درحال‌توسعه است که به‌دلیل موقعیت جغرافیایی و اقلیمی خود در معرض حوادث و بلایای طبیعی بسیاری قرار داشته و به‌همین دلیل همواره مستعد بلایای طبیعی متعدد ازجمله: زلزله، سیل، طوفان، خشک‌سالی و بارش تگرگ است (شعبانی و مهرعلی‌تبار، ۱۳۹۲)؛ بنابراین پیامدها و نتایج ناگوار هریک از این حوادث می‌تواند تغییراتی را در الگوی مصرف خانوارها، تغذیه آن‌ها، کمیت و کیفیت مصرف مواد خوراکی و غیرخوراکی آنان ایجاد نموده و در نتیجه، اثرات جدی‌تری مانند گسترش فقر و ناامنی غذایی را به جامعه تحمیل نماید. روش محاسبات اقتصادسنجی مورداستفاده در این مطالعه در شاخه روش‌های ارزیابی سیاست قرار می‌گیرد.

بنابراین در مطالعهٔ حاضر با طرح این پرسش که شایع‌ترین بلای طبیعی (سیل) چه تأثیری بر الگوی مصرف خانوارهای ایرانی داشته است؟ به بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای شهری و روستایی طی سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸هش. پرداخته می‌شود. برای ارزیابی سیاست (وقوع بلایای طبیعی) از روش تفاضل در تفاضل استفاده شده است، که ضمن مقایسهٔ قبل و بعد از اعمال سیاست اثر تجمیعی کل اقتصاد را نیز کنترل می‌کند. به‌صورت خلاصه، تفاضل عملکردی قبل و بعد از رویداد مورد نظر در گروه تیمار (درمان) با تفاضل قبل و بعد عملکردی گروه کنترل سنجیده می‌شوند. هر گونه انحراف از روند کلی در متغیر مورد بررسی (در اینجا مصرف گروه‌های مختلف خوراکی و غیرخوراکی) به رویداد موردنظر (اینجا وقوع بلایای طبیعی) نسبت داده می‌شود. به‌عبارت دیگر، این روش از دو گروه کنترل و تیمار تشکیل شده است که عملکرد هر دو گروه در دو زمان قبل و بعد رویداد بلایای طبیعی مورد اندازه‌گیری می‌شود، سپس با به‌کارگیری رگرسیون تفاضل در تفاضل به پرسش یادشده پاسخ داده می‌شود. از این‌رو، برای پاسخ به پرسش فوق ابتدا ریز داده‌های مربوط به هزینه‌های مصرفی زیرگروه‌های غیرخوراکی و مقادیر مصرف زیرگروه‌های خوراکی در کنار برخی از متغیرهای جمعیت‌شناخت (ازجمله: درآمد، جنسیت، تحصیلات، سن، قیمت زیرگروه‌های کالایی و وضعیت سکونت خانوار) به‌عنوان متغیرهای کنترلی برای شش استان: فارس، خوزستان، گلستان، همدان، کرمان و اصفهان استخراج‌شده و با الگوی تفاضل در تفاضل به بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوارها در ایران پرداخته می‌شود.

در متن پیش‌رو، پس از مقدمه، ابتدا مبانی نظری موجود در این زمینه ارائه شده، سپس مطالعات انجام‌شده در رابطه با موضوع مورد مطالعه، به‌صورت خلاصه بیان می‌شود. پس از بررسی مطالعات گذشته، در قسمت روش پژوهش، روش برآورد و متغیرهای مورد بررسی، معرفی شده و در دو قسمت پایانی نیز نتایج برآورد مدل اقتصادسنجی، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

در سال‌های اخیر، بلایای طبیعی و مصرف به‌طور فزاینده‌ای موردتوجه دانشمندان، مردم و کشورهای سراسر جهان قرار گرفته است. بسیاری از محققان معتقدند بلایای طبیعی، اثرات منفی بسیاری به محصولات کشاورزی مناطق

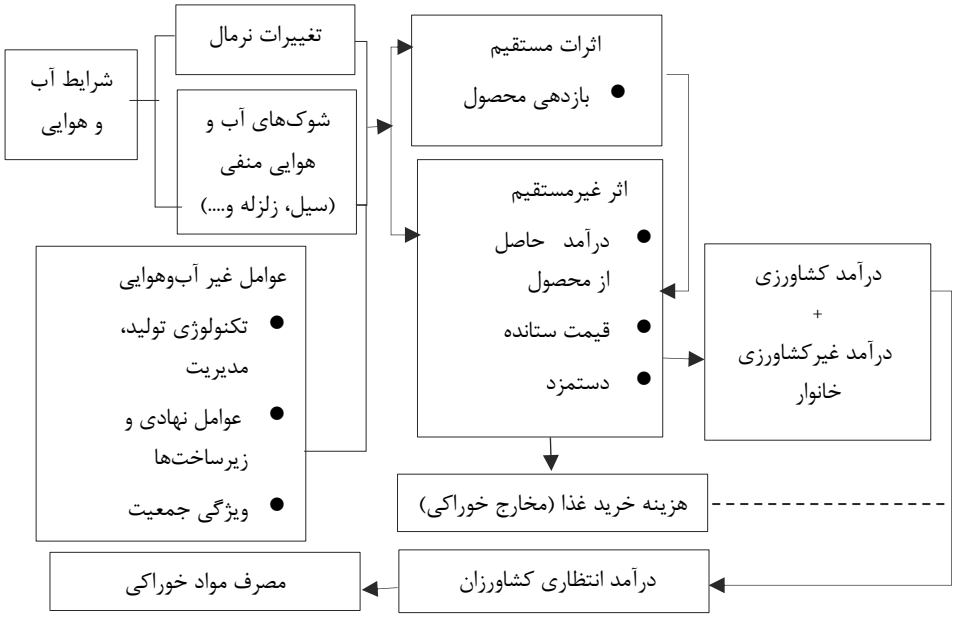
آسیب‌دیده وارد کرده و این اثرات توسعهٔ پایدار در جوامع را به‌طور جدی محدود نموده است. در این‌میان، محققان بسیاری به بررسی اثر بلایای طبیعی بر مصرف خانوار و نحوهٔ تعامل و کاهش آن پرداخته و مکانیزم‌های اثرگذاری حوادث ناگوار طبیعی بر مصرف خانوار را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنان بیان می‌کنند که به‌طورکلی شوک‌های آب‌وهوایی (بلایای طبیعی) معمولاً به دو صورت شدید و جزئی رخ می‌دهد. این شوک‌ها یا آن‌قدر کوچک هستند که ممکن است تأثیر چندانی بر الگوی مصرف خانوار وارد نمی‌کند؛ معمولاً خانوار در مواجه با این نوع بلایای طبیعی، با کمک گرفتن از همسایگان، دوستان و آشنایان یا با استفاده از پس‌اندازشان، تغییری در مصرف خود اعمال نکرده و آن را همواره ثابت نگه‌می‌دارند. گاهی بلایای طبیعی آن‌قدر شدید است که الگوی مصرف خانوار را به‌شدت تحت‌تأثیر خود قرار می‌دهد. در صورت وقوع بلایای طبیعی شدید، کل افراد جامعه به‌شدت تحت‌تأثیر فاجعه قرار گرفته و بخشی از درآمد خود را از دست می‌دهند؛ بنابراین نمی‌توان مانند مورد قبلی مصرف را ثابت نگه‌داشت و چاره‌ای غیر از کاهش در هزینه‌ها و مصرف برخی اقلام نخواهد بود. با توجه به مبانی نظری موجود، اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خوراکی و غیرخوراکی خانوار از طریق مکانیسم‌های گوناگون قابل بررسی است که در ادامه این مکانیزم‌ها به تفکیک گروه‌های خوراکی و غیرخوراکی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۱. اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف مواد غذایی

محصولات زراعی توسط عوامل آب‌وهوایی (مانند: شوک‌های آب‌وهوایی، خشک‌سالی، سیل) و عوامل غیرآب‌وهوایی (مانند: مدیریت، تکنولوژی تولید، متغیرهای ساختاری و نهادی) تعیین می‌شوند؛ درحالی‌که تغییرات آبوهوایی نرمال ممکن است، پیامدهای مثبتی برای تولیدات کشاورزی به‌همراه داشته و تولیدات کشاورزی را افزایش دهند، شوک‌های شدید آب‌وهوایی و بلایای طبیعی ناشی از این تغییرات، می‌تواند به‌طور مستقیم بر بازدهی کشاورزی و به‌شکل غیرمستقیم بر دستمزد و درآمدهای کشاورزی و غیرکشاورزی تأثیر منفی گذاشته و درنتیجه، هزینه‌های خوراکی و مصرف مواد غذایی را به‌صورت کلی کاهش دهند (بوانسی[1] و همکاران، ۲۰۲۱)، (شکل ۱)؛ به‌عبارت بهتر، بلایای طبیعی با از بین بردن اموال و دارایی افراد، آسیب به مزارع کشاورزی و کاهش ستاندهٔ کشاورزی، از بین بردن دام‌ها، فرسایش زمین و خسارت به شیلات منجر به کاهش تولیدات کشاورزی، افزایش بیکاری و افزایش قیمت مواد خوراکی شده و درنهایت به کمبود غذا و کاهش دسترسی و مصرف مواد خوراکی خانوار ختم می‌شود (نپال[2] و نوپین[3]، ۲۰۲۲).

---

[1]. Boansi
[2]. Nepal
[3]. Neupane



شکل ۱: چارچوب مفهومی اثرگذاری بلایای طبیعی بر مصرف و مخارج خوراکی خانوار (بوانسی و همکاران، ۲۰۲۱).

Fig 1: The Conceptual Framework of the Effect of Natural Disasters on Household Food Consumption and Expenditure (Boansi et al., 2021)

۲-۱-۱. بلایای طبیعی، درآمد و مصرف مواد خوراکی

به عبارتی می‌توان بیان کرد که درآمد عامل تولید از حاصل‌ضرب قیمت عامل تولید در میزان اشتغال یا مقدار تقاضای آن به‌دست می‌آید، معادلهٔ (۱) درآمد به‌دست‌آمده از نهاده‌های تولید را نشان می‌دهد که با وقوع بلایای طبیعی، تقاضای آن کاهش‌یافته و ساعات اشتغال عوامل تولید را نیز کاهش می‌دهند؛ چراکه بلایای طبیعی سطح تولید و سطح محصول زیر کشت را کاهش می‌دهد، تقاضا برای نیروی کار، سرمایه و... را پایین آورده و درنهایت درآمد خانوار را کاهش می‌دهد.

$$= \sum_{a \in A} W_f QF_f YF_f \qquad (۱)$$

که در آن YH_f درآمد عامل تولید، QF_f تقاضا برای عامل تولید f در فعالیت a را نشان می‌دهد که اثر مستقیم بر درآمد عامل تولید دارد، W_f دستمزد عوامل تولید مختلف است که با توجه به نوع عامل متفاوت بوده اما برای فعالیت‌های مختلف یکسان است. درآمد خانوار از جمع درآمد عوامل تولید، پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوار و درآمد انتقالی از دنیای خارج به‌دست می‌آید. بلایای طبیعی با اثرگذاری بر سطح تولید تقاضا برای عامل تولید و درآمد آن را کاهش می‌دهد (رابطهٔ ۲).

$$= \sum_{f \in F} YF_{hf} + tr_{h,\,row} \times EXR + tr_{h,gov} YH_h \qquad (۲)$$

YH_h درآمد خانوار h، YH_{hf} درآمد کسب‌شده خانوار از طریق عوامل تولید f، $tr_{h,\,row}$ خالص درآمد خانوار h از دنیای خارج و $tr_{h,\,gov}$ میزان درآمد پرداخت‌شده از دولت به خانوار h را نشان می‌دهد.

مخارج مصرفی پس از کسر پس‌انداز، مالیات مستقیم و پرداختی خانوار به دنیای خارج از درآمد خانوار به‌دست می‌آید و ازآنجایی‌که مخارج مصرفی خانوار تابعی از درآمد است، تحت‌تأثیر بلایای طبیعی تغییر می‌کند.

$$=\left(1\text{-}mps_h\right)\left(1\text{-}ty_h\right)YF_{hf}\text{-}tr_{row,h}\times EXREH_h \qquad (۳)$$

که در آن EH_h مخارج مصرفی خانوار، mps_h نرخ پس‌انداز و ty_h نرخ مالیات مستقیم خانوار است. تقاضای مصرفی خانوار از رابطهٔ (۴) به‌دست می‌آید که در آن Y_{ch} حداقل معیشت از کالای C توسط خانوار hام است. در این‌صورت تقاضا برای کالاهای خوراکی خانوار تابعی از مخارج خانوار است که تحت‌تأثیر بلایای طبیعی است و تقاضا کالاهای خوراکی با رخداد بلایا کاهش می‌یابد.

$$=Y_{CH}+\frac{B_{ch}\left(EH_h-\sum PQ_c\times\gamma_{ch}^{m}\right)}{PQ_C} \qquad c\in C,\ h\in HQH_{Ch} \qquad (۴)$$

که در آن QH_{ch} تقاضای کالاهای خوراکی خانوار h است (خیز و همکاران، ۱۳۹۷). علاوه‌بر این، کاهش محدودیت در درآمد و بودجه ممکن است در دوره‌های آتی نیز ادامه داشته باشد؛ چراکه ممکن است پس از وقوع بلایای طبیعی ازجمله: سیلاب‌ها، ته‌نشینی رسوبات و فرسایش خاک، زمین‌های کشاورزی را غیرقابل کشت کرده و تولید و عرضهٔ محصولات کشاورزی را در سال‌های بعدی کاهش دهد و درنهایت، محدودیت درآمدی و کاهش در مصرف مواد خوراکی را در سال‌های آتی برای خانوار به‌دنبال داشته باشد. به‌علاوه، محدودیت درآمدی خانوار ممکن است خانوار را با محدودیت سرمایه برای کشت روبه‌رو نموده و این امر نیز به کاهش تولید و بودجهٔ خانوار در سال‌های آینده بینجامد.

مطابق با ادبیات موجود، مواد خوراکی را می‌توان در شش گروه کلی: (۱) نان و غلات، (۲) آجیل، خشکبار و دانه‌های روغنی، (۳) سبزی‌ها و میوه‌ها، (۴) شکر، عسل، چربی و روغن، (۵) گوشت، ماهی و لبنیات و (۶) مواد غذایی فرآوری شده و نوشیدنی‌ها دسته‌بندی نمود. با این‌که مطالعات متعدد نشان می‌دهند، شوک‌های آب‌وهوایی منفی و بلایای طبیعی حاصل از آن به‌ویژه سیل و خشک‌سالی به کاهش هزینه‌های خوراکی و مصرف مواد غذایی می‌شود، اما اثر بلایای طبیعی بر هرکدام از این گروه‌های غذایی متفاوت است؛ به‌عنوان نمونه درحالی‌که هزینه برروی دو گروه نان و غلات و مواد غذایی فرآوری‌شده، در اثر رخداد بلایای طبیعی کاهش می‌یابد، اثر آن بر گروه اول بسیار کوچک‌تر از گروه دوم است. درخصوص اثر بلایای طبیعی و شوک‌های منفی آب‌وهوایی بر مصرف گروه‌های غذایی و الگوی مصرف موادغذایی و چگونگی تخصیص درآمد خانوار بر گروه‌های غذایی مختلف می‌توان به چهار الگو اشاره نمود.

الگوی (۱): خانوار همچنان به‌شدت به غلات متکی هستند، مطالعات نشان می‌دهند که اثر منفی بلایای طبیعی بر گروه نان و غلات نسبت به سایر گروه‌های خوراکی کمتر است. برای اغلب خانوار –به‌ویژه خانوارهای کم‌درآمد– غلات بیشترین سهم از بودجهٔ خوراکی خانوار داشته و منبع اساسی برای کسب کالری و پروتئین محسوب می‌شوند. طبق این الگو، بااین‌که در طی بلایای طبیعی و درنتیجه کاهش درآمد، مخارج غذایی خانوار کاهش می‌یابد؛ اما هم‌چنان غلات به‌عنوان بزرگ‌ترین گروه مواد غذایی مصرفی باقی‌می‌ماند؛ چراکه غلات قیمت کمتری

نسبت به سایر گروه‌های خوراکی داشته و منبع اصلی کربوهیدرات‌ها، پروتئین‌ها و کسب انرژی برای ادامهٔ فعالیت‌های افراد است.

الگوی (۲): خانوار به‌صورت قابل‌توجهی از مصرف محصولات غذایی فرآوری‌شده‌ای مانند سس، نوشیدنی‌های گازدار و گوشت فاصله می‌گیرند و بیشترین تأثیر بلایای طبیعی بر مصرف مواد غذایی فرآوری‌شده، گوشت، ماهی و لبنیات است. عمدتاً جایگزینی محصولات فرآوری‌شده و گوشت را می‌توان به کشش درآمدی بالای آن نسبت داد. این محصولات برای اغلب کشاورزان و خانوار کم‌درآمد کالای لوکس محسوب می‌شوند که کشش درآمدی بزرگ‌تر از یک دارند. بلایای طبیعی درآمد کشاورزی و غیرکشاورزی خانوار را با کاهش ساعات اشتغال، دستمزد، از دست دادن محصولات کشاورزی و افزایش بیکاری کاهش می‌دهد؛ بنابراین هنگامی‌که افراد با بلایای طبیعی مواجه شده و بخشی از درآمد خود را از دست می‌دهند، به شکل قابل‌توجهی از میزان مخارج خوراکی برروی کالاهای با کشش درآمدی بالاتر مانند: گوشت، محصولات لبنی و غذاهای فرآوری‌شده می‌کاهند.

الگوی (۳): در پی شوک‌های منفی ناشی از بلایای طبیعی و کاهش درآمد و در پی آن کاهش بودجهٔ لازم برای خرید مواد خوراکی، خانوار از مصرف کالاهای خوراکی مانند: شکر، چربی، روغن که منبع اصلی چربی هستند، صرف‌نظر می‌کنند.

الگوی (۴): در پی رخداد بلایای طبیعی مصرف‌کنندگان، مصرف گروه سبزی‌ها و میوه‌جات که سرشار از ویتامین‌ها و آنتی‌اکسیدان‌ها هستند، کاهش می‌دهند (کارپنا، ۲۰۱۹).

۲-۱-۲. بلایای طبیعی، قیمت و مصرف مواد خوراکی

بلایای طبیعی ازطریق افزایش قیمت محصولات کشاورزی نیز تغییراتی در الگوی مصرف خانوار ایجاد می‌کنند. معمولاً بلایای طبیعی زمین‌های کشاورزی را نابود می‌کنند و از این‌طریق محصولات کشاورزی را از بین می‌برند و عرضهٔ این محصولات را در بازار کاهش می‌دهند. در این‌صورت، محدودیت در عرضهٔ محصولات کشاورزی و کمبود این نوع کالاها در بازار، قیمت مواد خوراکی را افزایش داده و دسترسی اکثریت افراد، به‌ویژه افراد کم‌درآمد به مواد خوراکی را کاهش می‌دهد. به‌عبارتی در پی کاهش عرضهٔ محصولات کشاورزی در بازار، نیروهای عرضهٔ و تقاضا به‌میان می‌آیند و قیمت مواد غذایی را به‌علت کمبود عرضه، افزایش می‌دهند. ازطرفی وقوع برخی از بلایای طبیعی مانند سیلاب‌ها، زلزله و طوفان منجر به تخریب پل‌ها، زیرساخت‌های حمل‌ونقل و شبکه‌های جاده‌ای شده و در جریان حمل‌ونقل کالاها و انتقال موادغذایی به خانوارها، نیز اختلال‌هایی به‌وجود می‌آورد. اختلال در جریان حمل‌ونقل کالاها می‌تواند هزینه‌های حمل‌ونقل را افزایش دهد و در نتیجه سبب بالارفتن قیمت موادخوراکی عرضه‌شده شود؛ بنابراین وقوع بلایای طبیعی می‌تواند، ازطریق مکانیسم‌های یادشده، قیمت مواد خوراکی را افزایش داده و محدودیت‌هایی در بودجهٔ خانوار و قدرت خرید خانوار ایجاد کند و درنهایت، مصرف مواد خوراکی خانوار را کاهش دهد. حتی ممکن است این کمبود عرضه و افزایش قیمت، چند دوره بعد از حادثه نیز ادامه داشته باشد؛

چراکه در هنگام وقوع بلایای طبیعی به‌ویژه سیلاب، ته‌نشینی رسوبات و فرسایش خاک، زمین‌های کشاورزی را غیرقابل کشت نمایند و تولید را در سال‌های آتی نیز کاهش دهند (اچندو[1]، ۲۰۲۲).

۲-۲. بلایای طبیعی و تغییر در الگوی مصارف غیرخوراکی

همان‌طورکه پیش‌تر بیان گشت بلایای طبیعی و به‌دنبال آن شوک‌های منفی درآمدی، خانوار را با محدودیت بودجه برای تأمین کالاها و خدمات مصرفی مواجه کرده و می‌تواند هزینه‌های کل خانوارهای آسیب‌دیده را کاهش دهند. علاوه‌بر این توضیح داده شد، که معمولاً خانوار در مواجه با یک حادثهٔ ناگوار طبیعی تغییر چندان بزرگی در هزینه و مصارف خوراکی خود اعمال نمی‌کنند و این‌امر معمولاً با کاهش هزینه‌های غیرخوراکی برای خانوار امکان‌پذیر می‌شود؛ درحالی‌که می‌توان گفت کل مصرف و کل هزینه‌های غیرخوراکی، در پی وقوع بلایای طبیعی ازجمله سیل، و خشک‌سالی به‌شکل محسوس و قابل‌توجهی کاهش می‌یابد؛ ادبیات نظری در این‌زمینه گویای این موضوع است که این کاهش در تمامی گروه خدمات و کالاهای غیرخوراکی مشاهده نمی‌شود؛ برای مثال، «کیم»[2] و «پرسکاوتس»[3] (۲۰۱۹) نشان می‌دهند که گاهی پس از وقوع حوادث ناگوار طبیعی، هزینهٔ خانوارها برروی برخی از گروه کالاهای غیرخوراکی مانند هزینه‌های آموزش افزایش می‌یابد، یا «تاناکا» و همکاران (۲۰۲۱) نشان می‌دهند که بلایای طبیعی ممکن است هزینه‌های دخانیات و نوشیدنی‌های الکلی را افزایش دهد. هم‌چنین مطالعهٔ «بنالی» (۲۰۲۱) در زمینهٔ اثر بلایای طبیعی بر هزینه‌های بهداشتی، حاکی از آن است که شوک‌های ناشی از بلایای طبیعی می‌تواند هزینه‌های بهداشتی را افزایش دهد. «لی»[4] و همکاران (۲۰۲۰) نیز معتقدند بلایای طبیعی می‌تواند اثرات متفاوتی بر مصرف انرژی داشته باشد و بلایای طبیعی ممکن است مصرف انرژی را کاهش یا افزایش دهد؛ بنابراین، درخصوص اثر بلایای طبیعی بر مصرف گروه مختلف خدمات و کالاها غیرخوراکی دو رویکرد ارائه نمود که در یک از رویکردها وقوع بلایای طبیعی مصرف را کاهش و در رویکرد دیگر، بلایای طبیعی مصرف و هزینهٔ کالاهای غیرخوراکی را افزایش می‌دهد؛ به‌طوری‌که «نگوین» و همکاران (۲۰۲۰) توضیح می‌دهند که بلایای طبیعی اثرات متفاوتی بر هزینه‌های آموزشی خانوار دارد، گاهی اوقات هزینه‌های آموزش در پی وقوع یک حادثهٔ طبیعی ناگوار کاهش و گاهی اوقات نیز این هزینه‌ها افزایش می‌یابد و این‌که کدام حالت یادشده رخ‌دهد به اثر جانشینی و درآمدی بستگی خواهد داشت. به‌عبارتی، درخصوص نحوهٔ اثرگذاری بلایای طبیعی بر هزینه‌های آموزش دو رویکرد متفاوت را ارائه می‌دهند؛ به‌گونه‌ای که برخی از مطالعات حاکی از آن هستند که بلایای طبیعی و شوک‌های حاصل از آن، هزینه‌های آموزش خانوار را کاهش می‌دهند؛ برای مثال، «کامرون»[5] و «ورسویک»[6] (۲۰۰۱) دریافتند که خانوار تمایل دارند، هزینه‌های تحصیل زنان را در پاسخ به شوک از دست دادن محصول ناشی از سیلاب کاهش دهند. در مقابل، برخی از مطالعات مانند: «کیم»، «پرسکاوتس»، «کاربرو»[7] و «مادرک»[8] (۲۰۱۳) نشان می‌دهند

---

1. Echendu
2. Kim
3. Prskawetz
4. Lee
5. Cameron
6. Worswick
7. Garbero
8. Muttarak

که شوک بلایای طبیعی و از دست دادن یکی از اعضای خانوار اثر مثبتی بر هزینه‌های آموزش دارد. بنابر مطالعات انجام‌شده و ادبیات نظری موجود، اثر حوادث و بلایای طبیعی بر هزینه‌های آموزش را می‌توان در قالب اثر درآمدی و جانشینی توضیح داد. اثر درآمدی توضیح می‌دهد که بلایای طبیعی با از بین بردن منابع موجود برای پوشش هزینه‌های آموزش منجر به کاهش هزینه‌کرد خانوار بر امر تحصیل و آموزش می‌شود. در مقابل، هنگامی که بلایای طبیعی رخ می‌دهند، دستمزد در بازار کار کاهش می‌یابد و هزینهٔ فرصت تحصیل (مانند: کاهش درآمد حاصل از کار کودکان در سن تحصیل) را کاهش می‌دهد و متعاقباً منجر می‌شود خانوار هزینهٔ بیشتر برای تحصیلات پرداخت نمایند به این اثر، اثر جانشینی گویند. علاوه‌بر این هنگامی‌که سیل و خشک‌سالی رخ می‌دهد، درآمد حاصل از مشاغلی که به مهارت و تحصیلات کمتری نیاز دارند، کاهش‌یافته و سبب می‌شود، انتظارات برای درآمدهای آتی ناشی از این قبیل مشاغل کاهش‌یابد و درنتیجه خانوار بیشتر برای آموزش و کسب مهارت‌های شغلی هزینه کنند. درنهایت نحوهٔ اثرگذاری بلایای طبیعی بر هزینه‌های آموزش به این مورد بستگی دارد که کدام‌یک از این دو اثر غالب شود اگر اثر درآمدی غالب شود، هزینه‌های آموزش، کاهش و چنان‌چه اثر جانشینی بر اثر درآمدی غلبه کند، این هزینه‌ها افزایش خواهد یافت. «نگوین» و همکاران (۲۰۲۰) و «خلیلی» و همکاران (۲۰۲۰) نیز بیان می‌کنند که بلایای طبیعی اثرات متفاوتی بر هزینه‌های بهداشتی در کشورهای مختلف دارد و گاه با رخداد یک بلای طبیعی هزینه‌های بهداشتی کاهش و گاه افزایش می‌یابند. آنان تفسیر می‌کنند که بلایای طبیعی پیامدهای بهداشتی جدی برای خانوار –علی‌الخصوص خانوارهای آسیب‌دیده در این بلایا– دارد و می‌تواند به‌دلیل شرایط ایجادشده[1]، پیامدهای منفی بهداشتی را در جامعه گسترش دهد؛ بنابراین، در این رویکرد هزینه‌های بهداشتی و درمانی به‌صورت هم‌زمان با افزایش این پیامدها افزایش می‌یابد، با این‌حال مطابق با ادبیات نظری رویکرد دیگری را می‌توان ارائه داد که طبق آن بلایای طبیعی هزینه‌های بهداشتی خانوار را کاهش می‌دهند. بلایای طبیعی تا حد زیادی درآمدهای خانوار –به‌ویژه خانوارهای شاغل در بخش کشاورزی و مالکان زمین‌های کشاورزی را کاهش داده و بودجهٔ بهداشتی– درمانی خانوارها را محدود می‌کند؛ چراکه خانوارها برای جبران هزینه‌های خوراکی و حفظ مصرف دائمی خود از کالاهای خوراکی، با فداکردن سلامت، هزینه‌های بهداشتی خود را در طول خشک‌سالی، سیل و شوک‌های ناشی از آن، کاهش می‌دهند (خلیلی و همکاران، ۲۰۲۰).

۳. مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات متعددی درخصوص اثر بلایای طبیعی ازجمله خشک‌سالی بر الگوی مصرف و هزینه‌های خانوار چه در داخل ایران و چه خارج از کشور انجام شده است؛ بااین‌وجود در چارچوب بررسی‌های انجام‌شده، تاکنون مطالعه‌ای در داخل کشور که به‌طور هم‌زمان به تجزیه‌وتحلیل اثر بلایای طبیعی، به‌ویژه سیل بر الگوی مصرف خانوارهای

---

[1]. معمولاً بلایای طبیعی از طریق دو کانال اصلی: ۱) ایجاد اختلالات در سیستم ایمنی بدن از طریق کاهش کیفیت و کمیت محصولات کشاورزی، کمبود مواد غذایی و درآمد، افزایش قیمت مواد غذایی وکاهش مصرف مواد مغذی؛ ۲) گسترش و تکثیر باکتری‌ها و عوامل بیماری‌زا در نتیجه‌ی وقوع بلایای طبیعی و شرایط حاصل از آن، پیامدهای منفی بهداشتی را در جوامع آسیب‌دیده از بلایای طبیعی گسترش می‌دهند (لومان و لختنفلد، ۲۰۱۵).

شهری و روستایی پرداخته باشد و برای نیل به این هدف از روش تفاضل در تفاضل استفاده کرده باشد، یافت نشد؛ از این‌رو مطالعهٔ حاضر این نوآوری را دارد که با استفاده از روش تفاضل در تفاضل که یکی از روش‌های اقتصاد آزمایشگاهی است به بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار می‌پردازد. در ادامهٔ تلاش می‌شود که برخی از مطالعات انجام‌شده در داخل و خارج از کشور در مورد اثر بلایای طبیعی بر مصارف گوناگون خانوار و سایر عوامل اثرگذار بر آن، مطرح و نتایج آن‌ها به‌صورت خلاصه بیان شود.

۳-۱. مطالعات انجام‌شده در خارج از کشور

«تاناکا» و همکاران (۲۰۲۱) با به‌کارگیری روش شبه‌آزمایشگاهی رگرسیون ناپیوسته[1] به بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف در دو کشور تایلند و فیلیپین پرداختند. برای نیل به این هدف، آنان اثر شوک‌های ناشی از سیل سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۱۱ در دو کشور تایلند و فیلیپین و سونامی دورهٔ ۲۰۱۷-۲۰۱۶م. را در این دو کشور، به تفکیک در هر سه دوره بر هزینه‌های کل، الکل و دخانیات، پوشاک، بهداشتی، تفریحی، خوراکی و هزینه‌های هتل و رستوران مورد بررسی قراردادند. معمولاً در این روش، دو دوره موردبررسی قرار می‌گیرد؛ ۱. دورهٔ قبل از مداخله یا تیمار، و ۲. دورهٔ پس از تیمار. در این مطالعه سه برآورد به تفکیک برای بررسی تأثیر هر بلای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار در هر دو کشور انجام می‌شود، که دورهٔ قبل از مداخله (سیل یا سونامی) دو سال قبل از سونامی ۲۰۰۴، ۲۰۱۱ و سیل ۲۰۱۷ -۲۰۱۶م. و دورهٔ بعد از مداخلهٔ سالی است که در آن سیل یا سونامی به‌وقوع پیوسته است. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از آن است که شوک‌های ناشی از سونامی و سیل اثر منفی و معناداری بر مصرف کل، هزینه‌های تفریحی، هزینه‌های هتل و رستوران دارد؛ درحالی‌که هزینه برروی کالاهای بی‌دوام، دخانیات، نوشیدنی‌های الکلی، حمل‌ونقل و پوشاک را در هر دو کشور موردمطالعه، افزایش داده است، اما در فیلیپین اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار نسبتاً کوچک‌تر است.

«خلیلی» و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از رگرسیون کوانتایل به تجزیه‌وتحلیل اثر شوک‌های خشک‌سالی بر رفتار مصرفی ۳۰۰ کشاورز در شهرستان مرودشت فارس در سال ۲۰۱۶-۲۰۱۵م. پرداختند. متغیرهای توضیحی موردبررسی در این مطالعه عبارتنداز: متغیرهای مجازی خشک‌سالی شدید، خشک‌سالی متوسط، جنسیت سرپرست و متغیرهای کمّی تعداد اعضای خانوار، مساحت سرانهٔ مسکن، سرانهٔ درآمد سالانهٔ کشاورزی، تعداد اعضای کوچک‌تر از ۹ سال و تعداد اعضای بین ۱۹-۱۰ سال، تعداد سال‌های تحصیل سرپرست، تعداد سال‌های تحصیل همسر، سن سرپرست. متغیرهای وابسته موردبررسی نیز عبارتنداز: کل هزینه‌های سرانهٔ خانوار (جمع هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی)، هزینه‌های سرانهٔ خوراکی و هزینه‌های سرانهٔ غیرخوراکی شامل: هزینه‌های پوشاک، آموزش، بهداشت، مسکن، سوخت و روشنایی، تفریحی، حمل‌ونقل، ارتباطات و متفرقه. نتایج مطالعهٔ آنان نشان می‌دهد که خشک‌سالی شدید اثر منفی و معناداری برکل هزینه‌های سرانهٔ خانوار و هزینه‌های سرانهٔ غیرخوراکی و اثر مثبت و معناداری بر هزینه‌های سرانهٔ خوراکی کشاورزان خرده مالک در کوانتایل‌های ۲۵، ۵۰، ۷۵ و ۹۵ درصد دارد؛ درحالی‌که خشک‌سالی متوسط تأثیری بر هیچ یک از موارد یادشده ندارد و تغییری در الگوی مصرف خانوار ایجاد نمی‌کند. به‌علاوه، بُعد خانوار و جنسیت سرپرست اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های خانوار (کل، خوراکی و

[1]. Regression discontinuity

غیرخوراکی) دارد. تحصیلات سرپرست خانوار و همسر وی، تعداد اعضای ۱۹– ۱۰ ساله، سرانهٔ مساحت خانه، درآمد سالانهٔ کشاورزی، دسترسی به اعتبارات اثر مثبتی بر مخارج مصرفی خانوار دارد.

«بنالی»[1] (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های ترکیبی و به‌کارگیری الگوی تصحیح خطای برداری[2] به بررسی رابطهٔ پویای میان بلایای طبیعی، هزینه‌های سلامت و رشد تولید ناخالص داخلی در۱۰ کشور: بنگلادش، اندونزی، مراکش، پاکستان، فیلیپین، سری‌لانکا، اسواتینی، تونس، ویتنام و کامرون طی بازهٔ زمانی ۲۰۱۹–۲۰۰۰م. پرداخت. نتایج حاصل از مطالعات وی نشان می‌دهد، که یک رابطهٔ یک‌طرفه و مثبت از بلایای طبیعی به مخارج بهداشتی و از بلایای طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه در کوتاه‌مدت وجود دارد؛ هم‌چنین یک رابطهٔ دوطرفه میان هزینه‌های سلامت و جمعیت شهری در کوتاه‌مدت برقرار است. علاوه‌بر این در بلندمدت میان تولید ناخالص داخلی سرانه و هزینه‌های سلامت رابطه دوطرفه و مثبتی وجود دارد.

«نگوین» و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی اثر شوک‌های منفی ناشی از بلایای طبیعی و شوک‌های ناشی از بیماری دام بر مصارف خانوار و مقایسهٔ راهبردهای مختلف خانوار در برخورد با این شوک‌ها، در ۱۲۹ روستای کامبوج طی سال‌های ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴م. پرداختند. آنان به‌منظور تجزیه‌وتحلیل اثر سه شوک یادشده برکل هزینه‌های خانوار و هزینه‌های خوراکی از روش حداقل مربعات معمولی و برای بررسی اثر شوک‌های مطرح‌شده بر هزینه‌های آموزش از روش دو مرحله‌ای «هکمن» استفاده نمودند. نتایج مطالعهٔ آنان نشان می‌دهد که سیل اثر منفی و معناداری بر مخارج کل و خوراکی دارد؛ درحالی‌که اثر معناداری بر هزینه‌های آموزش ندارد. هم‌چنین، شوک منفی تلف شدن دام‌ها اثر منفی و معناداری بر هزینهٔ آموزش دارد و درنهایت خشک‌سالی اثر معناداری بر مخارج کل، خوراکی و آموزشی خانوار ندارد.

«نگوین» و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعهٔ دیگر به بررسی اثر شوک‌های آب‌وهوایی (سیل، طوفان و خشک‌سالی) بر هزینه‌ها، درآمد، فقر و نابرابری درآمد بر۴۰۰۰ خانوار روستاهای شمال شرق تایلند و مرکزی ویتنام در سال ۲۰۱۰، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۶م. با به‌کارگیری داده‌های ترکیبی و مدل اثرات ثابت پرداختند. متغیرهای مطالعهٔ یادشده عبارتنداز: تعداد سیل‌هایی که خانوار طی ۱۲ماه گذشته با آن مواجه شده‌اند، تعداد طوفان‌هایی که خانوار طی ۱۲ماه گذشته با آن مواجه شده‌اند، تعداد خشک‌سالی‌هایی که خانوار طی ۱۲ماه گذشته با آن مواجه شده‌اند، تعداد اعضای خانوار به‌عنوان بُعد خانوار، متغیرهای مجازی جنسیت سرپرست و وضعیت اشتغال در کشاورزی سن سرپرست، تعداد تلفن‌های مورداستفاده خانوار، ارزش وام دریافتی خانوار در ۱۲ماه گذشته و تعداد تراکتورهای تحت‌مالکیت خانوار. نتایج مطالعات آنان نشان می‌دهد که در هر دو کشور بلایای طبیعی اثر منفی و معناداری بر مخارج سرانهٔ کل، مخارج سرانهٔ خوراکی و غیرخوراکی، درآمد سرانهٔ کل، درآمد کشاورزی و غیرکشاورزی خانوار دارد. علاوه‌بر این هر سه عامل سیل، طوفان و خشک‌سالی، فقر و نابرابری درآمد را گسترش می‌دهد؛ هم‌چنین بُعد خانوار، سن سرپرست، اشتغال به کشاورزی و دسترسی به جادهٔ هزینه‌ها را کاهش و جنسیت سرپرست، استفاده از تلفن، دسترسی به وام، تعداد تراکتورهای خانوار مخارج را افزایش می‌دهد.

---

[1]. Benali
[2]. Vector Error Correction Model (VECM)

«خلیلی» و همکاران (۲۰۲۰) در دو مطالعهٔ مجزا با موضوعات تأثیر خشک‌سالی بر هزینهٔ آموزشی فرزندان در سن تحصیل و اثر خشک‌سالی بر هزینه‌های بهداشتی کشاورزان طی سال ۲۰۱۶-۲۰۱۵م.، اثر خشک‌سالی را بر سرانهٔ مخارج آموزشی و هزینه‌های بهداشتی ۳۰۰ کشاورز خرده مالک در شهرستان مرودشت استان فارس با به‌کارگیری رگرسیون «توبیت» مورد بررسی قراردادند؛ نتایج مطالعهٔ اول حاکی از آن است که هزینه‌های آموزش در پاسخ به رخداد خشک‌سالی افزایش‌یافته است و ضریب به‌دست‌آمده برای بُعد خانوار، تحصیلات سرپرست خانوار، ثروت سرانهٔ خانوار، تعداد مدارس در روستا، سن همسر و تحصیلات وی، مثبتی و معنادار است. هم‌چنین، درآمد غیرکشاورزی خانوار، درآمد کشاورزی، وجود وسایل حمل‌ونقل عمومی اثر منفی بر مخارج آموزشی دارد. نتیجهٔ مطالعهٔ دوم نیز گویای این است که خشک‌سالی اثر منفی و معناداری بر هزینهٔ سلامت کشاورزان خانوار در روستاهای فارس دارد و در این‌میان کشاورزان خرده مالک بیشتر از سایر خانوار تحت‌تأثیر خشک‌سالی قرار گرفته و هزینهٔ سلامت آنان به نسبت بیشتری کاهش یافته است.

«کارپنا» (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی اثر خشک‌سالی بر الگوی مصرف (خوراکی و غیرخوراکی) با استفاده از داده‌های «پانلی» و به‌کارگیری مدل اثرات ثابت در روستاهای هند، طی بازهٔ زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۴م. پرداختند. نتایج مطالعات آنان نشان می‌دهد که خشک‌سالی اثر منفی و معناداری بر کل هزینه‌های غیرخوراکی و برخی از زیرگروه‌های غیرخوراکی مانند: هزینه‌های پوشاک، هزینه‌های آموزش، هزینه‌های بهداشتی و هزینه‌های سوخت و روشنایی دارد. علاوه‌بر این خشک‌سالی اثر منفی و معناداری نیز بر مصارف کل مواد خوراکی و برخی زیرگروه‌های آن، ازجمله: شکر، عسل، چربی و روغن، غذاهای آماده، گوشت و لبنیات دارد.

«لومان»[1] و «لختنفلد»[2] (۲۰۱۵) اثر خشک‌سالی بر پیامدهای سلامت و هزینه‌های سلامت ۱۹۵۴ خانوار در ۱۵۸روستای ویتنام و با استفاده از داده‌های ترکیبی و روش متغیرهای ابزاری[3] طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۷م. موردمطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعهٔ مذکور حاکی از آن است که بلایای طبیعی، هزینه‌های بهداشتی خانوار رابین ۹ تا ۱۷ درصد افزایش داده است. نسبت وابستگی، تعداد بیماران در خانواده، نسبت جمعیت ۶۰-۵۰ و ۴۰-۵۰ ساله اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های سلامت دارند؛ هم‌چنین نسبت جمعیت ۱۰-۰، ۲۰-۱۰، ۳۰-۲۰ و بعد خانوار به‌صورت معناداری هزینه‌های سلامت را کاهش می‌دهد.

«اروری»[4] و همکاران (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با عنوان «بلایای طبیعی، درآمد و رفاه خانوار و تاب‌آوری با به‌کارگیری رگرسیون اثرات ثابت جمعی» به تجزیه‌وتحلیل اثر سه نوع بلای طبیعی (سیل، طوفان و خشک‌سالی) بر هزینه‌ها و درآمدهای خانوار طی سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۶، ۲۰۰۸ و ۲۰۱۰م. در مناطق روستایی ویتنام پرداخته و به این نتیجه دست‌یافتند که هر سه عامل اثر منفی و معناداری بر درآمد و هزینه‌های خانوار و درنهایت رفاه آنان به‌جای می‌گذارد؛ هم‌چنین، بُعد خانوار اثر منفی و معنادار و نسبت جمعیت بزرگسالان بین ۶۰-۱۵ اثر مثبت و معناداری بر هزینه و درآمد خانوار دارد.

---

1. Lohmann
2. Lechtenfeld
3. Instrumental Variable Approach (IV)
4. Arouri

«دانگی»[1] و همکاران (۲۰۱۴) تأثیر بلایای طبیعی بر درآمد، هزینه‌های خانوار، فقر و نابرابری در کشور ویتنام را در سال ۲۰۰۸م. مورد مطالعه قراردادند. آنان به‌دلیل وجود درون‌زایی به‌علت همبستگی میان متغیر مستقل بلایای طبیعی با جمله خطا از روش متغیرهای ابزاری برای برآورد مدل استفاده و از نسبت جمعیت خانوارهایی که در معرض بلایای طبیعی قرار گرفته‌اند به کل جمعیت خانوارها در هر منطقه به‌عنوان ابزار استفاده کرده‌اند. نتایج بررسی آنان نشان می‌دهد که بلایای طبیعی هزینهٔ سرانه و درآمد خانوار را به ترتیب ۷/۱ و ۶/۹ درصد کاهش می‌دهد. علاوه‌بر این، بلایای طبیعی بر فقر و نابرابری را در کشور ویتنام اثر مثبت و معناداری دارد.

«مطلب»[2] و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای تحت عنوان «اثر بلایای طبیعی بر درآمد و هزینه‌های برنج‌کاران» به بررسی اثر سیل بر هزینه‌های آموزشی، بهداشتی و خوراکی هم‌چنین درآمد در خانوارهای روستایی بنگلادش طی سال‌های ۲۰۰۰، ۲۰۰۵ و ۲۰۱۰م. با بهره‌گیری از روش شبه‌آزمایشگاهی تفاضل در تفاضل پرداختند. آنان به این‌منظور از متغیرهای هزینه‌های آموزشی، بهداشتی، خوراکی و درآمد خانوار به‌عنوان متغیر وابسته و از تعداد اعضای خانوار برای متغیر بُعد خانوار، تعداد سال‌های تحصیلات سرپرست برای متغیر تحصیلات، سن سرپرست خانوار، متغیرهای مجازی وضعیت سکونت خانوار و جنسیت سرپرست به‌عنوان متغیر توضیحی استفاده نمودند. نتایج مطالعه‌ی یادشده حاکی از آن است، که سیل یکی از دلایل اصلی کاهش درآمد برنج‌کاران است؛ هم‌چنین بلایای طبیعی بر هزینه‌های آموزش، خوراکی، غیرخوراکی و بهداشتی خانوار اثر منفی و معناداری دارند. علاوه‌براین تعداد سال‌های تحصیل و سن سرپرست خانوار، بُعد خانوار درآمد و هزینه‌های کل، خوراکی و غیرخوراکی، بهداشتی و آموزشی خانوار را افزایش داده است. تعداد فرزندان بین ۱۰-۶ سال و ۱۵-۱۱ سال تأثیر منفی بر هزینه‌های یادشده خانوار دارد و درنهایت سکونت در روستاها تأثیر مثبت و معناداری بر درآمد و تأثیر منفی و معناداری بر مخارج خوراکی و غیرخوراکی دارد؛ درحالی اثر معناداری بر هزینهٔ بهداشتی و آموزش ندارد.

۳-۲. مطالعات انجام‌شده در داخل از کشور

در ایران کمتر مطالعه‌ای را می‌توان یافت که به بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوارهای شهری و روستایی –به‌ویژه با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی– پرداخته باشد؛ بنابراین در این قسمت تلاش می‌شود که مطالعات موجود در این زمینه و سایر مطالعات در خصوص عوامل اثرگذار بر الگوی مصرف خانوار بررسی و نتایج آن‌ها ارائه شود.

«شیری» و همکاران (۱۳۹۴) با به‌کارگیری مدل چندسطحی شبه‌پانل، به بررسی نقش عوامل اجتماعی-اقتصادی بر تغییر الگوی مصرف خانوارهای شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۳ ایران پرداختند. نتایج مطالعهٔ یادشده حاکی از آن است که در خانوارهای تک نفره و دو نفره در مقایسه با خانوارهای گسترده، سهم هزینه‌های تحصیل، آموزش، خوراک و ارتباطات کمتر است؛ در مقابل سهم هزینه‌های بهداشتی-درمانی و مسکن بیشتر است. هم‌چنین، افزایش سن سرپرست اثر منفی بر هزینه‌های خوراک، تحصیل، آموزش و ارتباطات و اثر

---

1. Dungey
2. Mottaleb

مثبت و معناداری بر سهم هزینه مسکن و بهداشت دارد. شهرنشینی نیز اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های خوراک و ارتباطات و اثر مثبت و معناداری برهزینه‌های بهداشت، مسکن و تحصیلات دارد.

«علی‌پور» و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی اثرات خشک‌سالی بر وضعیت اقتصادی-اجتماعی کشاورزان»، با استفاده از روش پیمایشی، نتایج خشک‌سالی را بر روی نمونه ۳۰۸ نفری از گندم‌کاران شهرستان نهبندان مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه در دو گروه اثرات اقتصادی و اثرات اجتماعی خشک‌سالی طبقه‌بندی شده است، از اثرات اقتصادی خشک‌سالی، می‌توان به افزایش هزینه‌های تولید، کاهش تولید گندم، کاهش توان اقتصادی خانوار، خروج از بخش کشاورزی اشاره و درخصوص اثرات اجتماعی نیز می‌توان به افزایش آسیب‌های اجتماعی، کاهش سطح بهداشت و تغذیه، تغییر در الگوی مصرف به سمت کالاهای ضروری با قیمت پایین، بروز اختلافات اجتماعی و ایجاد فقر در جامعه اشاره نمود.

«مختاری» و «صالح» (۱۳۸۶) با استفاده از روش‌های آمار توصیفی و تحلیل استنباطی از نوع هم‌بستگی دومتغیره، اثرات و پیامدهای اقتصادی-اجتماعی خشک‌سالی را بر خانوارهای روستایی ۳۰ آبادی در منطقهٔ سیستان طی سال ۱۳۸۲هش. موردمطالعه قراردادند. نتایج مطالعهٔ یادشده حاکی از آن است که خشک‌سالی سبب محدود شدن مصارف غذایی خانوار و تغییر در الگوی مصرف آنان شده است؛ به‌گونه‌ای که قبل خشک‌سالی مصرف انواع گوشت قبل خشک‌سالی برای۴۴/۳۲ و ۵۲/۵۲ درصد خانوارها در حد متوسط و زیاد بوده، ولی پس از خشک‌سالی ۸۲/۹۲ درصد از این خانوارها، میزان مصرف گوشت را در حد خیلی کم ارزیابی نموده‌اند. نتایج مربوط به مصرف میوه‌ها، سبزی‌ها، شیر و فرآورده‌های لبنی نیز بعد از وقوع خشک‌سالی کاهش‌یافته است.

در پایان، بررسی مطالعات انجام‌شده در داخل کشور نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای درخصوص نحوهٔ اثرگذاری بلایای طبیعی -با تأکید بر سیل- بر الگوی مصرف خانوار به تفکیک زیرگروه‌های خوراکی و غیرخوراکی با استفاده از روش -تفاضل در تفاضل- که یکی از روش‌های شبه‌آزمایشگاهی است، انجام نشده است. علاوه‌بر این در مطالعات خارجی که از روش تفاضل در تفاضل برای بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار استفاده کرده‌اند، تنها بر مصرف زیرگروه‌های غیرخوراکی تمرکز نموده و الگوی مصرف مواد غذایی را بررسی نکرده‌اند؛ درصورتی‌که خوراک جزو اولین نیازهای انسان است و تغییرات مصرف مواد خوراکی ناشی از وقوع بلایای طبیعی، می‌تواند به‌شدت رفاه خانوارها را تحت‌تأثیر خود قرار داده و نتایج نامطلوبی را برای خانوارها به‌همراه داشته باشد. از این‌رو، در مطالعهٔ پیش‌رو اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوارهای شهری و روستایی به تفکیک زیرگروه‌های خوراکی و غیرخوراکی و با به‌کارگیری مدل تفاضل در تفاضل، مورد بررسی و تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد.

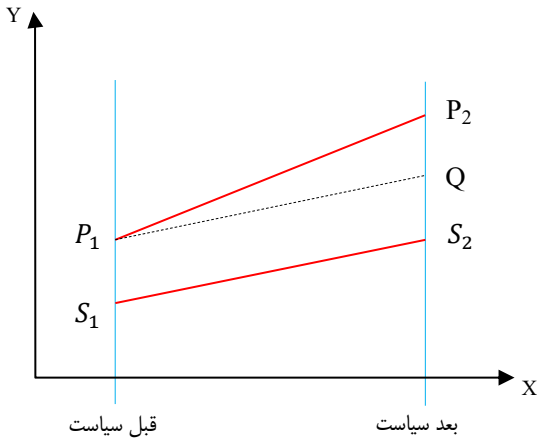
۴. روش پژوهش

۴-۱. معرفی مدل و روش برآورد

همان‌طورکه در بخش‌های قبلی توضیح داده شد، هدف مطالعهٔ حاضر بررسی تأثیر بلایای طبیعی بر تغییر در الگوی مصرف خانوار شهری و روستایی است و به این‌منظور از روش تفاضل در تفاضل استفاده می‌شود. روش تفاضل در تفاضل، یک رویکرد اقتصاد شبه‌آزمایشگاهی است که اولین‌بار توسط «اشنفلتر»[1] (۱۹۷۸) ارائه شده است و زمانی به‌کار می‌رود که تغییر برون‌زایی رخ‌داده (یا سیاستی اجرا شده) و هدف، بررسی تأثیرات آن تغییر یا ارائه تخمینی مناسب از واقعیت محقق‌نشده متغیر نتیجه برای سیاست اجراشده باشد (ژانگ[2] و همکاران، ۲۰۲۲). در این روش یک گروه به‌عنوان «گروه کنترل» و یک گروه نیز به‌عنوان «گروه تیمار» درنظر گرفته می‌شود. گروه تیمار گروهی است که تحت‌تأثیر سیاست یا تغییر اعمال‌شده –در اینجا وقوع بلایای طبیعی(سیل)– قرار می‌گیرند. در شکل (۲) رفتار گروه تیمار با خط P و رفتار گروه کنترل با خط S نشان داده شده است. رفتار این دو گروه قبل از اجرای سیاست یا تغییر با مقادیر P_1 و S_1 برآورد شده است. پس از اعمال سیاست واحد بر گروه تیمار، دوبارهٔ متغیر Y برای هر دو گروه محاسبه شده و با مقادیر P_2 و S_2 نمایش داده می‌شود. اثر تغییر مورد بررسی بر Y برابر است با $(P_2-P_1)-(S_2-S_1)$، که به‌دلیل استفاده از دو تفاضل (یکی تفاضل امید ریاضی‌های متغیر وابستهٔ Y در دو زمان قبل و بعد اجرای تغییر یا سیاست برای گروه کنترل و یکی تفاضل امید ریاضی‌های متغیر وابستهٔ Y در دو زمان قبل و بعد اجرای تغییر برای گروه تیمار و درنهایت تفاضل تغییرات رخ داده در دو گروه) به روش –تفاضل در تفاضل– معروف است و در آن عبارت (P_2-P_1) نشان‌دهندهٔ مجموع تغییرات رخ‌داده در گروه تیمار و عبارت (S_2-S_1) نشان‌دهندهٔ مجموع تغییرات رخ‌داده در گروه کنترل است. درواقع با این‌کار، آن بخش از تغییرات متغیر وابسته را که ناشی از سایر عوامل –جز سیاست یا تغییر اعمال شده– است را خارج کرده و تنها اثر سیاست اجرا شده (QP_2) را برآن بررسی می‌نماییم (یوسفی و سبحانی، ۱۳۹۵)، (شکل ۲).

---

[1]. Ashenfelter
[2]. Zhong



شکل ۲: روش تفاضل در تفاضل (یوسفی و سبحانی، ۱۳۹۵).

Fig 2: Difference in Difference Method (Yousefi & Sobhani, 2016)

در این مطالعه به‌طور خاص فاصلهٔ عمودی P_2 S_2 اثر وقوع بلایای طبیعی، فاصلهٔ عمودی QS_2 تفاوت بین گروه تیمار و گروه کنترل است و فاصلهٔ عمودی QP_2 اثر خالص بلایای طبیعی (سیل) بر مصرف خانوار را نشان می‌دهد.

به‌عبارتی، چنان چه زمان قبل و بعد سیاست با نماد t_a و t_b نشان داده شود، می‌توان معادلات زیر را به پیروی از «هکمن» و همکاران (۱۹۹۹)، برای دو سال قبل و بعد از وقوع سیل برای سنجش و شناسایی اثر تیمار (وقوع بلایای طبیعی (سیل)) بر الگوی مصرف خانوار نوشت:

$$Y_{ita}= f(X_{ita})+ D_i\beta_3+\varepsilon_{ita} \quad (۵)$$

و

$$Y_{itb}= f(X_{itab})+\varepsilon_{itb} \quad (۶)$$

که در آن Y متغیر وابسته بوده و شامل مصارف زیرگروه‌های غیرخوراکی و مقادیر مصرفی زیرگروه‌های خوراکی می‌شود. نیز متغیر مجازی تغییر اعمال‌شده –در اینجا وقوع سیل– بوده و برای خانوارهای ساکن در استان‌های آسیب دیده در سیل (گروه تیمار)=۱ و برای سایر خانوار (گروه کنترل)=۰ می‌گیرد. با کسر دو معادله فوق، می‌توان تخمین‌زن روش تفاضل در تفاض ($\hat{\beta}_3^{DID}$) را با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی برای شناسایی نحوه اثرگذاری سیل بر الگوی مصرف خانوار به‌صورت رابطهٔ (۷) به‌دست آورد.

$$Y_{ita}-Y_{itb}=f(X_{ita}-X_{itb})+ D_i\hat{\beta}_3^{DID}+(\varepsilon_{ita}-\varepsilon_{itb}) \quad (۷)$$

به‌عبارت دیگر، می‌توان عبارت فوق (یعنی مصرف هر زیرگروه خوراکی و غیرخوراکی قبل و بعد سیل) را برای دو گروه تیمار و کنترل به‌دست آورد و درنهایت با کسر تفاضل E(Y) قبل و بعد سیل برای گروه تیمار (ΔY_T) از

تفاضل $E(Y)$ قبل و بعد سیل برای گروه کنترل (ΔY_C)، اثر خالص سیل بر تغییر در الگوی مصرف خانوار را با حذف سایر عوامل حذف به‌صورت رابطهٔ (۸) برآورد نمود.

$$\hat{\beta}_3^{DID} = \Delta^{DID} = [E(Y_{0ta} \mid D = 1) - E((Y_{0tb} \mid D = 1)] - [E(Y_{0ta} \mid D=0) - E((Y_{0tb} \mid D = 0)] \quad (۸)$$

رابطهٔ (۷) را می‌توان به‌صورت دیگری نیز نظیر رابطهٔ (۹) نوشت:

$$Y_{ist} = \beta_1 + \beta_1 treatment_s + \beta_2\, t_t + \beta_3 (treatment_s \times t_t) + \varepsilon_{ist} \quad (۹)$$

علاوه‌بر این، می‌توان به رابطهٔ فوق، متغیرهای کنترلی در قالب بردار Z اضافه نموده و این‌رابطه را به‌صورت رابطهٔ زیر نوشت:

$$Y_{ist} = \beta_0 + \beta_1 treatment_s + \beta_2\, t_t + \beta_3 (treatment_s \times t_t) + Z_i\theta_i + \varepsilon_{ist} \quad (۱۰)$$

که در آن t متغیر مجازی زمان بوده و برای دورهٔ قبل سیل =۱ و برای زمان بعد سیل=۰، $treatment_s$ متغیر مجازی تغییر اعمال‌شده (اینجا سیل) و Z بردارد متغیرهای کنترلی است که برآوردگر تفاضل در تفاضل$(\widehat{\beta_3})$ به‌صورت تفاضل ΔY_T از ΔY_C، برای آن به‌دست آورد و همان‌طورکه مشاهده می‌شود، متغیر تقاطعی treatment*t میزان اثرگذاری تغییر مشخصی را نمایش می‌دهد (جدول ۱).

$$\hat{\beta}_3^{DID} = \Delta Y_T - \Delta Y_C = [(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3) - (\beta_0 + \beta_1)] - [(\beta_2 + \beta_0) - (\beta_0)] \quad (۱۱)$$

جدول ۱: قاعده اثرگذاری سیاست بر متغیر وابسته در روش تفاضل در تفاضل.

Tab. 2: The Policy Effect Rule on the Dependent Variable in the Difference in Difference Method.

	قبل وقوع سیل (تغییر)	بعد وقوع سیل(تغییر)	تفاضل
گروه تیمار	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\Delta Y_T = \beta_2 + \beta_3$
گروه کنترل	β_0	$\beta_0 + \beta_2$	$\Delta Y_C = \beta_2$
تفاضل			$\Delta\Delta Y = \beta_3$

(ژانگ و همکاران، ۲۰۲۲).

۴-۲. معرفی متغیرها

در مطالعهٔ پیش‌رو از ریز داده‌های طرح درآمد –هزینهٔ خانوار مرکز آمار ایران و مدل شبه‌آزمایشگاهی تفاضل در تفاضل، برای بررسی اثر بلایای طبیعی برتغییر الگوی مصرف طی دو سال ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸هش. استفاده‌شده است. طرح بودجهٔ خانوار، یکی از مهم‌ترین منابع اطلاعاتی در مطالعات اقتصادی–اجتماعی است؛ این اطلاعات سالانه و

به‌صورت استانی با حجم نمونه بالا در قالب پرسش‌نامه‌هایی از خانوار جمع‌آوری می‌شود. به‌طورکلی در این مطالعه، دو دسته متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ یکی میزان مصرف زیرگروه‌های غیرخوراکی شامل: هزینه‌های مصرفی خانوار برای آموزش، بهداشت و درمان، ارتباطات، حمل‌ونقل، سوخت و روشنایی، پوشاک، دخانیات، تفریحی و فرهنگی، هتل و رستوران و مقادیر مصرفی زیرگروه‌های خوراکی شامل: نان و غلات، سبزی‌ها، میوه‌ها، شیر و لبنیات، گوشت و تخم‌مرغ، شکر، قند و شیرینی‌ها و روغن‌ها که داده‌های مربوط به آن‌ها از طرح هزینه–درآمد خانوار استخراج شده است. دیگری متغیرهای جمعیت‌شناختی و درآمد خانوار ازجمله: سن، جنسیت، تحصیلات سرپرست، بُعد، محل سکونت و درآمد خانوار و قیمت هرکدام از زیرگروه‌های خوراکی و غیرخوراکی –به‌عنوان متغیر کنترلی– که این متغیرها به‌صورت خلاصه در جدول (۲) معرفی‌شده‌اند.

جدول ۲: معرفی متغیرهای کنترلی پژوهش.

Tab. 2: Introduction of Research Control Variables.

متغیرها	توضیحات	پایه آماری
تحصیلات	تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار	طرح هزینه– درآمد مرکز آمار ایران
بُعد خانوار	تعداد اعضای خانوار	طرح هزینه– درآمد مرکز آمار ایران
قیمت	قیمت زیرگروه‌های مختلف به تفکیک استان‌ها و مناطق شهری و روستایی	مرکز آمار ایران
جنسیت	متغیر موهومی(۱= اگر سرپرست خانوار مرد باشد و ۰= در غیر این صورت)	طرح هزینه– درآمد مرکز آمار ایران
محل سکونت	متغیر موهومی(۱= چنانچه خانوار در مناطق شهری ساکن باشد و ۰= در غیر این صورت)	طرح هزینه– درآمد مرکز آمار ایران
سن سرپرست	سن سرپرست خانوار	طرح هزینه– درآمد مرکز آمار ایران
درآمد	مجموع درآمدهای سالانه خانوار	طرح هزینه– درآمد مرکز آمار ایران

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

برای به‌کارگیری مدل تفاضل در تفاضل برای بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار، در این مطالعه تمام خانوارهایی مورد بررسی قرار گرفتند که طی دو سال یادشده در قالب دو گروه «کنترل»[1] یا «تیمار»[2] تکرار شده باشند؛ به‌عبارت دیگر، در مطالعهٔ حاضر داده‌ها به‌صورت تابلویی جمع‌آوری شده است. مرکز آمار طی سال‌های ۱۳۹۷–۱۳۹۸ داده‌های طرح درآمد–هزینهٔ خانوار را به‌صورت چرخشی جمع‌آوری نموده است، طراحی چرخشی به

[1]. Control group
[2]. Treatment group

این شکل است که کلیهٔ پرسش‌شوندگان در سال اول، یعنی سال ۱۳۹۷ به سه دسته تقسیم و در هرسال یکی از دسته‌ها با خانوارهای جدیدی جایگزین می‌شوند؛ بنابراین در دو سال پیاپی مانند سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۷هش. حدود ۶۶٪ از داده‌های خانوار تکراری هستند؛ هم‌چنین، برای تابلویی‌کردن داده‌ها، کد آدرس خانوارها در دو سال موردنظر تطبیق داده شده و خانوارهایی به‌عنوان نمونهٔ نهایی انتخاب شدند، که کد آدرس آن‌ها طی این دو سال تکرار شده باشد و سایر خانوارها با کد آدرس‌های غیرتکراری حذف شدند.

در ابتدای فروردین‌ماه سال ۱۳۹۸، سه دورهٔ بارندگی شدید و پی‌درپی، موجب طغیان ۱۴۰ رودخانهٔ کشور و وقوع سیلاب‌های متعددی گشت. طی این سیلاب‌ها بسیاری از استان‌های کشور ازجمله گلستان، فارس و خوزستان تحت‌تأثیر سیلاب قرار گرفته و خسارات مالی و جانی بسیاری را متحمل شدند؛ در این‌میان حدود ۶/۷ میلیارد دلار خسارت به کشور وارد شد که بخش بزرگی از این خسارت‌ها –یعنی حدود ۱/۵ میلیارد دلار– مربوط به بخش کشاورزی بوده و بیشترین خسارت‌ها را خانوارهای ساکن در استان‌های کشاورزی متحمل شدند (فرهنگستان علوم، ۱۳۹۷). طبق مطالب ارائه شده در بخش‌های قبلی سیل ازجمله بلایای طبیعی است که درصورت وقوع، تعداد افراد زیادی را تحت‌تأثیر خود قرار داده و با از بین بردن محصولات کشاورزی و درآمدهای کشاورزی و غیرکشاورزی و افزایش قیمت مواد غذایی و سایر کالاها و خدمات، خسارات بسیاری را بر ساکنین آن مناطق وارد می‌کند؛ از این‌رو بیشترین تغییرات در الگوی مصرف ممکن است در استان‌هایی رخدهد که درآمدهای کشاورزی بخش قابل‌توجهی را از درآمد ساکنین آن مناطق تشکیل می‌دهد؛ از این‌رو، در این مطالعه، ازمیان استان‌هایی که در آن‌ها سیل رخداده، استان‌هایی به‌عنوان گروه تیمار انتخاب شدند که طبق آمار وزارت جهاد کشاورزی، در لیست استان‌هایی با میزان بالای تولید محصولات کشاورزی قرارداشتند؛ بنابراین ۴۲۱ خانوار استان خوزستان، ۶۱۸ خانوار استان فارس، ۷۷۲ خانوار استان گلستان به‌عنوان گروه تیمار انتخاب شدند که طی دو سال ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸هش. در طرح بودجهٔ خانوار مرکز آمار ایران تکرار شده بودند. همان‌طورکه در قسمت قبل نیز توضیح داده شد، در مدل تفاضل در تفاضل لازم است گروهی نیز به‌عنوان گروه کنترل انتخاب شوند که تحت‌تأثیر سیاست یا حادثه (در اینجا وقوع سیل) قرار نگرفته باشد؛ بنابراین در این مطالعه با توجه به داده‌های موجود و از میان استان‌هایی که سیلی درآن استان‌ها رخنداده است، سه استان اصفهان، همدان و کرمان، از آن جهت که همانند سه استان گروه تیمار و بنابر آمار وزارت جهاد کشاورزی جزو استان‌هایی با تولید بالای محصولات کشاورزی قرار می‌گیرند، انتخاب شدند؛ بنابراین ۳۸۷ خانوار استان اصفهان، ۳۷۱ خانوار استان همدان و ۴۵۲ خانوار استان کرمان به‌عنوان گروه کنترل در برآورد مدل استفاده شد. از این‌رو درنهایت، ۳۰۲۱ خانوار شهری و روستایی شش استان: کرمان، اصفهان، همدان، گلستان، فارس و خوزستان انتخاب شدند، که ازمیان این ۳۰۲۱ خانوار، ۱۸۱۱ خانوار سه استان گلستان، خوزستان و فارس –که شاهد وقوع سیل در سال ۱۳۹۸ بودند– به‌عنوان گروه تیمار و ۱۲۱۰ خانوار سه استان همدان، اصفهان و کرمان –که سیلی را در هیچ‌یک از سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸هش. تجربه نکرده‌اند– به‌عنوان گروه کنترل انتخاب گشتند.

۵. برآورد مدل و تفسیر یافته‌ها

در این بخش تلاش می‌شود نتایج حاصل از برآورد مدل تفاضل در تفاضل برای شناسایی میزان تأثیر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف خانوار ارائه شود. نتایج حاصل از برآورد اثر بلایای طبیعی بر مقادیر مصرفی زیرگروه‌های خوراکی در قالب جدول (۳) و اثر آن بر مخارج مصرفی زیرگروه‌های غیرخوراکی در قالب جدول (۴) ارائه شده است[۱].

در جدول (۳) مصرف زیرگروه‌های مختلف خوراکی خانوارهای دو گروه کنترل و تیمار، قبل و بعد از سیل نشان داده شده است. با توجه به نتایج، ضریب متغیر DID[2] برای زیرگروه‌های نان و غلات ۹/۴۰۰-، سبزی‌ها ۶۰/۱۲۶، شیر و لبنیات ۱۱/۳۱۲-، روغن‌ها ۸/۲۶۸-، گوشت و تخم‌مرغ ۱۳/۷۰۰-، شکر، قند و شیرینی‌ها ۵/۸۲۷- و درنهایت برای زیرگروه میوه‌ها ۳۸/۸۸۶- است. بر این‌اساس، وقوع بلایای طبیعی تغییرات محسوسی در الگوی مصرف خانوار به‌وجود آورده است؛ به‌طوری‌که وقوع سیل، مقادیر مصرف تمامی زیرگروه‌های خوراکی را کاهش داده است، اما اثر آن بر مصرف دو زیرگروه شیر و لبنیات و نان و غلات معنادار نیست و نتیجهٔ به‌دست‌آمده درخصوص اثر بلایای طبیعی بر مصرف کالاهای خوراکی در مطالعهٔ حاضر با نتایج مطالعات «کارپنا» (۲۰۱۹) در هند و «مختاری» و «صالح» (۱۳۸۶) در ایران مطابقت دارد. برای نتیجهٔ حاصل شده می‌توان دو تفسیر عنوان کرد؛ نخست، این‌که وقوع بلایای طبیعی، به شکل قابل‌توجهی، تولید محصولات کشاورزی و درآمدهای کشاورزی و غیرکشاورزی را کاهش داده و به‌دلیل کمبود عرضه کالاها منجر به افزایش قیمت شده و از این‌طریق مصرف برخی از گروه‌های غذایی را کاهش می‌دهند. دوم، این‌که وقوع بلایای طبیعی با کاهش درآمد خانوار بودجهٔ خانوار را محدود می‌کند؛ بنابراین خانوارها در پی این شوک‌های درآمدی منفی ناشی از بلایا و محدودیت بودجهٔ تصمیم می‌گیرند، مصرف برخی از گروه‌های خوراکی با قیمت تقریباً بالا مانند گوشت و تخم‌مرغ، سبزی‌ها، روغن‌ها و شکر، قند و شیرینی‌ها را بیشتر کاهش داده و کاهش کمتری در مصرف گروه‌های با قیمت پایین و کربوهیدرات بالا، مانند گروه نان و غلات اعمال نمایند یا تغییری معنادار و محسوسی در مصرف آن‌ها ایجاد نکنند.

جدول ۳: برآورد اثر بلایای طبیعی بر مصرف زیرگروه‌های خوراکی با روش تفاضل در تفاضل.

Tab. 3: Estimating the Effect of Natural Disasters on the Consumption of Food Subgroups Using the Difference in Difference Method.

متغیر وابسته (کیلوگرم)	قبل وقوع بلایای طبیعی (سیل)			بعد از وقوع بلایای طبیعی (سیل)			تفاضل در تفاضل
	کنترل	تیمار	تفاضل	کنترل	تیمار	تفاضل	
نان و غلات	۴۱۱/۷۴	۵۲۱/۴۱	۱۰۹/۶۷***	۴۰۰/۶۷	۵۰۰/۴۹	۱۰۰/۲۷***	۹/۴۰-
سبزی‌ها	۲۵۰/۳۱	۳۳۹/۸۰	۸۹/۴۸***	۳۱۱/۰۶	۳۴۰/۴۱	۲۹/۳۵*	۶۰/۶***-
شیر و لبنیات	۱۲۵/۶۲	۱۴۴/۴۸	۱۸/۸۶***	۱۲۷/۸۶	۱۳۵/۴۲	۷/۵۵	۱۱/۳۱-
روغن‌ها	۳۷/۵۷	۴۷/۱۳	۹/۵۵***	۴۲/۳۹	۴۳/۶۸	۱/۲۹	۸/۸۲***-

[۱]. لازم به ذکر است که برای بررسی اثر بلایای طبیعی بر تغییر در الگوی مصرف از مقادیر مصرفی زیرگروه‌های خوراکی در مطالعهٔ پیش‌رو استفاده شده است؛ درحالی‌که به‌دلیل نبود مقادیر مصرفی از کالاها غیرخوراکی یا میزان استفاده از خدمات مورداستفادهٔ خانوار از هزینه‌های مصرفی این کالاها و خدمات، استفاده شد.

[2]. Difference-in-Difference

گوشت و تخم‌مرغ	۱۲۳/۰۹	۱۵۳/۸۴	۳۰/۷۵***	۱۲۵/۴۰	۱۴۲/۴۶	۱۷/۰۵***	-۱۳/۷۰*
شکر، قند و شیرینی‌ها	۴۱/۸۵	۴۰/۵۸۶	-۱/۲۶۹	۴۶/۸۸۱	۳۹/۷۸۵	۷/۰۹۶*** -	-۵/۸۲*
میوه‌ها	۱۷۲/۳۷	۲۰۲/۰۴	۲۹/۶۷۱**	۲۰/۲۱۴ ۷	۱۹۸/۰۰	-۹/۲۱۵	-۳۸/۶۸**

(مأخذ: یافته‌های پژوهش). علامت‌های ***، ** و * به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

در جدول (۴) نیز تغییر در مصرف زیرگروه‌های غیرخوراکی خانوارهای دو گروه کنترل و تیمار قبل و بعد از سیل ارائه‌شده است. باتوجه به نتایج ارائه‌شده در جدول (۴) بعد از وقوع سیل، میانگین هزینه‌های مصرفی گروه کالایی دخانیات به‌صورت معناداری کاهش‌یافته و نتیجهٔ به‌دست‌آمده در این زمینه، با نتیجهٔ مطالعهٔ «کارپنا» (۲۰۱۹) در هند و «خلیلی» و همکاران (۲۰۲۱) در ایران سازگار است. بلایای طبیعی و به‌دنبال آن شوک‌های منفی درآمدی، خانوار را با محدودیت بودجه برای تأمین کالاها و خدمات مصرفی مواجه کرده و می‌تواند برخی از مصارف غیرضروری خانوار مانند هزینه‌های دخانی را برای حفظ برخی از مصارف ضروری مانند خوراک و پوشاک کاهش دهد. هم‌چنین بلایای طبیعی اثر مثبت و معناداری بر هزینه‌های بهداشتی، خانوار دارد. «بنالی» (۲۰۲۱) و و همکاران (۲۰۱۵) و «مطلب» و همکاران (۲۰۱۳) نیز در مطالعات خود در مورد اثرگذاری بلایای طبیعی بر هزینه‌های بهداشتی به نتیجه‌ای مشابه با این مطالعه دست‌یافتند. نتیجهٔ به‌دست آمده را می‌توان با رویکرد اول درخصوص اثرگذاری بلایای طبیعی بر هزینه‌های بهداشتی توضیح داد؛ بنابراین طبق نتیجهٔ به‌دست آمده وقوع بلایای طبیعی با افزایش پیامدهای منفی و تأثیر منفی بر سلامت افراد، هزینه‌های بهداشتی آن‌ها را افزایش می‌دهد.

علاوه‌بر این، وقوع بلایای طبیعی میانگین مصرف سوخت و روشنایی و هزینه‌های حمل‌ونقل را افزایش داده است و این افزایش در هزینه‌های سوخت و روشنایی ممکن است به‌دلیل بازسازی منازل مسکونی باشد؛ به‌عبارت دیگر، سیل خرابی‌هایی را به‌دنبال دارد و همین بازسازی خرابی‌های به‌وجود آمده، می‌تواند مصرف برق و سوخت را پس از سیل، افزایش دهد. افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل خانوار را نیز می‌توان با افزایش در نرخ‌های حمل‌ونقل پس از وقوع بلایای طبیعی توضیح داد. معمولاً شرکت‌های حمل‌ونقل طی بلایای طبیعی به‌دلیل ظرفیت‌های محدود، نرخ‌های خود را افزایش می‌دهد و درنتیجه با فرض عدم تغییر میزان مصرف از این خدمات، افزایش نرخ‌های حمل و نقل مخارج خانوار را افزایش می‌دهد. «تاناکا» و همکاران (۲۰۲۱) نیز که به بررسی اثر بلایای طبیعی بر الگوی مصرف در دو کشور تایلند و فیلیپین پرداختند، به نتیجه‌ای مشابه با این مطالعه درخصوص اثر بلایای طبیعی بر هزینه‌های حمل‌ونقل رسیده و به این نتیجه دست‌یافتند که سونامی و سیل در هر دو کشور یادشده، هزینه‌های حمل‌ونقل را افزایش داده است.

جدول ۴: برآورد اثر بلایای طبیعی بر مصرف زیرگروه‌های غیرخوراکی با روش تفاضل در تفاضل.

Tab. 4: Estimating the Effect of Natural Disasters on The Consumption of Non-Food Subgroups Using the Difference in Difference Method.

متغیر وابسته (میلیون ریال)	قبل وقوع بلایای طبیعی (سیل)			بعد از وقوع بلایای طبیعی (سیل)			تفاضل در تفاضل
	کنترل	تیمار	تفاضل	کنترل	تیمار	تفاضل	
سوخت و روشنایی	۹/۲	۸/۸	-۰/۳۳	۷/۶	۹/۱۰	۱/۵***	۱/۸***
دخانیات	۲/۹	۲/۷	-۰/۲۱	۵/۹	۳/۵	-۲/۴***	-۲/۲***
پوشاک	۱۱	۹/۴	-۱/۲	۱۲/۲	۱۲	-۰/۲	۱/۰
حمل‌ونقل	۲۶/۹	۲۳	-۳/۹	۲۵/۵	۳۰	۴/۵	۸/۴*
ارتباطات	۵/۶	۶/۱	۰/۵۵*	۶/۷	۷/۵	۰/۷۸**	۰/۲۳
بهداشت و درمان	۰/۱۷	۱/۸	۰/۱	۱/۵	۲/۶	۱/۰**	۰/۹۲*
تفریحی و فرهنگی	۳/۶	۳/۲	-۰/۳۸	۴/۴	۲/۸	-۱/۶	-۱/۲
آموزش	۴/۰	۲/۸	-۱/۲**	۳/۸	۳/۲	۰/۶۱*	۰/۵۹
هتل و رستوران	۱/۷	۱/۸	۰/۱	۱/۵	۲/۶	۱/۰	۰/۹۲

(مأخذ: یافته‌های پژوهش). علامت‌های ***، ** و * به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

علاوه‌بر این در مطالعهٔ حاضر نقش متغیرهای دیگری به‌عنوان متغیر کنترلی بر مقادیر زیرگروه‌های خوراکی و هزینه‌های مصرفی زیرگروه‌های غیرخوراکی نیز مورد بررسی قرار گرفت که نتایج حاصل از این بررسی‌ها در ادامه، ارائه شده است همان‌گونه که در جداول (۵)، (۶)، (۷) و (۸) مشاهده می‌شود، بُعد خانوار اثر مثبت و معناداری بر تمامی گروه‌های خوراکی و غیرخوراکی دارد و این نتیجه را می‌توان به نیاز بیشتر خانواده‌های پرجمعیت به کالاهای خوراکی برای تغذیه یا نیاز بیشتر به کالاهای غیرخوراکی و خدمات آموزش، سلامت، تفریحات، حمل‌ونقل و... نسبت داد. نتایج این پژوهش با پژوهش‌های پیشین در مورد اثر افزایش بُعد خانوار بر مصارف کالاهای خوراکی خانوار مطابق است. نگوین و همکاران(۲۰۲۱)، خلیلی و همکاران(۲۰۲۰) و مطلب و همکاران(۲۰۱۳) در مطالعاتی خود تأکید می‌کنندکه افزایش بُعد خانوار به‌صورت معناداری مصارف خوراکی و غیرخوراکی را افزایش می‌دهد. درآمد نیز اثر مثبت و معناداری بر تمامی زیرگروه‌های خوراکی و غیرخوراکی دارد و اثر آن بر مصرف زیرگروه‌های غیرضروری، بیشتر است؛ به‌طوری‌که افزایش درآمد منجر به افزایش بیشتری در مخارج خانوار بر گروه‌های تفریحی و فرهنگی، هتل و رستوران و دخانیات می‌شود. «خلیلی» و همکاران (۲۰۲۰) نیز افزایش درآمد خانوار را به‌عنوان عاملی مؤثر بر افزایش مصارف و هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی خانوار معرفی می‌نمایند. افزایش درآمد توانایی پرداخت خانوار برای خرید کالاها و خدمات را افزایش داده و می‌تواند اثر مثبتی بر مصرف خانوار داشته باشد.

هم‌چنین، قیمت نیز اثر منفی بر مصرف تمامی زیرگروه‌های خوراکی دارد و این نتیجه مطابق با انتظار و مبتنی‌بر تئوری تقاضا است؛ بنابراین طبق تئوری عقلایی تقاضا افزایش قیمت کالاهای خوراکی منجر به کاهش مصرف آن کالاها می‌شود. هم‌چنین، قیمت اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های بهداشتی و درمانی، تفریحی و فرهنگی،

ارتباطات، دخانی و هزینه‌های تفریحی و رستوران دارد و این درحالی است که اثر آن بر هزینه‌های روشنایی و سوخت، حمل‌ونقل، آموزش و پوشاک، مثبت و معنادار است. درخصوص اثر متفاوت قیمت بر مخارج گروه‌های مختلف غیرخوراکی می‌توان گفت تأثیر افزایش قیمت بر هزینهٔ گروه‌های مختلف کالایی به کشش قیمتی آن گروه بستگی دارد، چنان‌چه کالا یا خدمتی با کشش باشد، مخارج آن کالا به علت افزایش قیمت، افزایش می‌یابد و چنان‌چه کالا کم‌کشش باشد، مخارج خانوار برروی این کالاها پس از افزایش قیمت، کاهش خواهد یافت. علاوه‌بر این، سن اثر منفی و معناداری بر تمامی زیرگروه‌های خوراکی و غیرخوراکی دارد و نتیجهٔ به‌دست آمده با مطالعات «نگوین» و همکاران (۲۰۲۰) در تایلند و ویتنام و «شیری» و همکاران (۱۳۹۴) درخصوص مخارج خوراکی، تحصیلات و ارتباطات در ایران سازگاری دارد. شهرنشینی، اثر مثبت و معناداری بر مصرف زیرگروه‌های خوراکی سبزی‌ها، میوه‌ها، روغن‌ها و گوشت و تخم‌مرغ و زیرگروه‌های غیرخوراکی هتل و رستوران، سوخت و روشنایی، دخانیات، پوشاک و تفریحی و فرهنگی دارد؛ درحالی‌که تأثیر منفی و معناداری بر مخارج ارتباطات دارد. جنسیت سرپرست اثر معناداری بر هیچ‌یک از گروه‌های کالایی به‌جز گروه نان و غلات که ضریب به‌دست آمده برای این گروه نیز مثبت است، ندارد. هم‌چنین تحصیلات نیز اثر منفی و معناداری بر مصرف تمامی گروه‌های موردبررسی در این مطالعه دارد.

جدول ۵: برآورد اثر متغیرهای کنترلی بر مصرف زیرگروه‌های خوراکی با روش تفاضل در تفاضل.

Tab. 5: Estimating the Effect of Control Variables on The Consumption of Food Subgroups Using the Difference in Difference Method.

متغیرها	نان و غلات	سبزی‌ها	شیر و لبنیات	روغن‌ها
محل سکونت	۰/۰۶	۰/۱۱۲۳*	۰/۰۹۶	۰/۱۰۳*
قیمت	−۵/۲۴***	−۱۰***	−۵/۲۱***	−۴/۳۷***
درآمد خانوار	۸/۷۳×۱۰^-۴***	۸/۳۸×۱۰^-۴***	۸/۳۳×۱۰^-۴***	۰/۱۲×۱۰^-۴***
بُعد خانوار	۰/۱۳***	۰/۱۴۴***	۰/۱۳***	۰/۱۴۲۵***
تحصیلات	−۰/۰۲***	−۰/۰۲**	−۰/۰۲	−۰/۰۲***
جنسیت	۰/۱۵*	۰/۰۸۷	۰/۱۴	۰/۰۲
سن	−۰/۰۰۶***	−۰/۰۰۶***	−۰/۰۰۵**	−۰/۰۰۶*

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

جدول ۶: ادامه برآورد اثر متغیرهای کنترلی بر مصرف زیرگروه‌های خوراکی با روش تفاضل در تفاضل.

Tab. 6: Estimating the Effect of Control Variables on The Consumption of Food Subgroups Using the Difference in Difference Method.

متغیرها	گوشت و تخم‌مرغ	شکر، قند و شیرینی‌ها	میوه‌ها
محل سکونت	۰/۱۲**	۰/۰۰۰۲۴	۰/۱۱۱۵*
قیمت	−۷/۸۶×۱۰^-۳**	−۱/۴***	−۷/۸۰×۱۰^-۳
درآمد خانوار	۸/۶۱×۱۰^-۴***	۷/۶۴×۱۰^-۴***	۸/۵۱×۱۰^-۴***

بُعد خانوار	۰/۱۳***	۰/۱۴***	۰/۱۳۵***
تحصیلات	−۰/۰۲۶***	−۰/۰۲۷***	−۰/۰۲۶***
جنسیت	۰/۰۶۹	−۰/۰۴۰	۰/۰۵۱۷
سن	−۰/۰۰۶***	−۰/۰۰۷**	−۰/۰۰۶۰***

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

جدول ۷: برآورد اثر متغیرهای کنترلی بر مصرف زیرگروه‌های غیرخوراکی با روش تفاضل در تفاضل.

Tab. 7: Estimating the Effect of Control Variables on the Consumption of Non-Food Subgroups Using the Difference in Difference Method.

متغیرها	سوخت و روشنایی	دخانیات	پوشاک	حمل‌ونقل	ارتباطات
محل سکونت	۰/۷۱×۱۰^-۶***	۱/۵۷×۱۰^-۶***	۶/۵۵×۱۰^-۶***	−۰/۰۹×۱۰^-۶	۰/۳۳۰×۱۰^-۶***
قیمت	۰/۰۳۸×۱۰^-۶***	−۰/۰۲۴×۱۰^-۶***	۰/۰۷۲×۱۰^-۶***	۰/۲۳۹×۱۰^-۶***	−۰/۰۴۵×۱۰^-۶***
درآمد خانوار	۹/۵۱×۱۰^-۱۱***	۱/۱۱×۱۰^-۹***	۳/۶×۱۰^-۱۰**	۸/۹۱×۱۰^-۱۰**	۹/۴۷×۱۰^-۱۰***
بُعد خانوار	۰/۱۳۷۲×۱۰^-۶***	۰/۱۲۹۵×۱۰^-۶***	۰/۱۷۵۲×۱۰^-۶***	۰/۱۲۹۰×۱۰^-۶***	۰/۱۲۹۷×۱۰^-۶***
تحصیلات	−۰/۰۲۶×۱۰^-۶***	−۰/۰۲۸×۱۰^-۶***	−۰/۰۲۴×۱۰^-۶***	−۰/۰۲۶×۱۰^-۶***	−۰/۰۲۸×۱۰^-۶***
جنسیت	۰/۰۷×۱۰^-۶	۰/۰۴×۱۰^-۶	۰/۱۴×۱۰^-۶	۰/۰۶×۱۰^-۶	۰/۰۲×۱۰^-۶
سن	−۰/۰۰۶×۱۰^-۶***	−۰/۰۰۶×۱۰^-۶***	−۵/۲۴×۱۰^-۶***	−۰/۰۶×۱۰^-۶***	−۰/۰۰۶×۱۰^-۶***

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

جدول ۸: ادامه برآورد اثر متغیرهای کنترلی مورد بررسی بر مصرف زیرگروه‌های غیرخوراکی با روش تفاضل در تفاضل

Tab. 8: Estimating the Effect of Control Variables on the Consumption of Non-Food Subgroups Using the Difference in Difference Method.

متغیرها	بهداشت و درمان	تفریحی و فرهنگی	آموزش	هتل و رستوران
محل سکونت	−۰/۸۷×۱۰^-۶***	۲/۰۴×۱۰^-۶***	−۰/۳۹۸×۱۰^-۶	۰/۲۶۰×۱۰^-۶***
قیمت	−۰/۰۳×۱۰^-۶***	−۰/۰۶۷×۱۰^-۶***	۰/۰۲۷×۱۰^-۶***	−۰/۰۰۸×۱۰^-۶***
درآمد خانوار	۸/۱۸×۱۰^-۱۰***	۱/۱۵×۱۰^-۹***	۱/۰۶×۱۰^-۹***	۹/۱۸×۱۰^-۱۰***
بُعد خانوار	۰/۱۳۸×۱۰^-۶***	۰/۱۱×۱۰^-۶***	۰/۱۱×۱۰^-۶***	۰/۱۵×۱۰^-۶***
تحصیلات	−۰/۰۲۸×۱۰^-۶***	−۰/۰۳۵×۱۰^-۶***	−۰/۰۰۳×۱۰^-۶***	−۰/۰۳×۱۰^-۶***
جنسیت	۰/۰۶×۱۰^-۶***	۰/۰۰۲×۱۰^-۶***	۰/۰۸×۱۰^-۶***	۰/۰۰۹×۱۰^-۶***
سن	−۰/۰۰۷×۱۰^-۶***	−۰/۰۰۹×۱۰^-۶***	−۰/۰۰۶×۱۰^-۶***	−۰/۰۰۸×۱۰^-۶***

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

در مطالعهٔ حاضر برای موازی بودن روند مصرف گروه‌های مختلف خوراکی و غیرخوراکی در دو گروه کنترل و درمان آزمون شده و نتایج حاصل از این آزمون در جدول‌های (۹) و (۱۰) ارائه شده است. نتایج آزمون یادشده نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده متغیر

تقاطعی درمان و روند زمانی برای تمامی گروه‌های خوراکی و غیرخوراکی جز گروه نان و غلات، پوشاک و هتل و رستوران (که ضرایب حاصل از برآورد رگرسیون تفاضل در تفاضل برای آن‌ها نیز معنادار نیست) در سطح اطمینان ۹۵٪، معنادار نیست و این روند موازی مصرف را برای دو گروه تیمار و کنترل قبل از اجرای سیاست را تأیید می‌کند؛ از این‌رو، روند موازی مصرف گروه‌های مختلف بین دو گروه کنترل و درمان برقرار بوده و نتایج به‌دست آمده از نظر آماری قابل اعتماد است.

جدول ۹: آزمون فرض موازی بودن روند مصرف گروه‌های خوراکی برای دو گروه کنترل و درمان.

Tab. 9: Test for Assumption of Parallel Trend in The Consumption of Food Groups for Control and Treatment Groups.

متغیر وابسته	ضریب treatment*t	سطح احتمال	نتیجهٔ آزمون
بهداشت و درمان	-۰/۰۰۸۴۱۲	۰/۹۹۷	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
تفریحی و فرهنگی	-۰/۵۷۲۲۳۵	۰/۴۲۴	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
آموزش	-۰/۴۱۶۲۰۰	۰/۲۰۲	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
هتل و رستوران	۳/۶۸۳۱۶۸	۰/۰۳۵	رد فرضیهٔ صفر
سوخت و روشنایی	۰/۱۶۵۱۱۱	۰/۳۰۵	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
دخانیات	-۰/۱۹۵۴۴۵	۰/۴۹۸	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
پوشاک	۰/۱۸۹۸۳۴۵	۰/۰۴۱	رد فرضیهٔ صفر
حمل‌ونقل	-۱/۶۵۳۱۵۵	۰/۴۸۲	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
ارتباطات	-۰/۲۳۲۹۱۹	۰/۴۰۱	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

جدول ۱۰: آزمون فرض موازی بودن روند مصرف گروه‌های غیرخوراکی برای دو گروه کنترل و درمان.

Tab. 10: Test for Assumption of Parallel Trend in The Consumption of Non-Food Groups for Control and Treatment Groups.

متغیر وابسته	ضریب treatment*t	سطح احتمال	نتیجهٔ آزمون
گوشت و تخم‌مرغ	-۱۲/۰۶	۰/۴۹۹	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
سبزی‌ها	-۸۲/۷۹	۰/۷۰	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)

شیر و لبنیات	۱۱/۵۴	۰/۵۶۲	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
روغن‌ها	۰/۱۰۷	۰/۹۸۵	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
نان و غلات	۱۳۰/۹۳۶	۰/۰۰۱	رد فرضیهٔ صفر
شکر، قند و شیرینی‌ها	۱۰/۸۳۲	۰/۱۳۷	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)
میوه‌ها	-۲۱/۹۰	۰/۴۷۶	تأیید فرضیهٔ صفر (موازی بودن روند دو گروه کنترل و درمان)

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

پدیده‌های ناگوار طبیعی ازجمله سیل و خشک‌سالی چند قرن اخیر نمود زیادی یافته و اثرات نامطلوب و خسارات فراوانی را برای اقتصادها رقم‌زده است. شواهد نشان می‌دهد که بلایای طبیعی مانع تولید محصولات کشاورزی شده و معیشت خانوار را مختل نموده و با کاهش در میزان مصرف برخی از مواد خوراکی مانند سبزی‌ها و میوه‌ها که حاوی فیبرها، ویتامین‌ها و سایر مواد موردنیاز بدن، امنیت غذایی را به خطر انداخته است. هم‌چنین، بلایای طبیعی ازطریق کاهش درآمد، مصرف سایرکالاها و خدمات، به‌ویژه کالاها و خدمات آموزشی و بهداشتی را کاهش داده و درنهایت رفاه خانوارها را کاهش داده است. در این‌میان، خانوارهای کم‌درآمد که اغلب فاقد منابع مالی برای کاهش اثرات منفی شوک‌های درآمدی ناشی از حوادث ناگوار طبیعی هستند؛ با وقوع این پیش‌آمدهای ناگوار، سطح قبلی مصرف خود را از دست داده و در مواجه با این حوادث، به‌سمت فقر مطلق کشیده شده‌اند. بررسی‌های زیادی نیز حاکی از این است که بلایای طبیعی الگوی مصرف خانوار را تحت‌تأثیرخود قرار داده و اثرات مخربی را برالگوی مصرف خانوارها تحمیل نموده است. بلایای طبیعی از عوامل کلیدی اثرگذار بر الگوی مصرف خانوارها محسوب می‌شوند که از طرق مختلف می‌توانند تغییراتی در الگوی مصرف خانوارها ایجاد کنند. این حوادث معمولاً با کاهش درآمدهای کشاورزی و غیرکشاورزی و افزایش قیمت مواد خوراکی و غیرخوراکی، مصارف کالاها و خدمات را کاهش داده‌اند، که این مسأله ممکن است، پیامدهای منفی برای خانوار مانند ناامنی غذایی، فقر و کاهش رفاه اجتماعی-اقتصادی، به‌دنبال داشته باشند؛ از این‌رو شناخت اثرات بلایای طبیعی بر الگوی مصرف، برای کنترل اثرات منفی آن با اعمال مداخلات مؤثر، به‌ویژه در ایران که همواره مستعد بلایای طبیعی گوناگون بوده، ضروری به‌نظر می‌رسد؛ بنابراین، در مطالعهٔ حاضر با استفاده از اطلاعات شش استان کشور در قالب دو گروه تیمار (شامل: فارس، گلستان و خوزستان) و کنترل (شامل: استان‌های همدان، کرمان و اصفهان) طی سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸هش. و با به‌کارگیری مدل تفاضل در تفاضل، تلاش شد اثر بلایای طبیعی و به‌طور خاص سیل در کنار سایر متغیرهای اقتصادی-اجتماعی در قالب متغیرهای کنترل، شناسایی شود. بدین‌منظور ابتدا داده‌های مقادیر مصرفی زیرگروه‌های خوراکی و هزینه‌های زیرگروه‌های غیرخوراکی در کنار سایر متغیرهای جمعیت‌شناختی مربوط به

خانوار ازجمله درآمد، جنسیت سرپرست، تعداد سال‌های تحصیل سرپرست، قیمت زیرگروه‌ها، سن سرپرست و وضعیت سکونت خانوار از طرح هزینه–درآمد برای خانوارهای شهری و روستایی شش استان یادشده استخراج شد و سپس با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل که یک روش شبه‌آزمایشگاهی است، به بررسی اثر وقوع شایع‌ترین بلای طبیعی، یعنی سیل بر الگوی مصرف خانوار پرداخته شد. این روش از دو گروه کنترل و تیمار تشکیل شده است که عملکرد هر دو گروه کنترل و تیمار در دو زمان قبل و بعد رویداد بلایای طبیعی مورد اندازه‌گیری می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، در این مطالعه برای ارزیابی اثر وقوع بلایای طبیعی از روش تفاضل در تفاضل استفاده شده است، که ضمن مقایسهٔ قبل و بعد از اعمال سیاست اثر تجمیعی کل اقتصاد را نیز کنترل می‌کند. به‌صورت خلاصه، تفاضل عملکردی قبل و بعد از رویداد موردنظر در گروه تیمار با تفاضل قبل و بعد عملکردی گروه کنترل سنجیده می‌شوند. هرگونه انحراف از روند کلی در مصرف گروه‌های مختلف خوراکی و غیرخوراکی) به‌وقوع بلایای طبیعی نسبت داده می‌شود. نتایج حاصل از مطالعه نشان‌داد که وقوع بلایای طبیعی تغییرات محسوسی در الگوی مصرف خانوار به‌وجود آورده است؛ به‌طوری‌که وقوع سیل، مقادیر مصرف تمامی زیرگروه‌های خوراکی را کاهش داده است، اما اثر آن بر مصرف دو زیرگروه شیر و لبنیات و نان و غلات معنادار نیست. برای نتیجهٔ حاصل شده می‌توان دو تفسیر عنوان کرد؛ ۱) این‌که وقوع بلایای طبیعی، به شکل قابل‌توجهی، تولید محصولات کشاورزی و درآمدهای کشاورزی و غیرکشاورزی را کاهش داده و به‌دلیل کمبود عرضهٔ کالاها منجر به افزایش قیمت شده و از این‌طریق مصرف برخی از گروه‌های غذایی را کاهش می‌دهند. ۲) این‌که وقوع بلایای طبیعی با کاهش درآمد خانوار بودجهٔ خانوار را محدود می‌کند؛ بنابراین خانوارها در پی این شوک‌های درآمدی منفی ناشی از بلایا و محدودیت بودجه تصمیم می‌گیرند، مصرف برخی از گروه‌های خوراکی با قیمت تقریباً بالا مانند: گوشت و تخم‌مرغ، سبزی‌ها، روغن‌ها و شکر، قند و شیرینی‌ها را بیشتر کاهش داده و کاهش کمتری در مصرف گروه‌های با قیمت پایین و کربوهیدرات بالا، مانند گروه نان و غلات اعمال نمایند یا تغییری معنادار و محسوسی در مصرف آن‌ها ایجاد نکنند. بعد از وقوع سیل، میانگین هزینه‌های مصرفی گروه کالایی دخانیات به‌صورت معناداری کاهش‌یافته است. بلایای طبیعی و به دنبال آن شوک‌های منفی درآمدی، خانوار را با محدودیت بودجه برای تأمین کالاها و خدمات مصرفی مواجه کرده و می‌تواند برخی از مصارف غیرضروری خانوار مانند هزینه‌های دخانی را برای حفظ برخی از مصارف ضروری مانند خوراک و پوشاک کاهش دهد. هم‌چنین بلایای طبیعی اثر مثبت و معناداری بر هزینه‌های بهداشتی، خانوار دارد. طبق نتیجه به‌دست آمده وقوع بلایای طبیعی با افزایش پیامدهای منفی و تأثیر منفی بر سلامت افراد، هزینه‌های بهداشتی آن‌ها را افزایش می‌دهد؛ به‌عبارتی وقوع بلایای طبیعی ازطریق آسیب‌های جسمی که طی حادثه یا پس از حادثه (به‌دلیل مسائل بهداشتی پس از وقوع بلایا) به خانوارها وارد می‌کند، نیاز خانوار برای دریافت کالاها و خدمات بهداشتی–درمانی را افزایش داده و در نتیجه هزینه‌های بهداشتی–درمانی آن‌ها را نیز افزایش می‌دهد. علاوه‌بر این، وقوع بلایای طبیعی میانگین مصرف سوخت و روشنایی را افزایش داده است و این افزایش در هزینه‌های سوخت و روشنایی ممکن است به‌دلیل بازسازی منازل مسکونی باشد؛ به‌عبارتی وقوع بلایای طبیعی شدید، در اکثر موارد منجر به تخریب منازل مسکونی، مزارع و محیط شغلی خانوارها شده و پس از وقوع بلایای طبیعی چاره‌ای جز بازسازی آن‌ها نیست؛ بنابراین طی روند بازسازی استفاده از سوخت‌ها، به‌ویژه برق افزایش می‌یابد و به‌تبع آن، هزینه‌های سوخت و روشنایی خانوار افزایش می‌یابد. هم‌چنین وقوع سیل، اثر مثبت و معناداری

بر هزینه‌های حمل‌ونقل دارد؛ به‌طوری‌که افزایش در هزینه‌های حمل‌ونقل خانوار را نیز می‌توان با افزایش در نرخ‌های حمل‌ونقل پس از وقوع بلایای طبیعی توضیح داد. بُعد خانوار اثر مثبت و معناداری بر تمامی گروه‌های خوراکی و غیرخوراکی دارد. درآمد نیز اثر مثبت و معناداری بر تمامی زیرگروه‌های خوراکی و غیرخوراکی دارد و اثر آن بر مصرف زیرگروه‌های غیرضروری، بیشتر است؛ به‌طوری‌که افزایش درآمد منجر به افزایش بیشتری در مخارج خانوار بر گروه‌های تفریحی و فرهنگی، هتل و رستوران و دخانیات می‌شود. هم‌چنین، قیمت اثر منفی بر مصرف تمامی زیرگروه‌های خوراکی دارد و این نتیجه مطابق با انتظار و مبتنی‌بر تئوری تقاضا است. علاوه‌بر این، قیمت اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های بهداشتی و درمانی، تفریحی و فرهنگی، ارتباطات، دخانی و هزینه‌های تفریحی و رستوران دارد و این درحالی است که اثر آن بر هزینه‌های روشنایی و سوخت، حمل‌ونقل، آموزش و پوشاک، مثبت و معنادار است. درخصوص اثر متفاوت قیمت بر مخارج گروه‌های مختلف غیرخوراکی می‌توان گفت تأثیر افزایش قیمت بر هزینهٔ گروه‌های مختلف کالایی به کشش قیمتی آن گروه بستگی دارد، چنان‌چه کالا یا خدمتی با کشش باشد، مخارج آن کالا به علت افزایش قیمت، افزایش می‌یابد و چنان‌چه کالا کم‌کشش باشد، مخارج خانوار برروی این کالاها پس از افزایش قیمت، کاهش خواهد یافت. سن اثر منفی و معناداری بر تمامی زیرگروه‌های خوراکی و غیرخوراکی دارد. شهرنشینی، اثر مثبت و معناداری بر مصرف زیرگروه‌های خوراکی سبزی‌ها، میوه‌ها، روغن‌ها و گوشت و تخم‌مرغ و زیرگروه‌های غیرخوراکی هتل و رستوران، سوخت و روشنایی، دخانیات، پوشاک و تفریحی و فرهنگی دارد، درحالی‌که تأثیر منفی و معناداری بر مخارج ارتباطات دارد. جنسیت سرپرست اثر معناداری بر هیچ‌یک از گروه‌های کالایی به‌جز گروه نان و غلات که ضریب به‌دست آمده برای این گروه نیز مثبت است، ندارد. هم‌چنین تحصیلات نیز اثر منفی و معناداری بر مصرف تمامی گروه‌های مورد بررسی در این مطالعه دارد. نتایج نشان می‌دهد که وقوع سیل مصرف مواد غذایی را به‌طور معناداری کاهش داده است، در این‌صورت بسیاری از خانوارهای شهری و روستایی به‌دلیل وقوع سیل از تأمین ضروری‌ترین مایحتاج زندگی خود، یعنی خوراک، عاجز مانده‌اند؛ در این صورت دولت می‌تواند با اجرای طرح‌های جبرانی و حمایتی و پرداخت تسهیلات بدون بهره یا تسهیلات دولتی به خانوارهای آسیب‌دیده در امر تأمین خوراک کمک نموده و از نتایج منفی احتمالی کاهش مصرف غذا بر ناامنی غذایی و سلامت افراد بکاهد. افزایش قیمت منجر به کاهش مصرف کالاهای خوراکی می‌شود و از آنجایی‌که ممکن است، هنگام وقوع سیل، قیمت‌ها به‌دلیل کاهش تولید و عرضهٔ محصولات کشاورزی افزایش‌یابد، دولت و نهادهای زیربط می‌توانند از طرق مختلف مانند: واردات محصولات کشاورزی، قیمت‌ها را کنترل و از کاهش مصارف خوراکی جلوگیری نماید. طبق نتایج به‌دست آمده، افزایش قیمت می‌تواند مصرف مواد غذایی را کاهش دهد و ازطرفی ممکن است قیمت‌ها در زمان وقوع بلایای طبیعی افزایش‌یابند؛ بنابراین در زمینهٔ افزایش قیمت نیز بایستی سیاست‌گذاری متناسب با شرایط تولید و کنترل بازار توسط دولت، برای کنترل قیمت‌ها در زمان وقوع حوادث ناگوار طبیعی مدنظر قرار گیرد. وقوع سیل هزینه‌های بهداشتی–درمانی خانوارها را به‌دلیل افزایش پیامدهای منفی بر سلامت، افزایش می‌یابد؛ بنابراین لازم است دولت افراد آسیب‌دیده را شناسایی نموده و خدمات مراقبت‌های بهداشتی و خدمات درمانی رایگان را در اختیار این دسته از افراد قرار دهد. بلایای طبیعی در کل ممکن است درآمد و مصرف خوراکی و غیرخوراکی خانوارها را کاهش داده و خانوارهای آسیب‌دیده را به سمت ناامنی غذایی و فقر سوق دهند؛ بنابراین دولت بایستی در کنار اقدامات کوتاه‌مدت خود هنگام وقوع سیلاب‌ها مانند: اقدامات حمایتی،

سیاست‌های بلندمدتی با تمرکز بر کاهش وقوع این نوع بلایای طبیعی (مانند: فرهنگ‌سازی عمومی برای حفظ و احیای منابع طبیعی، عدم صدور مجوز ساخت تأسیسات دامپروری و آبزی‌پرور در مناطق سیل‌خیز، ترغیب به احیای پوشش‌های گیاهی) اعمال نماید. از آنجایی‌که سیل ممکن است، میزان برداشت محصولات کشاورزی، درآمد خانوارهای کشاورزی و درنهایت مصارف را کاهش دهد؛ توصیه می‌شود: دولت ازطریق مشوق‌هایی کشاورزان را به اجرای اقدامات پیشگیرانه در مقابل بلایای طبیعی ترغیب کرده و کشاورزی حفاظتی (مانند: اجرای عملیات اصولی آبخیزداری، حفظ کاه و کلش در اراضی شیب‌دار، استفاده از گیاهان مقاوم در برابر بلایای طبیعی که نقش مهمی در کاهش فرسایش خاک دارند) را ترویج دهد؛ ضمن این‌که می‌تواند با پشتیبانی‌های خاص از خانوارهایی که به کشاورزی مشغول هستند یا ارائه خدماتی مانند: پرداخت یارانه‌های مخصوص به کشاورزان آسیب‌دیده، در اختیار قراردادن بیمهٔ کشاورزی با حق بیمهٔ پایین و پرداخت اعتبارات مالی، می‌تواند از کاهش مصرف گروه‌های خوراکی و تبعات آن جلوگیری نماید. طبق نتایج حاصل از مطالعه، افزایش درآمد خانوارها نقش مهمی در کاهش خطرات ناشی از کاهش مصرف مواد خوراکی، به‌ویژه درمیان کشاورزان دارد؛ بنابراین تنوع فعالیت‌های کشاورزی و غیرکشاوزی مناطق از راهکارهای مهم جهت حفظ درآمد در هنگام وقوع بلایای طبیعی است.

کتابنامه

– اکبری، محمدرضا؛ پیش‌بهار، اسماعیل؛ و دشتی، قادر، (۱۳۹۹). «شناسایی عوامل مؤثر بر ناامنی غذایی خانوارهای روستایی ایران: کاربرد الگوی لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، (۳۵)۹، ۱۲۵–۹۱.

– خیز، زهره؛ زیبایی، منصور؛ و فرجزاده، زکریا، (۱۳۹۷). «تأثیر خشک‌سالی بر درآمد و رفاه خانوارها و شاخص تولید غذا». *اقتصاد کشاورزی*، (۲)۱۲، ۴۳–۲۱.

– زارعی، مهدی، (۱۳۹۸). *سیل‌های فروردین و اردیبهشت ۱۳۹۸ و تغییرات اقلیمی در ایران، نگاه ویژه به سیلاب در استان خوزستان*، بازیابی‌شده از: http://www.ias.ac.ir/index.php/2015-09-21-08-02-04/1431-mehdi-zare-flood.

– شعبانی، امامعلی؛ و مهرعلی‌تبار، حمیده، (۱۳۹۲). «حوادث و بلایای طبیعی در قرون میانهٔ تاریخ ایران». *تحقیقات تاریخ اجتماعی*، ۳، ۶۴–۳۹.

– شیری، محمد؛ قاضی طباطبایی، محمود؛ صادقی، رسول؛ و راغفر حسین، (۱۳۹۴). «بررسی نقش عوامل اجتماعی و جمعیتی در تغییرات الگوی مصرف خانوارهای شهری و روستایی ایران». *توسعه محلی روستایی– شهری*، (۱)۷، ۲۸–۱.

– صالح، ایرج؛ و مختاری، داریوش، (۱۳۸۶). «اثرات و پیامدهای اقتصادی و اجتماعی خشکسالی بر خانوارهای روستایی در منطقه سیستان»، *علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران*، (۱)۳، ۱۱۴–۹۹.

– طاهری‌فرد، علی؛ قدیری‌نژادیان، محمدحمزه؛ کریمی‌بیرانوند، محمود؛ و فروغی‌زاده، یاسین، (۱۳۹۴). «اثر افزایش نرخ ارز بر هزینه خانوار از کانال واردات تحلیل داده ستانده». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، (۱۳)۴، ۲۷۲–۲۵۷.

– علی‌پور، حسن؛ حامد چهارسوقی، امین؛ و قریب، علی، (۱۳۹۲). «بررسی اثرات خشکسالی بر وضعیت اقتصادی–اجتماعی کشاورزان، مطالعه موردی: گندمکاران شهرستان نهبندان». *پژوهش‌های آبخیزداری*، (۲)۲۶، ۱۲۵–۱۱۳.

– یوسفی، کوثر؛ و سبحانی، فاطمه، (۱۳۹۵). «ارزیابی سیاستی اثر توافقات ترجیحی بر سهم بازار ایران در کشورهای طرف توافق»، *برنامه ریزی و بودجه*، (۱)۲۱، ۵۶-۲۳.

- Akbari, M.; Pishbahar, E. & Dashti, G., (2020). “Identifying the effective factors on food insafety in iranian rural households:application of generalized ordered logit model”. *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 9(35), 91-125. doi: 10.22084/aes.2020.21656.3058.

- Alhassan, H., (2020). “Farm households' flood adaptation practices, resilience and food security in the Upper East region, Ghana”. *Heliyon*, 6(6), e04167.

- Alipour, H. & Chahrsooghi, A., Gharib, a. (2013). “Effects of drought on socio-economic status of farmers: a case study on the nehbandans wheat farmers”. *Watershed Management Researches,* 26(2), 113-125.

- Arouri, M.; Nguyen, C. & Youssef, A. B., (2015). “Natural disasters, household welfare, and resilience: evidence from rural Vietnam”. *World development,* 70, 59-77.

- Benali, N., (2021). “The dynamic links between natural disaster, health spending, and GDP growth: a case study for lower middle-income countries”. *Journal of the Knowledge Economy,* 1-14.

- Boansi, D.; Owusu, V.; Tambo, J. A.; Donkor, E. & Asante, B. O., (2021). “Rainfall shocks and household welfare: Evidence from northern Ghana”. *Agricultural Systems,* 194, 103267.

- Bui, A. T.; Dungey, M.; Nguyen, C. V. & Pham, T. P., (2014). “The impact of natural disasters on household income, expenditure, poverty and inequality: evidence from Vietnam”. *Applied Economics*, 46(15), 1751-1766.

- Carpena, F., (2019). “How do droughts impact household food consumption and nutritional intake? A study of rural India”. *World Development,* 122, 349-369.

- Echendu, A. J., (2022). “Flooding, Food Security and the Sustainable Development Goals in Nigeria: An Assemblage and Systems Thinking Approach”. *Social Sciences,* 11(2), 59.

- Khalili, N.; Arshad, M.; Farajzadeh, Z.; Kächele, H. & Müller, K., (2021). “Does drought affect smallholder health expenditures? Evidence from Fars Province, Iran”. *Environment, Development and Sustainability*, 23(1), 765-788.

- Khalili, N.; Arshad, M.; Kächele, H.; Farajzadeh, Z. & Müller, K., (2020, tel: 2021). “Drought shocks and farm household consumption behaviour: Insights from Fars province of Iran”. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 66, 102625.

- Khalili, N.; Arshad, M.’ Farajzadeh, Z.’ Kächele, H. & Müller, K., (2020). “Effect of drought on smallholder education expenditures in rural Iran: Implications for policy”. *Journal of environmental management,* 260, 110136.

- Khiz, Z.; Zibaei, M. & Farajzadeh, Z., (2018). "Impact of drought on households' income and welfare and food production index". *Agricultural Economics,* 12(2), 21-43. doi: 10.22034/iaes.2018.32529

- Lee, C. C.; Wang, C. W.; Ho, S. J. & Wu, T. P., (2021). "The impact of natural disaster on energy consumption: International evidence". *Energy Economics,* 97, 105021.

- Lohmann, S. & Lechtenfeld, T., (2015). "The effect of drought on health outcomes and health expenditures in rural Vietnam". *World development*, 72, 432-448.

- Mekonnen, A.; Tessema, A.; Ganewo, Z. & Haile, A., (2021). "Climate change impacts on household food security and farmers adaptation strategies". *Journal of Agriculture and Food Research*, 6, 100197.

- Mottaleb, K. A.; Mohanty, S.; Hoang, H. T. K. & Rejesus, R. M., (2013). "The effects of natural disasters on farm household income and expenditures: A study on rice farmers in Bangladesh". *Agricultural Systems*, 121, 43-52.

- Nepal, A. K. & Neupane, N., (2022). "Living in the flood plain: can financial inclusion, productive assets and coping mechanism help reduce food insecurity?". *Environmental Challenges*, 100437.

- Nguyen, T. T.; Nguyen, T. T. & Grote, U., (2020). "Multiple shocks and households' choice of coping strategies in rural Cambodia". *Ecological Economics,* 167, 106442.

- Nguyen, T. T.; Nguyen, T. T., Le, V. H.; Managi, S. & Grote, U., (2020). "Reported weather shocks and rural household welfare: Evidence from panel data in Northeast Thailand and Central Vietnam". *Weather and Climate Extremes*, 30, 100286.

- Saleh, I., Mokhtari, D. (2007). "Economic and social impacts of drought and its consequences on rural households in sistan region". *Iranian Agricultural Extension and Education Journal,* 3(1), 99-114.

- Sam, A. S.; Abbas, A.; Padmaja, S. S.; Sathyan, A. R.; Vijayan, D.; Kächele, H. & Müller, K., (2021). "Flood vulnerability and food security in eastern India: A threat to the achievement of the Sustainable Development Goals". *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 66, 102589.

- Sha'bani, I. & Mehr Ali Tabar, H., (2013). "Natural disasters at middle ages of iran's history". *Social History Studies,* 3(1), 39-64.

- Sharma, R.; Nguyen, T. T. & Grote, U., (2018). "Changing consumption patterns Drivers and the environmental impact". *Sustainability*, 10(11), 4190.

- Shiri, M., Tabatabaei, M., Sadeghi, R., Raghfar, H. (2015). The study of effect of social and demographic factors on consumption pattern in rural and urban areas of Iran. Rural and Urban Communities Development, 7(1), 1-28. doi: 10.22059/jrd.2015.58432

- Taheri fard, A.; Ghadirinezhadian, M.; Karimi, M. & Foroghizadeh, Y., (2015). "The effect of rising exchange rate on the household expenditure of the through of imports: an input-output analysis". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 4(13), 257-272.

- Tanaka, K.; Ibrahim, P. & Hean, O., (2021). "How Do Natural Disasters Change Consumption Behaviour? Estimates and Policy Responses from Thailand and the Philippines".

- Verschuur, J.; Koks, E. E.; Haque, A. & Hall, J. W., (2020). "Prioritising resilience policies to reduce welfare losses from natural disasters: a case study for coastal Bangladesh". *Global Environmental Change*, 65, 102179.

- Yousefi, K. & Sobhani, F., (2016). "Evaluating the impact of preferential trade agreements on iran's market share in the countries of the agreement". *Journal of Planning and Budgeting,* 21(1), 23-56

- Zarei, M., (2018). "Floods of april and may 2018 and climate changes in iran, a special look at floods in khuzestan province". retrieved from: http://www.ias.ac.ir/index.php/2015-09-21-08-02-04/ 1431-mehdi-zare-flood.

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

An Estimation of the Tax Evasion by Tanzi Method and Analysis the Effect of Fiscal Instruments

Zaroki, Sh.[1], Yousefi-Barfurushi, A.[2], Tavassoly-Nia, A.[3], Hadidi, M.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.25012.3355
Received: 2021.10.04; Accepted: 2021.12.28
Pp: 83-108

Abstract

In Iran's economy, tax revenue has constructed a significant part of government's financial resources in recent years; based on the Central Bank of Iran (CBI) in 2017, about 45% of the government's financial resources were tax revenue. Considering different components of the government's financial resources, factors such as oil sanctions, oil prices, oil sales, and tax evasion are the most crucial factors affecting government revenue in Iran's economy. Thus, due to the significance of tax evasion as the most influential factor on government income, the present study has examined the effect of government total size and its components on tax evasion in Iran between 1979 and 2019 using the Autoregressive Distributed Lag model. According to the two examined models in the study, government's total and current sizes have a direct (unfavorable) effect on tax evasion, while the government's developmental size has an indirect (favorable) effect. Furthermore, based on both examined models, the Financial Depth Index and unemployment directly (unfavorably) affect tax evasion. Also, total, direct and indirect taxes have an unfavorable effect on tax evasion.

Keywords: Tax Evasion, Government Size, Iran, Autoregressive Distributed Lag.
JEL Classification: C32, H26, H50.

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran (Corresponding Author).
Email: Sh.zaroki@umz.ac.ir
2. Master of Economic Sciences, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran.
3. Master of Economic Sciences, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran.
4. Master of Economic Sciences, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran.

Citations: Zaroki, S.; Yousefi Barfurushi, A.; Tavassoly Nia, A. & Hadidi, M., (2022). "An Estimation of the Tax Evasion by Tanzi Method and Analysis the Effect of Fiscal Instruments". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(42), 83-108. (doi: 10.22084/aes.2021.25012.3355).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4351.html?lang=en

1. Introduction

Tax evasion refers to an illegal activity that a person or firm performs to deliberately avoid paying fair taxes to the government (Alm et al., 2019). Developing countries face the phenomenon of tax evasion since individuals and companies refuse to pay part or all of the tax in various ways. Most companies, for instance, prefer to turn to the informal economy for doing so. Besides, some people try to decline the amount of tax by paying brides and resorting to other types of administrative corruption (López, 2017). As the tax evasion has damaging effects on Iran's economy, such as aggravating the operating balance deficit, many studies have been carried out in Iran to find out the influence of different economic variables on the tax evasion (Chaman et al., 2019; Namazi & Esmaeilpour, 2020). However, there is no study dealing with the effect of government size (i.e., government's current and developmental sizes) and its combination on the tax evasion in Iran. Therefore, the article's main aim is to evaluate the effect of government size and its combination on the tax evasion in Iran, in addition to the calculation of tax evasion. To this end, an autoregressive distributed lag (ARDL) model has been applied from 1973 to 2019. In the following sections, the research model will be explained in detail, and then the results obtained from the model will be discussed. The research findings and suggestions will be presented in the final section.

2. Methods

Inspired by literatures and based on the purposes of this work, two scenarios are derived from the research model.

The first scenario is based on Eq. (1) in which the dependent variable of TE represents the ratio of tax evasion to gross domestic product (GDP) that was calculated using Tanzi's model (money demand function). GE stands for the total size of government and was defined as the ratio of the total expenditure of government to GDP. Also, FDeep, TT, Inf, and UR indicate financial depth, the ratio of total tax to GDP, inflation rate, and unemployment rate, respectively.

$$\Delta TE_t = \alpha TE_{t-1} + \beta GE + \Upsilon \Delta TT_{t-1} + \rho Inf_{t-1} + \theta UR_{t-1} + \phi FDeep_t + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta TE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i \Delta GE_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \Upsilon_i \Delta TT_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \rho_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \theta_i \Delta UR_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \phi_i \Delta FDeep_{t-i} + U_t \quad (1)$$

The second scenario is based on Eq. (2), in which the variables are defined similarly to the first scenario. The difference between this scenario and the previous one is the definition of government size and total tax ratio. Herein, the total expenditure of government to GDP is segmented into two parts: operating expenditure to GDP (government's current size) and developmental expenditure to GDP (government's developmental size). The total tax to GDP is divided into two parts: direct tax to GDP and indirect tax to GDP.

$$\Delta TE_t = \alpha TE_{t-1} + \delta GC_t + \eta GI_t + \Omega DT_{t-1} + \mu InDT_{t-1} + \rho Inf_{t-1} + \theta UR_t + \phi FDeep_t + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta TE_{t-i} \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i GC_{t-i} + \sum_{i=0}^{d-1} \eta_i GI_{t-i} + \sum_{i=0}^{r} \Omega_i \Delta DT_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{\gamma} \mu_i \Delta InDT_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \rho_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{v} \theta_i UR_{t-i} + \sum_{i=0}^{w} \phi_i FDeep_{t-i} + U_t \quad (2)$$

3. Discussion

- The first scenario (based on the total size of government)

As evident from Table 1, the total size of government has a positive effect on the tax evasion in the long term, and it is expected that for every 1% increase in the government size, the tax evasion will be increased by 0.24%. Because increasing government size usually results in the creation or increasing budget deficit in Iran's economy, and the government often compensates for the budget deficit through the elevation of tax rate, consequently individuals and firms are more and more pushed to escape from paying tax. The total tax to GDP also positively affects the tax evasion. By increasing the total tax to GDP by 1%, the tax evasion will be increased by 1.56%. The results obtained from the first scenario are completely in line with the fact that raising the tax rate has an unfavorable effect on paying taxes. Also, findings reveal that there is no significant relationship between inflation and tax evasion, while the unemployment rate is an influential factor in tax evasion; increasing the unemployment rate by 1% increases tax evasion by 0.48%. The main reason is that with the unemployment rate growth, more and more people are inevitably pushed into the informal economy (Günther and Launov, 2012), and they do not pay tax. Financial depth is another independent variable that positively affects the tax evasion. It was deduced from the first scenario that increasing the financial depth by 1% increases tax evasion by 0.14%. Although financial depth generally promotes the formal economy and accordingly decreases tax evasion, under a situation that the formal economy does not have the sufficient capacity to be expanded, the financial depth acts as a destructive factor. It leads to growing informal economy, thus increasing tax evasion (Canh & Thanh, 2020).

- The second scenario (based on government's current and developmental sizes)

According to Table 2, the results obtained in the long term are similar to those obtained in the short term. The results indicate that increasing the current government size has a positive effect on tax evasion. The increase in the current government size by 1% brings about the increment of tax evasion by 0.46%. This finding is rational because the government's current expenditure is the major reason for the budget deficit. However, a negative relationship exists between the government's developmental size and tax evasion; improving the government's developmental size by 1% leads to the decrement of tax evasion by 0.25%. This finding is attributed to two main reasons. First, the government's developmental expenditure does not increase the budget deficit in Iran. Second, increasing the government's developmental expenditure enhances the quality of social services and welfare, encouraging people to pay taxes. In the case of direct tax to GDP, it has an unfavorable effect on tax evasion. By increasing the direct tax to GDP by 1%, the tax evasion exhibits 3.48% growth. In both the short and long term, the indirect tax to GDP has a relatively detrimental effect on the tax evasion, which is due to the reason mentioned

in the previous section. Unemployment rate and financial depth have an unfavorable effect on the tax evasion, like in the first scenario.

4. Conclusion

The available data reveals that the total size of government during eight sub periods (including before the Islamic Revolution, the Imposed War, development programs, and from 2015 to 2018) has a downward trend. Before the Islamic Revolution, the average government's total, current and developmental sizes were 40.8, 21.7, and 19.1%, which were reduced to 18.6, 12.8, and 5.8% in the sub period of 2015-2018, respectively. The tax evasion to GDP shows a fluctuation during 1973-2019, then it exhibits an abrupt increase in 2014, and reached a maximum value of 50.4% in 2017. The results obtained from modeling of tax evasion in the long term indicate that, on the one hand, the increment of both total and current government sizes has an unfavorable effect on the tax evasion. This finding is attributed to the increasing government expenditure that causes a budget deficit. On the other hand, the improving government's developmental size favorably affects tax evasion because the growing public services encourage people to pay taxes regularly. Raising tax, both direct and indirect, to GDP unfavorably affect tax evasion. Despite the inflation rate, which acts as an ineffective variable on tax evasion, increasing the unemployment rate and financial depth have unfavorable effects on tax evasion. With regard to the findings of the present study, it is suggested:

- The current government expenditure should be reduced as much as possible, and it should be devoted to the legislative and executive branches to be promoted.
- The developmental expenditures should be increased because upgrading the quality of social welfare motivates people to pay tax
- If the government seeks to increase its revenue via tax, it should be carried out in the desired framework with legal monitoring platform to prevent tax evasion.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

برآورد فرار مالیاتی با روش تانزی و تحلیل اثر ابزارهای مالی دولت

شهریار زروکی[۱]، آرمان یوسفی‌بارفروشی[۲]، علی توسلی‌نیا[۳]، مروارید حدیدی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.25012.3355
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۱۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۰۷
صص: ۱۰۸-۸۳

چکیده

در اقتصاد ایران درآمد مالیاتی بخش عمده‌ای از منابع مالی دولت را طی سال‌های اخیر تشکیل داده است؛ به‌نحوی‌که بر اساس آمار بانک مرکزی ایران در سال ۱۳۹۶ در حدود ۴۵٪ از کل منابع مالی دولت، درآمد مالیاتی بوده است. با توجه به ترکیب منابع مالی دولت، مواردی مانند تحریم‌های نفتی، قیمت نفت، میزان فروش نفت و فرار مالیاتی ازجمله مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر درآمد دولت در اقتصاد ایران می‌باشند؛ از این‌رو نظر به اهمیت پدیدهٔ فرار مالیاتی به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین عامل تأثیرگذار بر درآمد دولت، در پژوهش حاضر تأثیر اندازهٔ کل دولت و ترکیب آن بر فرار مالیاتی در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۸ با استفاده از روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی بررسی‌شده است. با توجه به دو الگو بررسی‌شده در پژوهش، نتایج نشان می‌دهد که اندازهٔ کل و اندازهٔ جاری دولت اثری مستقیم (نامطلوب) بر فرار مالیاتی دارند؛ درحالی‌که اندازهٔ عمرانی دولت با اثری معکوس (مطلوب) همراه است. هم‌چنین فرار مالیاتی به‌طور مستقیم (نامطلوب) از بیکاری و شاخص تعمیق مالی تأثیر می‌پذیرد. ضمن این‌که مالیات کل، مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم اثر نامطلوبی بر فرار مالیاتی دارند.

کلیدواژگان: فرار مالیاتی، اندازهٔ دولت، ایران، رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی.
طبقه‌بندی JEL: C32, H26, H50.

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، شهر بابلسر، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: Sh.zaroki@umz.ac.ir
۲. کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، شهر بابلسر، ایران.
Email: Arman.yousefi1372@gmail.com
۳. کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، شهر بابلسر، ایران.
Email: Alitavassoli1994@gmail.com
۴. کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، شهر بابلسر، ایران.
Email: Morvarid.hadidi@gmail.com

ارجاع به مقاله: ؟؟؟؟؟
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: ??????????

۱. مقدمه

به‌طورمعمول، دولت‌ها در موارد مختلفی هم‌چون ساخت زیرساخت‌ها، بهداشت عمومی، آموزش و غیره در جامعه ایفا نقش می‌کنند که بخش خصوصی تمایل کمتری به فعالیت در چنین بخش‌هایی را دارد (حاجامینی و فلاحی[۱]، ۲۰۱۸). از یک‌سو اگر نقش دولت در اقتصاد کوچک باشد، این امکان وجود دارد که به‌دلیل مشکل در تأمین کالاهای عمومی، رشد اقتصادی کاهش یابد؛ از سوی دیگر، اگر بخش دولتی بیش‌ازحد بزرگ باشد به‌دلیل این‌که ممکن است برای تأمین مخارج به راهکارهایی هم‌چون افزایش مالیات، استقراض و چاپ پول روی آورد، می‌تواند تأثیرات منفی برای اقتصاد به‌همراه داشته باشد. درنتیجه اندازهٔ دولت یکی از متغیرهای کلیدی و اثرگذار در اقتصاد است (آسیماکوپولوس و کاراویاس[۲]، ۲۰۱۶).

در اقتصاد ایران درآمد مالیاتی در کنار درآمد حاصل از فروش نفت و گاز، بخش عمده‌ای از منابع مالی دولت را در سال‌های اخیر تشکیل داده است؛ به‌نحوی‌که براساس آمار سال ۱۳۹۶ در حدود ۴۵٪ از کل منابع مالی دولت، درآمد مالیاتی بوده است (بانک مرکزی، ۱۳۹۶). در اقتصاد ایران با توجه به ترکیب منابع مالی دولت، مواردی هم‌چون تحریم‌های نفتی، قیمت نفت، میزان فروش نفت و فرار مالیاتی، ازجمله مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر درآمد دولت به‌شمار می‌رود (مهدوی عادلی و همکاران، ۱۳۹۱؛ هادیان و تحویلی، ۱۳۹۲؛ طیبی و صادقی، ۱۳۹۶؛ کشاورز حداد و همکاران، ۱۳۹۹) که در این‌میان فرار مالیاتی تنها عاملی است که دولت می‌تواند با اتخاذ رویکردی مناسب آن را کنترل کند. فرار مالیاتی به آن‌دسته از اقدامات عمدی و غیرقانونی اشاره دارد که مؤدیان مالیاتی در جهت کاهش تعهدات مالیاتی خود به دولت انجام می‌دهند (آلم[۳] و همکاران، ۲۰۱۹). به‌طورکلی، فرار مالیاتی «جزء اصلی فعالیت‌های زیرزمینی یا بخش نامنظم اقتصاد» بوده و اقتصاددانان بیش‌ازپیش به‌دنبال تجزیه‌وتحلیل این پدیده هستند. فرار مالیاتی که به‌صورت کاهش غیرقانونی مالیات پرداختی ازطریق عدم گزارش درآمد یا اعلام کردن نرخ‌های تفریق بالاتر تعریف می‌شود (اشنایدر و اینسته[۴]، ۲۰۰۰)، بخشی از اقتصاد زیرزمینی است که به‌دلیل خدمات نامناسب و غیرسخت‌گیرانهٔ سیستم مالیاتی و تعقیب نکردن عاملان فرار به‌وجود می‌آید (روبینی و سالاری مارتین[۵]، ۱۹۹۵). در کشورهای درحال‌توسعه فرار مالیاتی پدیده‌ای فراگیر است؛ افراد و شرکت‌هایی که مشمول مالیات می‌شوند از روش‌های مختلفی از پرداخت بخش یا تمام مالیات امتناع می‌کنند؛ به‌طور مثال، بسیاری از شرکت‌ها برای اجتناب از پرداخت مالیات به بخش غیررسمی اقتصاد روی می‌آورند. هم‌چنین برخی افراد نیز ازطریق پرداخت رشوه و انواع دیگر فساد اداری سعی می‌کنند تا از میزان مالیات پرداختی خود بکاهند (لوپز[۶]، ۲۰۱۷).

علاوه‌بر اثر منفی فرار مالیاتی بر درآمد دولت، فرار مالیاتی می‌تواند اثرات مخرب دیگری هم‌چون توزیع ناعادلانهٔ ثروت، گسترش اقتصاد زیرزمینی، اختلال در سیاست‌های مالی دولت، کاهش کارایی سیاست‌های اقتصادی و غیره را برای اقتصاد به‌همراه داشته باشد (هادیان و تحویلی، ۱۳۹۲)؛ بنابراین فرار مالیاتی پدیده‌ای کاملاً مخرب برای یک اقتصاد محسوب می‌شود. هم‌چنین براساس مطالعه (مطلبی و همکاران، ۱۳۹۸)، میزان فرار مالیاتی در سال

---

[1]. Hajamini & Falahi
[2]. Asimakopoulos and Karavias
[3]. Alm
[4]. Schneider and Enste
[5]. Roubini and Salary Martin
[6]. Lopez

۱۳۹۴، ۵۶۶۲۸/۶ میلیارد برآورد شده است که در حدود ۹/۹۳٪ از میزان کسری تراز عملیاتی سال ۱۳۹۴ بوده است. ازآنجایی‌که به‌طور معمول در اقتصاد ایران دولت کسری تراز عملیاتی خود را ازطریق مازاد درآمد در بخش واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای جبران می‌کند؛ درنتیجه درآمدی که در سال ۱۳۹۴ می‌توانست برای اهداف عمرانی و تقویت زیرساخت‌ها به‌کار گرفته شود، به دارایی گروهی از افراد خاص اضافه شد. با توجه به این‌که فرار مالیاتی برای اقتصاد ایران اثرهای مخربی هم‌چون تشدید کسری تراز عملیاتی به همراه داشته است، مطالعات زیادی در داخل در رابطه با اثرگذاری متغیرهای مختلف اقتصادی بر فرار مالیاتی انجام‌شده است تا با شناسایی عوامل اصلی تأثیرگذار بر فرار مالیاتی هرچه بیشتر از میزان آن در اقتصاد ایران کاسته شود، ولی شاید تاکنون نقش اندازهٔ کل دولت و ترکیب آن (اندازهٔ جاری و عمرانی) بر فرار مالیاتی در ایران مورد بررسی قرار نگرفته باشد؛ بنابراین این مطالعه به‌دنبال آن است تا ضمن برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در اقتصاد ایران و محاسبهٔ فرار مالیاتی؛ اثرگذاری اندازهٔ کل دولت و ترکیب آن را بر فرار مالیاتی بررسی و آزمون نماید. برای این‌منظور از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی در دورهٔ زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است.

بر این‌اساس، در ادامه پژوهش به این‌صورت سازمان‌دهی شده است که در بخش دوم، ادبیات پژوهش با تأکید بر ادبیات نظری و ادبیات تجربی ارائه می‌شود؛ در بخش سوم، ابتدا روش برآورد فرار مالیاتی بیان می‌شود و سپس تصریح الگوی پژوهش در قالب الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی انجام می‌گیرد و در پایان این بخش، داده‌های این پژوهش ازنظر آماری مورد بررسی قرار می‌گیرند. نتایج حاصل از برآورد از الگوی پژوهش، در بخش چهارم ارائه و تفسیر می‌شود. بیان یافته‌های پژوهش و ارائهٔ پیشنهادها نیز در بخش پنجم انجام می‌پذیرد.

۲. ادبیات پژوهش

برای اثرگذاری بر اقتصاد، دولت‌ها ابزارهای مختلف پولی و مالی در اختیار دارند که مخارج و درآمدهای مالیاتی دولت ازجمله مهم‌ترین ابزارهای مالی دولت است. دولت ازطریق این دو ابزار مالی می‌تواند بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند: سطح تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، سطح قیمت‌ها و نرخ بیکاری اثر بگذارد؛ به‌عنوان مثال، هر افزایشی در مالیات پرداختی خانوارها، درآمد قابل‌تصرف آن‌ها را کاهش می‌دهد که درنتیجه مخارج مصرفی خانوارها و مطلوبیت آن‌ها را پایین می‌آورد. ازسوی دیگر، کاهش مالیات‌ها، درآمد قابل‌تصرف و درنتیجه مخارج مصرفی و مطلوبیت خانوار را افزایش می‌دهد. هدف از اخذ مالیات تنها تأمین مالی دولت نیست، مالیات به‌عنوان ابزاری برای رشد، ثبات و کاهش نابرابری در اقتصاد مورداستفاده قرار می‌گیرد. وقتی دولت مالیات را افزایش می‌دهد و آن را صرف توسعهٔ زیربناها می‌کند یا با کاهش مالیات شرکت‌ها امکان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را بالا می‌برد، موجب تقویت رشد اقتصادی می‌شود. افزایش مالیات بر مصرف می‌تواند ابزاری برای کاهش تقاضای کل و در تعقیب ثبات قیمت‌ها صورت گیرد. علاوه‌بر این دولت برای تأمین هزینهٔ کالای عمومی، به وضع مالیات و دریافت آن اقدام می‌کند تا تداوم عرضهٔ کالاها و خدمات دولتی تضمین شود (دهقان‌هراتی و همکاران، ۱۳۹۳؛ غفاری و همکاران، ۱۳۹۶). هم‌چنین دولت ازطریق مخارج خود می‌تواند حجم فعالیت‌های بخش دولتی و بخش خصوصی را در کل اقتصاد تعیین کند و تغییر این مخارج، به‌عنوان یک ابزار مهم اقتصادی در دست دولت قرار دارد (دهقان‌هراتی و همکاران، ۱۳۹۳). در اقتصاد ایران، مخارج دولت در دسته‌بندی قدیمی به هزینه‌های جاری و

مخارج عمرانی تقسیم می‌شد. منظور از هزینه‌های جاری، پرداختی‌هایی است که در برنامهٔ توسعه پنج‌ساله به‌صورت کلی و در بودجهٔ عمومی دولت به تفکیک جهت تأمین هزینه‌های جاری دولت نظیر پرداخت حقوق و مزایا کارکنان دولتی و هم‌چنین هزینهٔ نگه‌داشت سطح فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی دولت پیش‌بینی می‌شود. از سال ۱۳۸۱ با تغییر شیوهٔ بودجه‌نویسی عبارت «هزینه‌های جاری» به «اعتبارات هزینه‌ای» تغییر کرد. «مخارج عمرانی» منظور اعتباراتی است که در برنامهٔ توسعهٔ پنج‌ساله به‌صورت کلی و در بودجهٔ عمومی دولت به تفکیک جهت اجرای طرح‌های عمرانی (اعتبارات عمرانی ثابت) و هم‌چنین توسعهٔ هزینه‌های جاری مربوط به برنامه‌های اقتصادی و اجتماعی دولت (اعتبارات عمرانی غیرثابت) پیش‌بینی می‌شود. از سال ۱۳۸۱ با تغییر شیوهٔ بودجه‌نویسی عبارت «اعتبارات عمرانی» به «اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای» تغییر کرد (زروکی، ۱۳۹۸)؛ بنابراین در اقتصاد ایران دولت می‌تواند ازطریق دو گروه مخارج (اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای) بر اقتصاد تأثیر بگذارد. در این‌راستا اندازهٔ دولت، یعنی نسبت مخارج دولت به تولید، از مسیرهای متفاوتی هم‌چون مسیر تورمی، مسیر مالیاتی و مسیر ظرفیت دولت و نهادها ممکن است بر فرار مالیاتی اثر بگذارد. براساس مسیر تورمی، افزایش اندازهٔ دولت موجب افزایش مخارج جاری دولت خواهد شد که در نتیجهٔ آن ممکن است دولت دچار کسری بودجه شود. دولت‌ها به‌طورمعمول کسری بودجه را از راه‌های مختلفی هم‌چون افزایش نرخ مالیات، استقراض و چاپ اسکناس جبران می‌کنند. اگر کسری بودجهٔ دولت ازطریق چاپ اسکناس جبران شود، با افزایش عرضهٔ پول انتظار می‌رود به دلیل افزایش فشار تقاضا، تورم افزایش یابد. هم‌چنین اگر دولت بخواهد مشکل کسری بودجه را ازطریق افزایش مالیات‌های غیرمستقیم هم‌چون مالیات بر فروش حل کند، با چنین رویکردی قیمت کالاهای مصرفی افزایش می‌یابد و موجب به افزایش تورم می‌شود (خان و گیل[1]، ۲۰۱۰؛ جلیل[2] و همکاران، ۲۰۱۴). در هنگام افزایش تورم با فرض این‌که درآمد اسمی (قبل از پرداخت مالیات)، متناسب با تورم افزایش نیابد، مؤدیان مالیاتی ازطریق فرار مالیاتی می‌توانند قدرت خرید خود را حفظ کنند؛ از سوی دیگر، اگر درآمد اسمی (قبل از پرداخت مالیات) متناسب با نرخ تورم افزایش‌یابد، درآمد حقیقی افراد (قبل از پرداخت مالیات) بدون تغییر می‌ماند اما به‌دلیل این‌که با افزایش درآمد اسمی، افراد باید نرخ بالاتری از مالیات را بپردازند (با فرض این‌که نرخ مالیات تصاعدی باشد)، میزان درآمد حقیقی افراد (پس از پرداخت مالیات) کاهش می‌یابد. درنتیجه افزایش تورم می‌تواند موجب افزایش فرار مالیاتی شود (کران و نورزاد[3]، ۱۹۸۶). براساس مسیر مالیاتی، افزایش اندازهٔ دولت ممکن است موجب کسری بودجهٔ دولت شود که دولت می‌تواند کسری بودجه خود را ازطریق افزایش نرخ مالیات جبران کند. درنهایت افزایش نرخ مالیات می‌تواند منجر به افزایش انگیزهٔ افراد و بنگاه‌ها برای فرار مالیاتی شود؛ بنابراین براساس مسیر مالیاتی نیز افزایش اندازهٔ دولت می‌تواند موجب افزایش فرار مالیاتی شود (لی و ما[4]، ۲۰۱۵). علاوه‌بر موارد فوق، اندازهٔ دولت می‌تواند موجب افزایش ظرفیت دولت شود و از آنجا که با افزایش ظرفیت دولت، دولت توان بالاتری در اجرای قانون خواهد داشت؛ افزایش اندازهٔ دولت می‌تواند با جمع‌آوری سخت‌گیرانه‌تر مالیات و اجرای قانون همراه شود که درنتیجه احتمال فرار مالیاتی به‌صورت بالقوه کاهش می‌یابد (لی و ما، ۲۰۱۵). هم‌چنین افزایش اندازهٔ دولت

---

1. Khan & Gill
2. Jalil
3. Crane & Nourzad
4. Li & Ma

می‌تواند موجب تقویت نهادهای حاکمیتی و نظارتی شود و از این‌طریق باعث کاهش میزان فساد شود (گوئل و نلسون[۱]، ۲۰۱۱). از آنجایی‌که میان فساد و فرار مالیاتی رابطهٔ مستقیمی وجود دارد، کاهش فساد می‌تواند منجر به کاهش فرار مالیاتی شود (هالکوس[۲]، ۲۰۲۰).

در حوزهٔ کاربردی و ادبیات تجربی می‌توان مطالعات انجام‌شده را به دو گروه کلی تقسیم نمود؛ گروه اول، مطالعاتی است که در آن اثر اندازهٔ دولت را بر فرار مالیاتی بررسی شده است. در این گروه می‌توان به دو مطالعه اشاره نمود؛ «لی» و «ما»[۳] (۲۰۱۵) با استفاده از –روش گشتاورهای تعمیم‌یافته–[۴] به بررسی رابطهٔ اندازهٔ دولت و فرار مالیاتی در اقتصاد چین طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۵م. پرداختند. نتایج این مطالعه نشان‌داد که یک دولت بزرگ توانایی قوی برای اجرای قوانین مالیاتی در سطح محلی در چین را ایجاد نمی‌کند. هم‌چنین «داگوستینو»[۵] و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای استان‌های کشور ایتالیا طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵م. نشان‌دادند که تأثیر هزینه‌های عمومی در مناطق جغرافیایی ناهمگن است. هم‌چنین افزایش هزینه‌های عمومی منجر به تغییر کاهشی در فرار مالیاتی فقط در قسمت شمالی ایتالیا می‌شود که با سطح ابتدایی نسبتاً بزرگ‌تری از کالاهای عمومی مشخص می‌گردد. در گروه دوم، مطالعات شامل پژوهش‌هایی می‌شود که در آن اثر دیگر متغیرها بر فرار مالیاتی بررسی‌شده است. در این گروه «جمشیدی نوید» و «گراوند» (۱۳۹۵)، در پژوهش خود به بررسی رابطهٔ بین فساد مالی و فرار مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. برای این‌منظور، تعداد ۱۰۴ نمونه از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷هش. انتخاب شد و با استفاده از –روش رگرسیون ترکیبی– موردبررسی قرار گرفت. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که بین فساد مالی و فرار مالیاتی رابطهٔ مثبت وجود دارد. «آمارا» و «خلیف»[۶] (۲۰۱۸) با استفاده از نمونه‌ای از ۱۲۰ کشوری به بررسی رابطه بین جرم مالی و فرار مالیاتی و تبیین این موضوع که آیا فساد چنین رابطه‌ای را تعدیل می‌کند یا خیر، پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رابطهٔ مثبتی بین جرم مالی و فرار مالیاتی برای محیط‌هایی که فساد مالی بیشتری دارند وجود دارد. «یامن»[۷] و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از یک – مدل خطی تعمیم‌یافته–[۸] به بررسی تأثیر کیفیت محیط نهادی بر فرار مالیاتی در کشورهای عضو اتحادیهٔ اروپا قبل و بعد سال ۲۰۰۴م. پرداختند و نشان‌دادند که فرار مالیاتی در کشورهای عضو جدید اتحادیهٔ اروپا در مقایسه با کشورهای قدیمی عضو سطح بالاتری دارد. هم‌چنین فرار مالیاتی در کشورهای عضو قدیمی در حال کاهش است. «آمه» و «علی‌نکیه»[۹] (۲۰۱۹) با –مدل‌سازی معادلات ساختاری–[۱۰] به بررسی فرار مالیاتی با تمرکز بر فساد مالی و ایجاد قدرت روابط در بین فعالیت‌های فساد انگیز در کشور غنا پرداختند و نتیجه گرفتند که نخست، فعالیت‌های فسادآمیز به‌طور قابل‌توجهی باعث فعالیت‌های مالیاتی می‌شود؛ دوم، فساد در غنا تمام پنج بُعد موردبررسی وجود

---

1. Goel & Nelson
2. Halkos
3. Li & Ma
4. Generalized Method of Moments
5. D'Agostino
6. Amara & Khlif
7. Yamen
8. Generalized Linear Model
9. Amoh & Ali-Nakyea
10. Structural Equation Modeling

داشته و بین فعالیت‌های فسادآمیز رابطه وجود دارد. «چمن» و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهش خود به بررسی تأثیر توسعهٔ مالی بر فرار مالیاتی در ایران با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی برای دورهٔ زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۳هش. پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که نخست، رابطهٔ بلندمدتی میان فرار مالیاتی با متغیرهای توضیحی (توسعهٔ مالی، نرخ باسوادی، اندازهٔ دولت و سهم ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی) وجود دارد؛ دوم، توسعهٔ مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر فرار مالیاتی دارد. به این‌معنا که با افزایش توسعهٔ مالی، فرار مالیاتی کاهش می‌یابد؛ سوم، نرخ باسوادی و سهم ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت از تولید و اندازهٔ دولت اثر منفی بر فرار بخش صنعت از مالیاتی دارد و با افزایش هر یک، فرار مالیاتی کاهش می‌یابد. هم‌چنین درآمد سرانه و پیچیدگی مالیاتی با تأثیر معناداری بر فرار مالیاتی همراه نیست. «ضیاتبار احمدی» و «کریمی پتانلار» (۱۳۹۸)، در پژوهش خود با استفاده از روش –گشتاور تعمیم‌یافته– به بررسی مالیات بر ارزش‌افزوده و فرار مالیاتی برای ۲۸ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[1] طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۳م. پرداختند. نتایج این مطالعه نشان‌داد که با گسترش مالیات بر ارزش‌افزوده، فرار مالیاتی نیز کاهش می‌یابد. هم‌چنین ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی اثر مثبت بر فرار مالیاتی دارد؛ درحالی‌که اثر تورم و حاکمیت قانون منفی است. «پین» و «سونوری»[2] (۲۰۲۰) در مطالعهٔ خود به بررسی رابطهٔ بین فرار مالیاتی و فساد در ۲۵ اقتصاد درحال گذار بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۵م. پرداختند و نشان‌دادند که در سطح فساد گسترده‌تر، فساد تأثیر بزرگ‌تری دارد. هم‌چنین سیاست‌هایی که بر کاهش فشار مالیاتی و کنترل فساد تمرکز دارد، هنگامی‌که فرار از مالیات شایع‌تر است، مؤثرتر است. موتمنی (۲۰۲۱) در مطالعه خود فرار مالیاتی صنایع کارخانه‌ای ایران با شبیه‌سازی و استفاده از فرایند تصادفی مونت کارلو مورد بررسی قرار داده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که صنایع با هدف کاهش مالیات بر سود اقدام به ایجاد فروش غیر رسمی می‌نمایند. در نتیجه این رویه، مالیات بر ارزش افزوده قابل اخذ نخواهد بود. محاسبات انجام شده نشان می‌دهد که ۱۸ درصد از ظرفیت مالیاتی تحت فرایند مذکور از بین می‌رود. «نمازی» و «اسماعیل‌پور» (۱۳۹۹)، با استفاده از روش معادلات ساختاری به بررسی تأثیر استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی بر فرار مالیاتی و اجتناب مالیاتی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که گزارشگر مالی تأثیری منفی در جلوگیری از فرار مالیاتی و اثری مثبت در جلوگیری از اجتناب مالیاتی دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش و توصیف داده‌ها

۳-۱. روش برآورد میزان فرار مالیاتی

محققان به‌دلیل مشکلِ در دسترس نبودن اطلاعات از پدیدهٔ فرار مالیاتی از روش‌های گوناگونی برای محاسبهٔ آن بهره برده‌اند؛ به‌نحوی‌که برخی به‌طور مستقیم و برخی دیگر به‌طور غیرمستقیم اقدام به محاسبهٔ فرار مالیاتی نمودند. در روش مستقیم ازجمله: حساب‌های ملی[3]، روش نمونه‌گیری[4]، روش مطالعهٔ بودجه[5]، روش مطالعهٔ مستقیم

---

1. OECD
2. Payne & Saunoris
3. National Accounts Method
4. Sampling Method
5. Budget Survey Method

مالیات‌دهندگان[1] و ظرفیت بالقوهٔ قانونی[2]، براساس فردی که از زیر مالیات فرار می‌کند، تئوری ساخته می‌شود و سپس با جای‌گذاری متغیرهای مالیاتی، فرار مالیاتی محاسبه می‌شود. در این‌روش ضمن مشکل وقت‌گیر بودن و هزینه‌بر بودن، معمولاً کتمان اطلاعات به مقدار قابل‌ملاحظه‌ای وجود دارد. ولی در روش غیرمستقیم که در شمار پرکاربردترین روش‌های مطالعهٔ فرار مالیاتی است؛ ازطریق برآورد اقتصاد زیرزمینی میزان فرار مالیاتی محاسبه می‌شود. این روش‌ها را می‌توان به سه دستهٔ روش‌های مبتنی‌بر علت فعالیت (نظیر: مدل‌سازی تقریبی لاپلاس و منطق فازی)، روش مبتنی‌بر آثار (نظیر: حجم اسکناس‌های درشت در گردش، نسبت نقد، اختلاف بین آمار مالیاتی و درآمد ملی، حسابرسی مالیاتی، اختلاف در حساب‌های ملی، روش نهادهٔ فیزیکی و روش بازار کار) و روش‌های مبتنی‌بر علل و آثار (نظیر: رهیافت تقاضای پول نقد (روش تانزی) و روش شاخص‌های چندگانه–علل چندگانه) تقسیم‌بندی نمود (عرب‌مازار یزدی، ۱۳۸۰). در مطالعهٔ حاضر از –روش تانزی– که از روش‌های پولی است در برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی و به‌تبع آن محاسبهٔ میزان فرار مالیاتی استفاده می‌شود. براساس ایدهٔ تانزی در روش پولی فرض اساسی آن است که در اقتصاد غیررسمی تمام مبادلات به‌دلیل این‌که مخفی بمانند، با وجه نقد صورت می‌گیرد؛ از این‌رو برای برآورد اندازهٔ اقتصاد غیررسمی با این رهیافت و برمبنای رویکرد خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، نسبت پول نقد به نقدینگی با وجود متغیر بار مالیاتی (رابطهٔ ۱) برآورد می‌گردد:

$$(\frac{C}{M_2})_t = \beta_0 + \beta_1 LnTB_t + \beta_2 LnRNIPC_t + \beta_3 RIR_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن $\frac{C}{M_2}$ نسبت پول نقد در گردش به حجم نقدینگی بوده به‌عنوان متغیر وابسته درنظر گرفته‌شده است. TB بار مالیاتی بوده و برابر با نسبت کل درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی است. $RNIPC$ بیانگر سرانهٔ درآمد ملی حقیقی و RIR بیانگر نرخ بهرهٔ حقیقی (نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی منهای تورم) است. پس از برآورد نسبت پول نقد به نقدینگی $((\frac{C}{M_2})_{tax})$، بار دیگر بدون تغییر ضرایب مدل رگرسیونی، ضریب متغیر بار مالیاتی معادل صفر قرار داده‌شده و بدون وجود بار مالیاتی، نسبت پول نقد به نقدینگی $((\frac{C}{M_2})_{wtax})$ محاسبه می‌شود. در مرحلهٔ بعد از حاصل‌ضرب تفاوت دو نسبت فوق در حجم نقدینگی، پول غیرقانونی (IM) برمبنای رابطهٔ (۲) به‌دست می‌آید:

$$IM = [(\frac{C}{M_2})_{tax} - (\frac{C}{M_2})_{wtax}] \times M_2 \quad (۲)$$

سپس با کسر نتیجهٔ به‌دست‌آمده از حجم پول (M_2)، پول قانونی (LM)، به‌دست‌آمده و با استفاده از معادلهٔ (۳)، رابطه مقداری پول سرعت گردش پول محاسبه می‌شود:

$$V = \frac{GNP}{LM} \quad (۳)$$

در ادامه با این فرض که سرعت گردش پول در بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد برابر است، حجم اقتصاد زیرزمینی (UE)، از حاصل‌ضرب حجم پول اقتصاد غیررسمی (پول غیرقانونی) در سرعت گردش پول برمبنای رابطهٔ (۴) برآورد می‌شود:

$$UE = IM * V \quad (۴)$$

---

[1]. Direct Taxpayer Survey
[2]. Tax Capacity

در مرحلهٔ آخر با ضرب حجم برآوردی از اقتصاد زیرزمینی (UE) در نرخ مؤثر مالیاتی (t)، میزان فرار مالیاتی (TE) براساس رابطهٔ (۵) محاسبه می‌شود:

$$TE = t * UE \quad (۵)$$

۲-۳. ارائه الگو پژوهش

با مرور مطالعات موجود و با توجه به اهدافی که پژوهش حاضر در پی آن است، الگوی پژوهش در دو قالب براساس رهیافت خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی تصریح می‌شود؛ در قالب نخست، اندازهٔ کل دولت (نسبت مخارج کل دولت به تولید) به همراه دیگر متغیرهای تأثیرگذار بر فرار مالیاتی لحاظ شده است. در قالب دوم نیز اندازهٔ کل دولت به دو قسمت «اندازهٔ جاری دولت» (نسبت اعتبارات هزینه‌ای یا هزینهٔ جاری یا هزینه‌های مصرف نهایی دولت به تولید) و «اندازهٔ عمرانی دولت» (نسبت تملک دارایی‌های سرمایه‌ای یا مخارج عمرانی یا تشکیل سرمایهٔ ثابت بخش دولتی به تولید) تفکیک و در کنار سایر متغیرهای کلان اقتصادی، در الگو لحاظ می‌شود.

- الگوی پژوهش، قالب اول

قالب اول از الگوی پژوهش برمبنای معادلهٔ (۶) است که در آن TE به‌عنوان متغیر وابسته بیانگر نسبت فرار مالیاتی به تولید ناخالص داخلی است. همان‌طورکه در قسمت پیشین تشریح شد برای محاسبهٔ این متغیر از رهیافت تانزی (تابع تقاضا پول) استفاده‌شده است. GE بیانگر اندازهٔ دولت بوده و به‌صورت نسبت مخارج کل دولت به تولید ناخالص داخلی تعریف‌شده است. TT بیانگر نسبت کل مالیات به تولید ناخالص داخلی، Inf بیانگر تورم، UR بیانگر نرخ بیکاری است. هم‌چنین $FDeep$ بیانگر تعمیق مالی است که برابر با نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی است.

$$\Delta TE_t = \alpha TE_{t-1} + \beta GE + \Upsilon \Delta TT_{t-1} + \rho Inf_{t-1} + \theta UR_{t-1} + \phi FDeep_t + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta TE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i \Delta GE_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \Upsilon_i \Delta TT_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \rho_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \theta_i \Delta UR_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \phi_i \Delta FDeep_{t-i} + U_t \quad (۶)$$

- الگوی پژوهش، قالب دوم

قالب دوم از الگوی پژوهش برمبنای معادلهٔ (۷) است که در آن متغیرهای یکسان از تعریفی مشابه برخوردار است. تفاوت این قالب با قالب اول، در تفکیک اندازهٔ کل دولت و نسبت کل مالیات است. به‌نحوی‌که نسبت مخارج دولت به تولید (اندازهٔ دولت) به دو بخش نسبت اعتبارات هزینه‌ای (هزینهٔ جاری یا هزینه‌های مصرف نهایی) دولت به تولید و نسبت تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (مخارج عمرانی یا تشکیل سرمایه ثابت) دولت به تولید، و نسبت کل مالیات به تولید به دو بخش نسبت مالیات مستقیم و نسبت مالیات غیرمستقیم به تولید تفکیک‌شده است.

$$\Delta TE_t = \alpha TE_{t-1} + \delta GC_t + \eta GI_t + \Omega DT_{t-1} + \mu InDT_{t-1} + \rho Inf_{t-1} + \theta UR_t + \phi FDeep_t + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta TE_{t-i} \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i GC_{t-i} + \sum_{i=0}^{d-1} \eta_i GI_{t-i} + \sum_{i=0}^{r} \Omega_i \Delta DT_{t-i} + \sum_{i=0}^{\Upsilon} \mu_i \Delta InDT_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \rho_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{v} \theta_i UR_{t-i} + \sum_{i=0}^{w} \phi_i FDeep_{t-i} + U_t \quad (۷)$$

لازم به توضیح است که تمامی داده‌های به‌کاررفته برای محاسبهٔ فرار مالیاتی و داده‌هایی که در الگوی پژوهش مورداستفاده قرار گرفته‌اند، از پایگاه اینترنتی بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند.

۳-۳. توصیف داده‌های پژوهش

جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای پژوهش در کل دوره و هشت زیر دوره محاسبه‌شده است که به‌شرح جدول (۱) می‌باشد. مطابق با این جدول در دورهٔ قبل از انقلاب اسلامی، میانگین نسبت کل مالیات، مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به تولید به ترتیب برابر با ۷/۴؛ ۳/۸ و ۳/۶٪ می‌باشد. میانگین کل مخارج به تولید و اعتبارات هزینه‌ای دولت به تولید و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت به تولید به ترتیب برابر با ۴۰/۸؛ ۲۱/۷ و ۱۹/۱٪ است. میانگین نسبت تعمیق مالی ۳۴/۷٪ می‌باشد. در سال‌های جنگ تحمیلی و برنامهٔ اول، میانگین تمامی متغیرها به‌غیر از شاخص تعمیق مالی، نسبت به دورهٔ قبل از انقلاب اسلامی کاهش می‌یابد. در دورهٔ جنگ تحمیلی که دوران رکود اقتصادی کشور است، نسبت مخارج دولت به‌طور چشم‌گیری کاهش‌یافته و به ۲۹/۱٪ می‌رسد و این به‌معنای کوچک شدن اندازهٔ دولت در دوران جنگ تحمیلی است. هم‌چنین در این دوره، میانگین مالیات کل نسبت به تولید به ۶٪ کاهش می‌یابد. در برنامّ اول توسعه که با شروع کار دولت سازندگی همراه است؛ به‌سبب بازسازی زیرساخت‌های اقتصادی پس از جنگ و به‌تبع آن رونق اقتصادی و افزایش تولید، اندازهٔ دولت به رقم ۲۰/۵ کاهش می‌یابد. در این دوره، میانگین نسبت مالیات کل ۴/۶٪ می‌باشد که نسبت به دورهٔ قبل کاهش‌یافته است. در برنامهٔ دوم که با کاهش رشد اقتصادی همراه بود، میانگین نسبت تمامی متغیرها به‌غیر از تعمیق مالی، دارای روندی افزایشی است. در این دوره کاهش رشد اقتصادی به همراه کاهش رشد مخارج دولت، سبب بزرگ شدن اندازهٔ دولت در همهٔ سطوح شده است. به‌نحوی‌که اندازهٔ دولت به ۲۲/۳٪ افزایش‌یافته که نسبت به برنامهٔ اول به‌میزان ۸/۷ ٪ رشد را نشان می‌دهد. میانگین نسبت فرار مالیاتی به تولید نیز پس از کاهشی چشم‌گیر از قبل انقلاب به برنامهٔ اول توسعه، مجدد در سال‌های برنامهٔ دوم افزایش‌یافته و به رقم ۶٪ می‌رسد. در برنامهٔ سوم نسبت به دورهٔ دوم توسعه میانگین تمامی متغیرها روندی کاهشی دارد. رونق اقتصادی طی دورهٔ برنامهٔ سوم توسعه به‌رغم رشد بالای مخارج دولت موجب کاهش اندازهٔ دولت می‌شود. اندازهٔ دولت و نسبت مالیات کل به تولید در این دوره به‌طور متوسط به ترتیب برابر ۲۱/۴ و ۵/۴ ٪ می‌باشد. هم‌چنین میانگین نسبت فرار مالیاتی در این دوره ۲/۴٪ است که نسبت به دورهٔ دوم توسعهٔ کاهشی ۰/۵٪ را نشان می‌دهد. به‌دلیل تحریم‌ها، در برنامهٔ چهارم توسعه در مقایسه با برنامهٔ سوم توسعه، نسبت مالیات کل و مالیات مستقیم به تولید و تعمیق مالی افزایش‌یافته و نسبت مالیات غیرمستقیم؛ و اندازهٔ کل، جاری و عمرانی دولت با کاهش همراه است. هم‌چنین در این دوره نسبت فرار مالیاتی به تولید ۶/۳ ٪ است که رشدی ۱۶۲/۵ ٪ را نسبت به دورهٔ قبل ثبت نموده است. در برنامهٔ پنجم میانگین تمامی متغیرها به‌غیر از مالیات غیرمستقیم به تولید و تعمیق مالی کاهش یافت. به‌نحوی‌که به‌سبب محدودیت‌های ناشی از تحریم و نگرانی‌های حاصل از آن، اندازهٔ دولت با کاهشی ۲/۵ ٪ به ۱۷ /۸ و نسبت مالیات کل به تولید به ۶/۴٪ رسید. نسبت فرار مالیاتی به تولید با رشد چشمگیری به ۱۰/۶٪ افزایش یافت. در دورهٔ ۱۳۹۸-۱۳۹۵ نیز افزایش در میانگین غالب متغیرها، به‌ویژه نسبت فرار مالیاتی محسوس است.

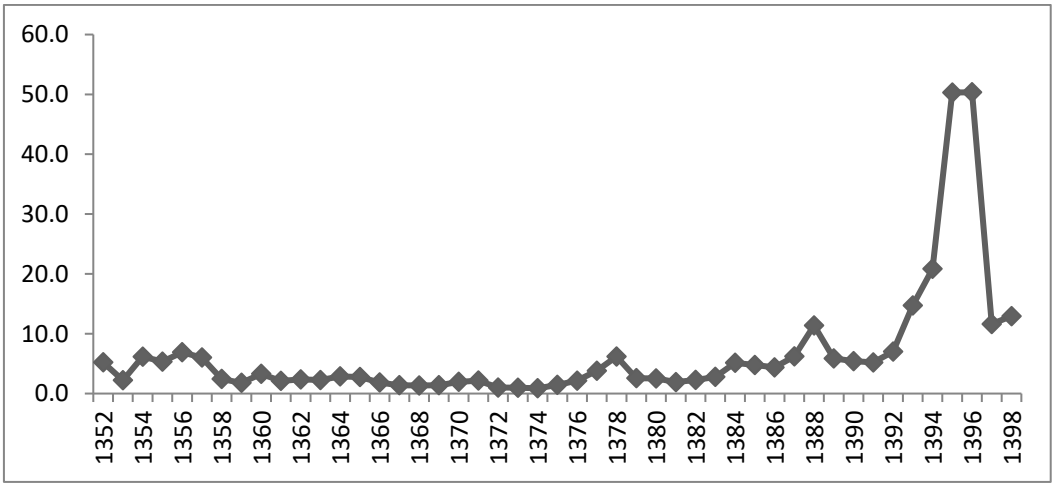
جدول ۱: میانگین متغیرهای پژوهش (درصد).

Tab. 1: Average research variables (percent).

زیر دوره	نسبت فرار مالیاتی به تولید	کل مالیات به تولید	مالیات مستقیم به تولید	مالیات غیرمستقیم به تولید	مخارج دولت به تولید	اعتبارات هزینه‌ای به تولید	تملک دارایی به تولید	تعمیق مالی
قبل از انقلاب	۵/۲	۷/۴	۳/۸۱	۳/۶	۴۰/۸	۲۱/۷	۱۹/۱	۳۴/۷
بعد انقلاب تا پایان جنگ	۲/۶	۶	۳/۱۲	۲/۸	۲۹/۱	۱۷/۷	۱۱/۵	۶۳/۳
برنامهٔ اول و ۱۳۷۳	۱/۵	۴/۶	۲/۶۱	۲	۲۰/۵	۱۲/۱	۸/۵	۵۴/۶
برنامهٔ دوم	۲/۹	۵/۹	۳/۳۵	۲/۵	۲۲/۳	۱۲/۶	۹/۷	۴۲/۹
برنامهٔ سوم	۲/۴	۵/۴	۲/۹۶	۲/۶	۲۱/۴	۱۲/۳	۹/۱	۴۱/۹
برنامهٔ چهارم و ۱۳۸۹	۶/۳	۶/۵	۴/۳۸	۲/۳	۲۰/۳	۱۱/۷	۸/۷	۵۲/۱
برنامهٔ پنجم	۱۰/۶	۶/۴	۳/۵۴	۲/۹	۱۷/۸	۱۱/۴	۶/۴	۷۳/۹
۱۳۹۸-۱۳۹۵	۳۱/۳	۷/۴	۳/۷۱	۳/۸	۱۸/۶	۱۲/۸	۵/۸	۱۰۲/۷
میانگین دوره	۶/۵	۶/۱	۳/۴۷	۲/۷	۲۴/۷	۱۴/۵	۱۰/۳	۶۵/۵

(منبع: یافته‌های پژوهش)

جهت تبیین روند حرکتی نسبت فرار مالیاتی طی سال‌های ۱۳۵۲ الی ۱۳۹۸ در نمودار (۱) ترسیم‌شده است. همان‌طور که مشهود است، نسبت فرار مالیاتی پس از فراز و فرودی آرام، از سال ۱۳۹۳ افزایشی چشم‌گیر را تجربه می‌کند؛ به‌نحوی‌که نسبت فرار مالیاتی از رقم ۷٪ در سال ۱۳۹۲ به ۱۴/۷٪ در سال ۱۳۹۳ افزایش می‌یابد. در سال ۱۳۹۶ بیشترین میزان نسبت فرار مالیاتی در دورهٔ موردبررسی با رقم ۵۰/۴٪ به ثبت رسید.



نمودار ۱: نسبت فرار مالیاتی (درصد)، (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag. 1: Tax evasion ratio (percent).

۴. نتایج پژوهش

همان‌طور که اشاره شد، الگوی پژوهش در دو قالب برآورد می‌شود؛ پیش از برآورد الگو، لازم است تا آزمون پایایی متغیرها انجام شود. برای این‌منظور از آزمون ریشهٔ واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون استفاده‌شده است. خلاصهٔ نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیرها بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته (گزارش‌شده در جدول ۲) نشان می‌دهد، هیچ‌کدام از متغیرها دارای درجهٔ انباشتگی مرتبهٔ دوم نیست و برخی متغیرها در سطح مانا و تعدادی از متغیرها با یک تفاضل مانا می‌باشد. با توجه به نتیجهٔ حاصل از آزمون ریشهٔ واحد می‌توان از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی در برآورد الگو بهره جست. لازم به توضیح آن‌که در برآورد الگو در هر دو قالب، نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که در آزمون‌های خودهم‌بستگی (براساس بریوش–گادفری)، آزمون نرمالیتی و ناهم‌سانی واریانس (بر اساس بریوش–پادگان–گادفری) فرضیهٔ صفر مبنی‌بر عدم وجود خودهم‌بستگی، نرمال بودن و هم‌سانی واریانس در جملات پسماند رد نمی‌شود. هم‌چنین به‌منظور اطمینان از وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده‌شده است. مقدار آمارهٔ این آزمون در هر دو برآورد از کرانه یک و دو در سطح اطمینان ۹۰٪ بزرگ‌تر است؛ ازاین‌رو فرض عدم وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها در سطح اطمینان ۹۰٪ پذیرفته نمی‌شود.

جدول ۲: آزمون‌های ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون.

Tab. 1: Augmented Dickey–Fuller (ADF) and Phillips–Perron (PP) unit-root tests.

متغیرها	دیکی فولر– تعمیم‌یافته				فیلیپس پرون			
	سطح		تفاضل مرتبه اول		سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال
فرار مالیاتی	۲/۶۹	۱/۰۰۰	–۷/۸۶	۰/۰۰۰	–۳/۰۷	۰/۱۲۶	–۷/۹۴	۰/۰۰۰
اندازه کل دولت	–۲/۶۵	۰/۲۶۱	–۴/۲۴	۰/۰۰۰	–۲/۷۸	۰/۲۱۲	–۸/۲۷	۰/۰۰۰
اندازه جاری دولت	–۲/۳۳	۰/۴۱۲	–۷/۵۰	۰/۰۰۰	–۲/۴۱	۰/۳۶۸	–۸/۴۱	۰/۰۰۰
اندازه عمرانی دولت	–۳/۰۴	۰/۱۳۳	–۷/۸۳	۰/۰۰۰	–۱/۹۴	۰/۳۱۲	–۸/۵۹	۰/۰۰۰
نسبت مالیات کل	–۳/۵۵	۰/۰۱۸	–	–	–۳/۳۸	۰/۰۱۷	–	–
نسبت مالیات مستقیم	–۴/۱۰	۰/۰۰۲	–	–	–۴/۱۵	۰/۰۰۲	–	–
نسبت مالیات غیرمستقیم	–۳/۲۹	۰/۰۲۱	–	–	–۳/۴۳	۰/۰۱۵	–	–
نرخ تورم	–۴/۷۶	۰/۰۰۰	–	–	–۲/۹۸	۰/۰۴۴	–	–
نرخ بیکاری	–۳/۳۰	۰/۰۲۱	–	–	–۳/۴۲	۰/۰۱۵	–	–
تعمیق مالی	–۰/۴۹	۰/۹۸۰	–۴/۸۲	۰/۰۰۲	–۱/۰۳	۰/۹۲۹	–۴/۹۱	۰/۰۰۱

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۱-۴. برآورد اول (برمبنای اندازهٔ کل دولت)

برای برآورد الگوی ARDL در کوتاه‌مدت نیازمند تعیین وقفهٔ بهینه است. با توجه به تعداد مشاهدات در این الگو جهت تعیین وقفهٔ بهینه از معیار شوارتز-بیزین استفاده‌شده است. کمینهٔ آمارهٔ شوارتز-بیزین نشانگر وقفهٔ بهینه یک می‌باشد. نتایج برآورد در کوتاه‌مدت، بلندمدت به همراه جملهٔ تصحیح خطا در جدول (۳) گزارش‌شده است. ضرایب برآوردی الگو در کوتاه‌مدت گویای آن است که اثر اندازهٔ کل دولت از منظر آماری معنادار بوده و به‌طور مستقیم بر فرار مالیاتی مؤثر است. هم‌چنین نسبت کل مالیات در دورهٔ جاری اثر مستقیمی بر فرار مالیاتی دارد. تعمیق مالی و بیکاری نیز اثری مستقیم بر فرار مالیاتی دارند، ولی اثر معناداری از سمت تورم بر فرار مالیاتی یافت نشد. لازم به ذکر است نسبت فرار مالیاتی به تولید طی سال‌های ۹۶-۱۳۹۳ دارای افزایشی چشمگیری است؛ در برآورد الگو از متغیر مجازی استفاده شد؛ به‌نحوی‌که برای سال‌های مذکور کد یک و باقی سال‌ها کد صفر لحاظ شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب برآوردی این متغیر مثبت بوده و نشان می‌دهد که سطح نسبت فرار مالیاتی در طول این دوره به‌طور معناداری بیشتر از سال‌های پیش و پس از دورهٔ مذکور است و تحلیل توصیفی مبنی‌بر افزایش در نسبت فرار مالیاتی از منظر آماری نیز تأیید می‌شود.

جدول ۳: برآورد اول بر مبنای اندازه کل دولت.

Tab. 3: The first estimation based on total size of government.

	متغیرهای توضیحی	ضریب	آمارهٔ t	سطح احتمال
ARDL	$TE_{(-1)}$	۰/۱۹	۵/۵۲	۰/۰۰۰
	GE	۰/۱۹	۲/۰۶	۰/۰۴۷
	TT	۱/۲۷	۴/۶۹	۰/۰۰۰
	Inf	-۰/۰۴	-۰/۷۵۰	۰/۴۵۶
	UR	۰/۳۹	۱/۸۹	۰/۰۶۷
	$FDeep$	-۰/۰۶	-۱/۲۱	۰/۲۳۵
	$FDeep_{(-1)}$	۰/۱۷	۲/۵۳	۰/۰۱۶
	$D93-96$	۲۰/۳	۹/۹۵	۰/۰۰۰
	$DWar$	-۱/۹۱	-۲/۲۸	۰/۰۲۹
	$Drevolution$	۱/۷۷	۱/۲۳	۰/۲۲۷
	ECT	-۰/۸۱	-۹/۲۱	۰/۰۰۰
Long-Run	GE	۰/۲۴	۲/۱۹	۰/۰۳۶
	TT	۱/۵۶	۴/۶۹	۰/۰۰۰
	Inf	-۰/۰۵	-۰/۷۶	۰/۴۵۰
	UR	۰/۴۸	۳/۱۹	۰/۰۰۳
	$FDeep$	۰/۱۴	۴/۲۳	۰/۰۰۳
آزمون‌های تشخیصی				
آزمون خودهم‌بستگی		مقدار آماره		۰/۰۱۵

۰/۹۰۱	سطح احتمال	آزمون ناهم‌سانی واریانس	
۱۹/۱	مقدار آماره		
۰/۲۰۷	سطح احتمال		
۰/۴۰	مقدار آماره	آزمون نرمالیتی	
۰/۸۱۸	سطح احتمال		

آزمون کرانه‌ها

آمارهٔ آزمون	کرانهٔ دو	کرانهٔ یک	سطح خطا
۱۰/۳	۵/۶۰	۴/۲۵	۱ درصد
	۴/۳۱	۳/۲۱	۵ درصد
	۳/۷۴	۲/۷۵	۱۰ درصد

(منبع: یافته‌های پژوهش).

متغیر مجازی جنگ اثر معکوس بر فرار مالیاتی دارد. این در حالی است که متغیر مجازی انقلاب با اثر معناداری همراه نیست. بر این‌اساس و با توجه به منفی بودن ضریب برآوردی متغیر مجازی جنگ، می‌توان اظهار داشت که نسبت فرار مالیاتی در سال‌های جنگ تحمیلی به‌طور معناداری کمتر از سایر سال‌ها بوده و کاهش در نسبت فرار مالیاتی معنادار است. ضریب برآوردی جملهٔ تصحیح خطا (ECT) منفی و معنادار است و نشان می‌دهد که شکاف بین بلندمدت و کوتاه‌مدت در هر دوره به میزان ۸۱ درصد تعدیل می‌گردد.

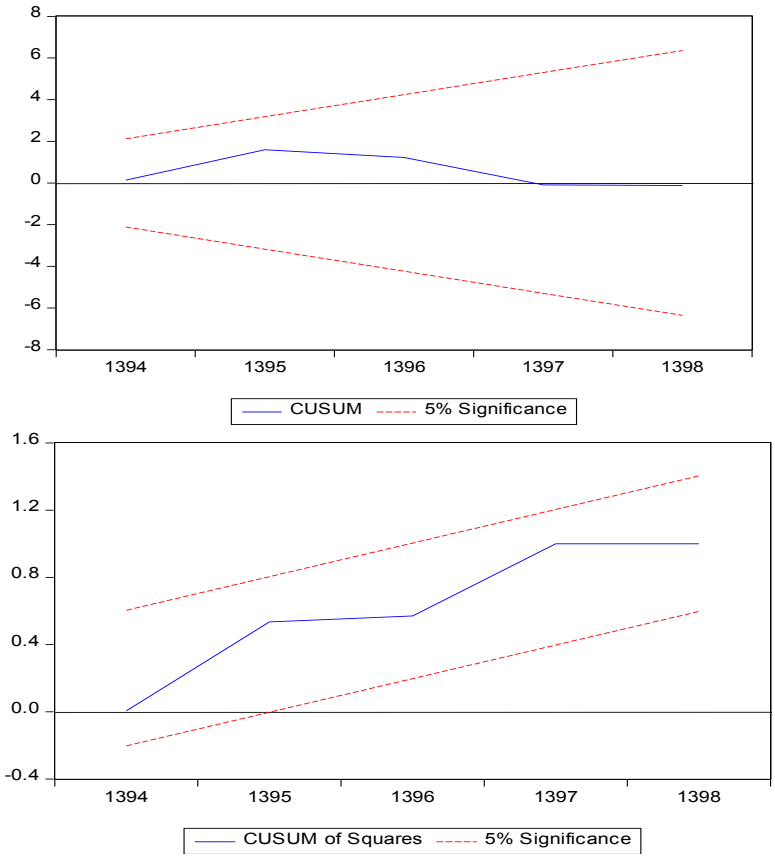
نتایج برآورد در بلندمدت نشان می‌دهد که اندازهٔ کل دولت اثری مستقیم بر فرار مالیاتی دارد و انتظار می‌رود که به ازای یک درصد تغییر در اندازهٔ کل دولت، فرار مالیاتی هم‌راستا با آن به میزان ۰/۲۴ درصد تغییر کند. از آنجایی‌که در اقتصاد ایران معمولاً افزایش اندازهٔ دولت منجر به ایجاد یا تشدید کسری بودجهٔ دولت می‌شود و دولت می‌تواند کسری بودجهٔ خود را ازطریق افزایش نرخ مالیات جبران کند. درنهایت افزایش نرخ مالیات می‌تواند منجر به افزایش انگیزهٔ افراد و بنگاه‌ها برای فرار مالیاتی شود.

نسبت کل مالیات به تولید نیز با اثری مستقیم بر فرار مالیاتی همراه است. بدین تفسیر که با افزایش یک‌درصدی در نسبت کل مالیات به تولید، فرار مالیاتی به میزان ۱/۵۶ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به آن‌که افزایش نرخ مالیات باعث افزایش انگیزهٔ افراد و بنگاه‌ها برای عدم پرداخت بخشی یا تمامی از مقدار مالیات می‌شود؛ بنابراین نتیجهٔ حاصله در این پژوهش در باب اثرگذاری مستقیم مالیات کل بر فرار مالیاتی قابل‌توجیه است. ضمن این‌که طبق نتایج به‌دست‌آمدهٔ تورم نیز به‌مانند کوتاه‌مدت اثری معنادار بر فرار مالیاتی ندارد، درحالی‌که بیکاری اثری مستقیم و معنادار بر فرار مالیاتی دارد. بر این‌مبنا افزایشی یک‌درصدی در نرخ بیکاری، فرار مالیاتی را به میزان ۰/۴۸٪ افزایش می‌دهد. نتیجهٔ حاصله در رابطه با اثر مستقیم نرخ بیکاری بر فرار مالیاتی از این باب قابل‌توجیه است که در صورت بالارفتن نرخ بیکاری تعداد افراد بیشتری به ناچار به بخش غیررسمی اقتصاد رانده می‌شوند (گونسر و لانو[1]، ۲۰۱۲)؛ درنتیجه به‌دلیل آن‌که شاغلین غیررسمی مالیاتی پرداخت نمی‌کنند، فرار مالیاتی افزایش می‌یابد. هم‌چنین تعمیق مالی اثر مستقیمی بر فرار مالیاتی دارد و با افزایشی یک‌درصدی در این عامل، فرار مالیاتی به میزان ۰/۱۴ درصد افزایش می‌یابد. تعمیق مالی (توسعهٔ مالی) به‌طورمعمول می‌بایست موجب تقویت بخش

[1]. Günther & Launov

رسمی اقتصاد و درنتیجه کاهش فرار مالیاتی شود، اما درصورتی‌که بخش رسمی اقتصاد ظرفیت متناسب برای جذب افزایش توسعه‌یافتگی را نداشته باشد، این پدیده به‌صورت مخرب عمل می‌کند و موجب تقویت بخش غیررسمی اقتصاد خواهد شد و در نتیجه فرار مالیاتی افزایش می‌یابد (کانه و سانه[1]، ۲۰۲۰).

پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌ها تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. در این‌راستا از آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی[2] و مجذور پسماند تجمعی[3] که منعکس‌کنندهٔ ثبات در ضرایب برآوردی در طول دورهٔ مورد بررسی می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مذکور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گیرد، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی‌توان رد نمود. در غیر این‌صورت، فرضیهٔ رقیب مبنی‌بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵ درصد و توسط براون و دوربین و اوانس تعیین شده است (تشکینی، ۱۳۸۴). نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۲) منعکس شده است. براساس نمودار (۲) می‌توان اظهار داشت که ضرایب برآوردی در دورهٔ مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۲: آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در برآورد اول (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag. 2: The structural stability test of the cumulative sum of residuals (CUSUM) and cumulative sum of squared residuals (CUSUMQ) in the first estimation.

---

[1]. Canh & Thanh
[2]. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
[3]. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)

۲-۴. برآورد دوم (برمبنای اندازهٔ جاری و عمرانی دولت)

در برآورد قالب دوم از الگوی پژوهش نیز با توجه به رهیافت ARDL و تعداد مشاهدات، از معیار اطلاعات شوارتز–بیزین در تعیین وقفهٔ بهینه استفاده‌شده است. در این قالب نیز برمبنای کمینهٔ معیار شوارتز–بیزین، وقفهٔ بهینه برابر با یک انتخاب‌شده است. نتایج کوتاه‌مدت، بلندمدت به‌همراه جملهٔ تصحیح خطا از برآورد دوم در جدول (۴) گزارش‌شده است. نتایج برآورد دوم در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که اندازهٔ جاری و اندازهٔ عمرانی دولت به ترتیب با اثری مستقیم و معکوس بر فرار مالیاتی همراه است. نسبت مالیات مستقیم اثر نامطلوب بر فرار مالیاتی داشته و با افزایش در این نسبت فرار مالیاتی افزایش می‌یابد. هم‌چنین نسبت مالیات غیرمستقیم در دورهٔ جاری با ضریب ۱/۹۱ تأثیر مثبت و با یک وقفه و ضریب ۱/۲۳– تأثیر منفی بر فرار مالیاتی دارد و نتایج آزمون والد در بررسی برآیند اثر گویای آن است که نسبت مالیات غیرمستقیم درمجموع به‌صورت مرزی اثری مستقیم و معنادار بر فرار مالیاتی دارد. ضمن این‌که نرخ بیکاری و شاخص تعمیق مالی (بر اساس آزمون والد) اثر مستقیم و معناداری بر فرار مالیاتی دارند. هم‌چنین اثر متغیرهای مجازی جنگ و انقلاب بر فرار مالیاتی مشابه نتایج برآورد اول بوده است.

نتایج بلندمدت مشابه با کوتاه‌مدت بوده و گویای آن است که افزایش در اندازهٔ جاری دولت با اثری نامطلوب بر فرار مالیاتی همراه است. به‌نحوی‌که افزایش یک‌درصدی در اندازهٔ جاری دولت، فرار مالیاتی را به میزان ۰/۴۶ درصد افزایش می‌دهد. با توجه به این موضوع که عامل اصلی ایجاد کسری بودجهٔ دولت، مخارج جاری دولت است؛ بنابراین رابطهٔ مستقیم میان اندازهٔ جاری دولت و فرار مالیاتی نیز از مسیر ذکرشده در مبانی نظری (مالیاتی) قابل‌توجیه است. این در حالی است که اندازهٔ عمرانی دولت دارای رابطهٔ معکوس با فرار مالیاتی بوده و افزایش در آن با اثری مطلوب در فرار مالیاتی همراه است. به‌نحوی‌که یک درصد افزایش در اندازهٔ عمرانی دولت، فرار مالیاتی را به میزان ۰/۲۵ درصد کاهش می‌دهد.

جدول ۴: برآورد دوم برمبنای اندازهٔ جاری و عمرانی دولت.

Tab. 4: The second estimation based on government's current and developmental sizes.

	متغیرهای توضیحی	ضریب	آمارهٔ t	سطح احتمال	آزمون والد
ARDL	$TE_{(-1)}$	۰/۲۹	۱۶/۳	۰/۰۰۰	
	GC	۰/۳۳	۴/۷۴	۰/۰۰۰	
	GI	−۰/۱۸	−۱/۷۹	۰/۰۸۳	
	DT	۲/۴۸	۵/۱۴	۰/۰۰۰	
	$InDT$	۱/۹۱	۲/۷۹	۰/۰۰۹	برآیند اثر: ۰/۶۸
	$InDT_{(-1)}$	−۱/۲۳	−۳/۶۶	۰/۰۰۱	سطح احتمال: ۰/۱۰۲
	UR	۰/۳۲	۲/۶۹	۰/۰۱۱	
	$FDeep$	−۰/۱۳	−۴/۸۷	۰/۰۰۰	برآیند اثر: ۰/۰۶
	$FDeep_{(-1)}$	۰/۱۹	۷/۰۳	۰/۰۰۰	سطح احتمال: ۰/۰۰۰
	$D93-96$	۲۱/۵	۴۴/۵	۰/۰۰۰	

	$DWar$	−۲/۲۵	−۴/۲۷	۰/۰۰۰
	$Drevolution$	۰/۲۴	۰/۶۲۲	۰/۵۳۹
	ECT	−۰/۷۱	−۸/۶۸	۰/۰۰۰
Long-Run	GC	۰/۴۶	۵/۲۷	۰/۰۰۰
	GI	−۰/۲۵	−۱/۸۲	۰/۰۷۸
	DT	۳/۴۸	۵/۰۲	۰/۰۰۰
	$InDT$	۰/۹۵	۱/۶۷	۰/۱۰۳
	UR	۰/۴۵	۲/۸۵	۰/۰۰۷
	$FDeep$	۰/۰۹	۴/۵۷	۰/۰۰۰

آزمون‌های تشخیصی

آزمون خودهم‌بستگی	مقدار آماره	۰/۰۸۵
	سطح احتمال	۰/۷۷۰
آزمون ناهم‌سانی واریانس	مقدار آماره	۱۸/۵
	سطح احتمال	۰/۱۸۶
آزمون نرمالیتی	مقدار آماره	۱/۱۲
	سطح احتمال	۰/۵۷۲

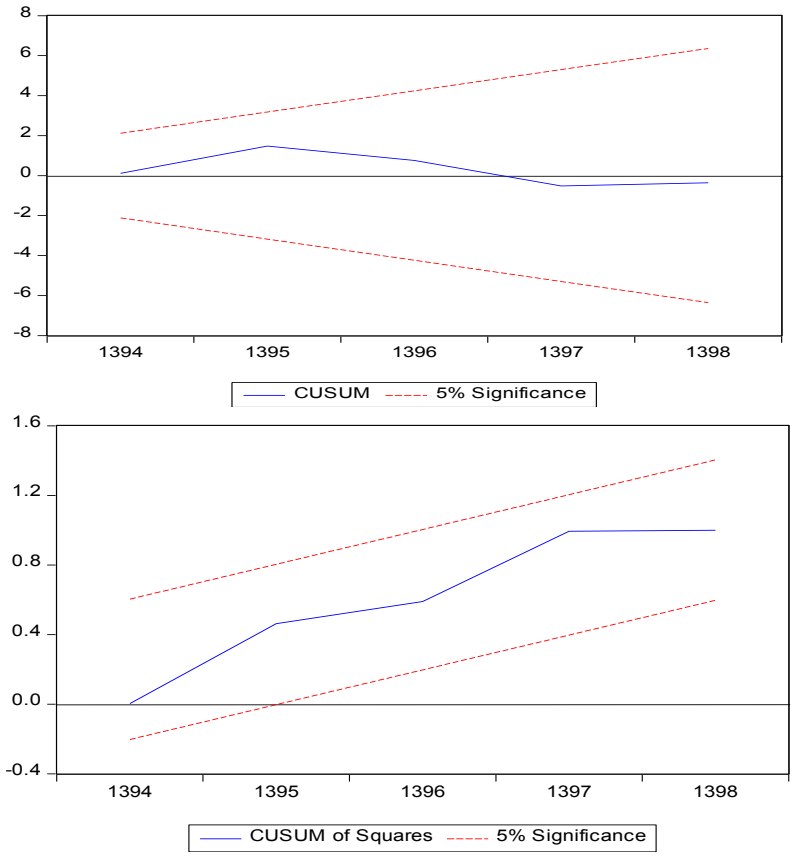
آزمون کرانه‌ها

آمارهٔ آزمون	کرانهٔ دو	کرانهٔ یک	سطح خطا
	۴/۹۳	۳/۵۴	۱ درصد
۷/۷۸	۳/۷۷	۲/۵۹	۵ درصد
	۳/۲۵	۲/۱۹	۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

اثر مطلوب اندازهٔ عمرانی دولت بر فرار مالیاتی در ایران می‌تواند به دو دلیل باشد؛ نخست آن‌که، مخارج عمرانی دولت در ایران موجب ایجاد کسری بودجه نمی‌شود و کسری بودجهٔ دولت معمولاً ناشی از کسری مخارج جاری است. دوم، افزایش مخارج عمرانی دولت موجب افزایش سطح خدمات اجتماعی و رفاه اجتماعی خواهد شد که در این‌صورت انگیزهٔ افراد برای فرار مالیاتی کاهش خواهد یافت؛ زیرا افراد در این‌صورت پرداخت مالیات را بلااستفاده نمی‌دانند و نتیجهٔ پرداخت مالیات را به‌طور عینی لمس می‌کنند. افزایش در نسبت مالیات مستقیم با اثر نامطلوب بر فرار همراه است و افزایش یک‌درصدی در این عامل، فرار مالیاتی را به‌میزان ۳/۴۸ درصد افزایش می‌دهد. این در حالی است که مشابه با کوتاه‌مدت، در بلندمدت نیز نسبت مالیات غیرمستقیم به‌طور مرزی اثر نامطلوب بر فرار مالیاتی دارد. که تفسیر این اثر نامطلوب مالیات مستقیم و غیرمستقیم بر فرار مالیاتی مشابه با تفسیر ارائه‌شده در بخش قبل برای مالیات کل است. هم‌چنین نرخ بیکاری و شاخص تعمیق مالی نیز اثر نامطلوبی بر فرار مالیاتی دارند که تفسیر این نتایج مشابه با تفسیرهای ارائه‌شده در برآورد اول است.

در برآورد دوم نیز به مانند برآورد اول، برای بررسی ثبات ساختاری از آزمون‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی استفاده شده است. نتایج آزمون‌ها در نمودار (۳) حاکی از آن است که در برآورد دوم نیز ضرایب در دورهٔ مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۳: آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در برآورد دوم (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag. 3: The structural stability test of the cumulative sum of residuals (CUSUM) and cumulative sum of squared residuals (CUSUMQ) in the second estimation.

۵. نتیجه‌گیری

به‌طور رایج دولت‌ها در موارد متعددی همچون: ساخت زیرساخت‌ها، بهداشت عمومی، آموزش و غیره در جامعه ایفای نقش می‌کنند و بخش خصوصی میل کمتری به فعالیت در بخش‌های مذکور را دارد. اگر نقش دولت در اقتصاد کوچک باشد، این امکان وجود دارد که رشد اقتصادی بسیار کاهش یابد. در مقابل اگر بخش دولتی بیش‌ازحد بزرگ باشد ممکن است برای تأمین مخارج به افزایش مالیات، استقراض و چاپ پول روی آورد که می‌تواند تأثیرات منفی برای اقتصاد به‌همراه داشته باشد. در اقتصاد ایران با توجه به ترکیب منابع مالی دولت، مواردی همچون تحریم‌های نفتی، قیمت نفت، میزان فروش نفت و فرار مالیاتی ازجمله مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر درآمد دولت است. فرار مالیاتی می‌تواند به‌جز کاهش درآمد دولت، اثرهای مخرب دیگری همچون توزیع ناعادلانهٔ ثروت، گسترش اقتصاد زیرزمینی، اختلال در سیاست‌های مالی دولت، کاهش کارایی سیاست‌های اقتصادی و غیره را برای اقتصاد به‌همراه داشته باشد؛ بنابراین فرار مالیاتی پدیده‌ای کاملاً مخرب برای یک اقتصاد محسوب می‌شود.

با توجه به این‌که فرار مالیاتی برای اقتصاد ایران اثرهای مخربی هم‌چون تشدید کسری تراز عملیاتی به‌همراه داشته است؛ مطالعات زیادی در داخل در رابطه با اثرگذاری متغیرهای مختلف اقتصادی بر فرار مالیاتی انجام‌شده است تا با شناسایی عوامل اصلی تأثیرگذار بر فرار مالیاتی هرچه بیشتر از میزان آن در اقتصاد ایران کاسته شود، ولی به‌نظر می‌رسد شاید در این‌میان، تاکنون نقش اندازهٔ دولت و ترکیب آن (اندازهٔ جاری و عمرانی) بر فرار مالیاتی در ایران موردبررسی قرار نگرفته باشد؛ بنابراین در این پژوهش سعی‌شد تا نخست برمبنای رهیافت تانزی حجم اقتصاد زیرزمینی برآورد و براساس آن میزان فرار مالیاتی در دورهٔ زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۸ محاسبه شود. سپس در قالب دو الگو (نخست، اندازهٔ کل دولت، و دوم، اندازهٔ جاری و عمرانی دولت)، نوع اثرگذاری اندازهٔ دولت و ترکیب آن بر فرار مالیاتی در اقتصاد ایران با بهره‌گیری از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی متقارن موردبررسی قرار گیرد.

نتایج حاصل از توصیف داده‌ها حاکی از آن است که به‌طورکلی اندازهٔ کل، جاری و عمرانی دولت طی ۸ زیردوره (قبل از انقلاب اسلامی، جنگ تحمیلی، برنامه‌های توسعهٔ ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸) روند نزولی دارد. به‌نحوی‌که قبل از انقلاب اسلامی، متوسط اندازهٔ کل، جاری و عمرانی دولت به‌ترتیب ۴۰/۸، ۲۱/۷ و ۱۹/۱٪ بوده که در زیردوره (۱۳۹۸–۱۳۹۵) به‌ترتیب به ۱۸/۶، ۱۲/۸ و ۵/۸٪ کاهش یافت؛ هم‌چنین نسبت فرار مالیاتی به تولید طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۲ روندی نوسانی را طی نمود که پس از این دوره، افزایشی قابل‌توجهی در سال ۱۳۹۳ رخداد و بیشینه مقدار نسبت فرار مالیاتی به تولید با رقم ۵۰/۴٪ مربوط به سال ۱۳۹۶ بوده است.

نتایج حاصل از برآورد الگو در بلندمدت نشان می‌دهد افزایش در اندازهٔ کل دولت با اثری نامطلوب بر فرار مالیاتی همراه است. افزایش در اندازهٔ جاری دولت نیز مشابه با اندازهٔ کل دولت با اثری نامطلوب بر فرار مالیاتی همراه است. درمجموع افزایش مخارج دولت، به‌ویژه مخارج جاری می‌تواند منجر به ایجاد یا افزایش کسری بودجهٔ دولت شود که این کسری بودجه از مسیر مالیاتی تأثیر نامطلوب برای فرار مالیاتی به‌همراه دارد. از سوی دیگر، اندازهٔ عمرانی دولت اثر مطلوبی بر فرار مالیاتی دارد؛ زیرا می‌تواند انگیزهٔ افراد را برای فرار مالیاتی کاهش دهد. افزایش نسبت مالیات کل، مستقیم و غیرمستقیم به تولید به‌طور نامطلوب بر فرار مالیاتی اثر می‌گذارند. برخلاف نرخ تورم که با اثر معناداری همراه نیست؛ افزایش در نرخ بیکاری با اثری نامطلوب بر فرار مالیاتی همراه است. افزایش تعمیق مالی نیز اثر نامطلوبی بر فرار مالیاتی دارد.

با توجه به یافته‌های این پژوهش پیشنهاد می‌شود که نخست، مخارج جاری دولت تا حد امکان کاهش یابد و این منابع در جهت تقویت و هوشمندسازی بخش قانون‌گذاری و نهادهای اجرایی در رابطه با مالیات صرف شود. دوم، سعی شود تا مخارج عمرانی سهم بیشتری در مخارج دولت داشته باشد تا با افزایش سطح رفاه اجتماعی، انگیزهٔ افراد برای فرار مالیاتی کاهش یابد. سوم، اگر دولت به‌دنبال افزایش درآمد ازطریق مالیات است، بهتر است پیش از افزایش نرخ مالیات‌های مستقیم، چارچوب و بستر قانونی و نظارتی در رابطه با دریافت مالیات را تقویت نماید تا از افزایش میزان فرار مالیاتی جلوگیری شود.

کتابنامه

– بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *نماگرهای اقتصادی*، شمارهٔ ۹۱، سه‌ماههٔ چهارم سال ۱۳۹۶.

– تشکینی، احمد، (۱۳۸۴). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*. تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران.

– جمشیدی‌نوید، بابک؛ و گراوند، تورج، (۱۳۹۵). «بررسی رابطه بین فساد مالی و فرار مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران». *دومین کنفرانس بین‌المللی مدیریت امور مالی، تجارت، بانک، اقتصاد و حسابداری*.

– چمن، طیبه؛ مهاجری، پریسا؛ عرب‌مازاریزدی، علی، (۱۳۹۸). «بررسی تأثیر توسعه مالی بر فرار مالیاتی در ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۹ (۱)، ۱۰۵–۱۳۹.

– دهقان‌هراتی، علی؛ مهرابی بشرآبادی؛ حسین و رهبردهقان، علی‌رضا، (۱۳۹۳). «بررسی تاثیر سیاست های مالی و مالیاتی بر تجارت بخش کشاورزی ایران». *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۹ (۱): ۱۱۱–۱۲۸.

– زروکی، شهریار، (۱۳۹۸). «اثر اندازهٔ دولت بر آلایندگی محیط زیست در ایران». *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۹ (۳۶): صص ۱۹۵–۲۳۴.

– ضیاتبار احمدی، مقداد؛ و کریمی پتانلار، سعید، (۱۳۹۸). «مالیات بر ارزش‌افزوده و فرار مالیاتی». *فصلنامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۷ (۲۷): ۷۱–۸۶.

– طیبی، سیدکمیل؛ و صادقی، عبدالرسول، (۱۳۹۶). «اثرات تحریم‌های بین‌المللی و سایر عوامل تأثیرگذار بر نرخ ارز در ایران». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۲ (۳): ۶۴۱–۶۶۱.

– عرب‌مازاریزدی، علی، (۱۳۸۰). «اقتصاد سیاه در ایران اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر». *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و بودجه*، ۶ (۲ و ۳): ۳–۶۰.

– غفاری، هادی؛ پورکاظمی، محمدحسین؛ خدادادکاشی، فرهاد؛ و یونسی، علی، (۱۳۹۶). «تعیین مقادیر بهینه ابزارهای سیاست مالی با استفاده از رهیافت تئوری کنترل بهینه پویا». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۹ (۱۷): ۸۳–۱۱۸.

– مطلبی، معصومه؛ علیزاده، محمد؛ و فرجی‌دیزجی، سجاد، (۱۳۹۸). «برآورد اقتصاد سایه و فرار مالیاتی با استفاده از متغیرهای انضباط مالی دولت». *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری*، ۱۶ (۴): ۶۹–۱۰۰.

– مهدوی‌عادلی، محمدحسین؛ قزلباش، اعظم؛ و دانش‌نیا، محمد، (۱۳۹۱). «اثر تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای عمده کلان اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، ۱ (۳): ۱۳۱–۱۷۰.

– نمازی، محمد؛ و اسماعیل‌پور، حسن، (۱۳۹۹). «تأثیر استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی (IFRS) بر فرار مالیاتی و اجتناب مالیاتی». *دانش حسابداری*، ۱۱ (۱): ۱–۳۳.

– هادیان، ابراهیم؛ و تحویلی، علی، (۱۳۹۲). «شناسایی عوامل مؤثر بر فرار مالیاتی در اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۸ (۲): ۳۹–۵۸.

کشاورز حداد، غلامرضا؛ ابونوری، اسمعیل؛ و جهانی، طاهره، (۱۳۹۹). «نااطمینانی درآمد نفت، تحریم‌ها و نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵ (۸۲): ۱–۴۲.

- Alm, J.; Liu, Y. & Zhang, K., (2019). "Financial constraints and firm tax evasion". *International Tax and Public Finance*, *26*(1): 71-102.

- Amara, I. & Khlif, H. (2018). "Financial crime, corruption and tax evasion: a cross-country investigation". *Journal of Money Laundering Control, 21*(4): 545-554.

- Amoh, J. K. & Ali-Nakyea, A., (2019). "Does corruption cause tax evasion? Evidence from an emerging economy". *Journal of Money Laundering Control*, *22*(2): 217-232.

- Arab Mazar Yazdi, A., (2001). "Black economy in Iran, its size, causes and effects in the last three decades". *Planning and Budgeting Quarterly*, 6 (2 & 3): 3-60 (In Persian).

- Asimakopoulos, S. & Karavias, Y., (2016). "The impact of government size on economic growth: A threshold analysis". *Economics Letters*, 139: 65-68.

- Canh, N. P. & Thanh, S. D., (2020). "Financial development and the shadow economy: A multi-dimensional analysis". *Economic Analysis and Policy*, *67*: 37-54.

- Central Bank of the Islamic Republic of Iran, Economic Indicators, Number 91, Fourth Quarter of 2017.

- Chaman, T.; Mohajeri, P. & Arabmazar Yazdi, A., (2019). "The impact of financial development on tax evasion in Iran". *Economics Research*, *19*(72): 105-139 (In Persian).

- Crane, S. E. & Nourzad, F., (1986). "Inflation and tax evasion: An empirical analysis". *The Review of Economics and Statistics*, *68*(2): 217-223.

- D'Agostino, E.; De Benedetto, M. A. & Sobbrio, G., (2021). "Tax evasion and government size: Evidence from Italian provinces". *Economia Politica*, 38(3): 1149-1187.

- Dehgan Harati, A.; Mehrabi Boshrabadi, H. & Rahbar Dehghan, A., (2014). "Survey the effect of financial and taxation policies on agricultural trade in Iran". *The Journal of Planning and Budgeting*, 19(1): 111-128 (In Persian).

- Ghafari, H.; Pour Kazemi, M. H.; Khodad Kashi, F. & Younessi, A., (2017). "Determining the optimal tax rate using a dynamic approach to the optimal control theory". *The Journal of Economic Policy*, 9(17): 81-118 (In Persian).

- Goel, R. K. & Nelson, M. A., (2011). "Measures of corruption and determinants of US corruption". *Economics of Governance*, 12(2): 155-176.

- Günther, I. & Launov, A., (2012). "Informal employment in developing countries: Opportunity or last resort?". *Journal of Development Economics*, 97(1): 88-98.

- Hadian, E. & Tahvili, A., (2013). "Tax evasion and its determinants in the Iranian economy (1971-2007)". *The Journal of Planning and Budgeting*, 18(2): 39-58 (In Persian).

- Hajamini, M. & Falahi, M. A., (2018). "Economic growth and government size in developed European countries: A panel threshold approach". *Economic Analysis and Policy*, 58: 1-13.

- Halkos, G. E.; Papageorgiou, G. J.; Halkos, E. G. & Papageorgiou, J. G., (2020). "Public debt games with corruption and tax evasion". *Economic Analysis and Policy*, 66: 250-261.

- Hmotalleb, M.; Alizadeh, M. & Faraji Dizaji, S., (2020). "Estimating shadow economy and tax evasion using governmental financial discipline variables". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 16(4): 69-100 (In Persian).

- Jalil, A.; Tariq, R. & Bibi, N., (2014). "Fiscal deficit and inflation: New evidences from Pakistan using a bounds testing approach". *Economic Modelling*, 37: 120-126.

- Jamshidi Navid, B. & Gravand, T., (2016). "Investigating the relationship between financial corruption and tax evasion in companies listed on the Tehran Stock Exchange". *2nd International Conference on Financial Management, Trade, Banking, Economics and Accounting* (In Persian).

- Keshavarz Haddad, G.; Abounoori, E. & Jahani, T., (2020). "Oil revenue uncertainty, sanctions and the volatility of macroeconomic variables". *Iranian Journal of Economic Research*, 25(82): 1-42 (In Persian).

- Khan, R. E. A. & Gill, A. R., (2010). "Determinants of inflation: A case of Pakistan (1970-2007)". *Journal of Economics*, *1*(1): 45-51.

- Li, L. & Ma, G., (2015). "Government size and tax evasion: Evidence from China". *Pacific Economic Review*, 20(2): 346-364.

- López, J. J., (2017). "A quantitative theory of tax evasion". *Journal of Macroeconomics*, 53: 107-126.

- Mahdavi Adeli, M.; Ghezalbash, A. & Daneshnia, M., (2012). "The effect of oil price changes on some of the main Iranian macroeconomic variables". *Iranian Energy Economics*, 1(3): 131-170 (In Persian).

- Motameni, M., (2021). "Fly under the tax radar: Informal sales in the process industries". *Iranian Economic Review*, 25(1): 101-106.

- Namazi, M. & Esmaeilpour, H., (2020). "Impacts of international financial reporting standards (IFRS) on tax evasion and tax avoidance". *Journal of Accounting Knowledge*, 11(1): 1-33 (In Persian).

- Payne, J. E. & Saunoris, J. W., (2020). "Corruption and firm tax evasion in transition economies: Results from censored quantile instrumental variables estimation". *Atlantic Economic Journal*, *48*(2): 195-206.

- Roubini, N. & Salai Martin, X., (1995). "A growth model of inflation, tax evasion, and Financial repression". *Journal of Monetary Economics*, 35(2): 275-301.

- Schneider, F. & Enste, D. H., (2000). "Shadow economies: Size, causes, and consequences". *Journal of Economic Literature*, 38(1): 77-114.

- Tayebi, S. K. & Sadeghi, A., (2017). "The impacts of international sanctions and other factors affecting exchange rate in Iran". *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 52(3): 641-661 (In Persian).

- Teshkini, A., (2005). *Applied econometrics with the help of Microfit*. Tehran: Dibagaran Cultural and Artistic Institute (In Persian).

- Yamen, A.; Allam, A.; Bani-Mustafa, A. & Uyar, A., (2018). "Impact of institutional environment quality on tax evasion: A comparative investigation of old versus new EU members". *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation,* 32: 17-29.

- Zaroki, S., (2019). "Effect of government size on environmental pollution in Iran". *Journal of Economic Modeling Research*, 9(36): 195-234 (In Persian).

- Ziatabar Ahmadi, M. & Karimi Petanlar, S., (2019). "Value added tax and tax evasion". *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 7 (27): 71-86 (In Persian).

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Virtual Water Trade between Iran and CIS

Rasekhi, S.[1], Karimi, M.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26019.3430
Received: 2022.03.28; Accepted: 2022.07.28
Pp: 109-134

Abstract

With decreasing per capita water, the scarcity of this vital resource has intensified and the world water misdistribution has worsened the water crisis. Therefore, the optimal management and allocation of water resources are become doubly important specially in the agriculture sector. In this framework, the present study has investigated the foreign trade of virtual water for the product groups of Iranian agriculture with the Commonwealth of Independent States (CIS) in 2018. For this purpose, using the partial equilibrium method, first the water requirement of plants are calculated and then, by processing the data of Iran's bilateral trade, the volume of virtual water embodied in Iran's trade flows and trade balance with the selected countries is measured and examined. The results of the present study show that Iran was net importers of virtual water in the trade of agricultural products with the CIS in 2018. On the other hand, the present study shows that 70.5 percent of virtual water of the agricultural export to the selected countries in 2018 was through the blue water, while in the same year, 81.3 percent of water embodied in the import from the region was related to the green water. This issue, in addition to indicating the improper use of water resources for the production and export of agricultural products in Iran, if continued, could lead to a reduction in national reserves of fresh water resources in Iran. According to the findings of the present study, it is suggested that special attention must be paid to the water needs and virtual water trade in the formulation of agricultural strategies and upstream policy documents. In addition to the promotion of water efficiency, it is also recommended that the necessary technical and economic considerations must be adopted in the optimal allocation of virtual water components.

Keywords: Virtual Water, Foreign Trade, Iran, CIS.
JEL Classification: Q01, Q17, Q25.

1.Professor, Department of Energy Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran (Corresponding Author).
Email: srasekhi@umz.ac.ir
2. MA in Economics, Department of Energy Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Citations: Rasekhi, S. & Karimi, M., (2022). "Virtual Water Trade between Iran and CIS". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(42), 109-134 (doi: 10.22084/aes.2022.26019.3430).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4708.html?lang=en

1. Introduction

The global water shortages are not promising. If the current trend continues, it is expected that by 2030, the water demand will be 40% more than the available resources. In the meantime, Iran is facing serious problems due to its often hot and dry weather due to its special geographical location. Frequent droughts, along with excessive exploitation of surface and underground water resources through a large network of hydraulic infrastructure and deep wells, have brought the country's water situation to a critical level. In the last century, the rapid growth rate of the population has been the most important factor in the reduction of renewable water per capita in the country.

As a result of the alarming trend of water consumption in the world, special attentions have been paid to optimal water management and the concept of virtual water. This concept has been developed in international trade theories specially the Hechscher-Ohlin-Samuelson (HOS) model based which countries with relative abundance of water export water-intensive products to countries with relatively less water resources.

The main purpose of this paper is to estimate the virtual water content of bilateral agricultural trade of Iran and CIS in 2018. This study is important considering the vital importance of water as well as the growing importance of CIS as Iran's trading partners. It is worth saying that there were some concerns in choosing this region including the temporary agreement on the establishment of free trade area between Iran and the Eurasian Economic Union, the growing value of trade Iran with this region and using the potential of regional trade to manage the water resources specially with imminently entering Iran into the stage of water crisis.

2. Materials and Methods

There are several methods for calculating virtual water consumption which is the water hidden specially in the products and services, one of them is CROPWAT, which was developed by the Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO).

To calculate virtual water, first by adding up the net need of water irrigation and the losses caused by the irrigation efficiency of the plant, the gross need of water irrigation is calculated and then it is divided into the yield of the studied product. Also, to calculate virtual green water in a similar way, the net irrigation requirement of the plant is calculated through effective rain and then it is divided into the yield of the studied product. Obviously, the water requirement of the plant will be equal to the sum of the effective rain (green) and the net irrigation requirement (water). The ratio of water requirement of the plant to its performance is also virtual water (green and blue) of the plant. Obviously, each plant has its own evaporation and transpiration components (effective rainfall and net irrigation requirement) and by entering these components in the used software, the basic data for virtual water calculations in foreign trade is provided. The yield data of the studied products were prepared from the Agriculture Database of the Ministry of Jihad Keshavarzi of Iran.

3. Discussion

Based on the results, Iran's virtual water export to CIS is equal to 551.98 million cubic meters and Iran's virtual water import from this region is estimated at 3977.027 million cubic meters, which indicates Iran is a net importer of virtual water in the agricultural sector in 2018.

The estimations of this research show that 70.5% of Iran's virtual water export in agricultural products is through blue water and 81.3% of virtual water import is through green water, this indicates the excessive use of water resources for the production and export of agricultural products in Iran, which can be due to the lack of land-use planning in the agricultural sector and the lack of an optimal cultivation pattern based on climatic conditions for the use of green water and the principle of water consumption productivity.

The findings indicate Iran imports green virtual water from Russia, Kazakhstan, Ukraine and exports blue virtual water to Russia, Kazakhstan and Azerbaijan. The largest exports of virtual water in 2018 were made to the countries of Russia (208.41), Kazakhstan (189.34) and Azerbaijan (41.10) (million cubic meters) and in the same year, the largest imports of virtual water were also from the countries of Russia (2836.73), Kazakhstan (725.60) and Ukraine (141.60) (million cubic meters). Iran is not in a state of virtual water trade balance with Moldova and Belarus, because it only exports virtual water to these countries, but does not import virtual water from them, and one of the reasons can be the distance. The importance of distance in relation to Iran and Russia trade can also be seen.

In brief, findings of this research show that on one hand Iran was net importers of virtual water in the trade of agricultural products with the CIS and on the other hand, net exporter in the blue water and net importer in the green water, all indicating inefficiency in water use management in Iran.

4. Conclusion

The results of this research show that in 2018, Iran was the net importer of virtual water and the net import of virtual water of Iran. According to the calculations of this paper, Iran has imported green virtual water and exported blue virtual water in agricultural products trade with CIS. Specifically, on average, the share of green Water in Iran's virtual water import is estimated at 81.28%, while the share of this water in Iran's virtual water export is only 29.62%. Therefore, in the export of agricultural products to the CIS, considerable pressure is placed on the surface and underground water resources, and the results of the present research show that Iran exports its underground and surface water resources in the trade of agricultural products with the CIS, and on the other hand, mainly imports rainwater.

Based on this research, it is recommended that while reviewing the structure of agricultural goods production, the issue of virtual water should be taken into consideration so that instead of using blue water resources, green water should be employed in the production and export of agricultural products. Reduced performance,

improper irrigation management, the number and volume of irrigation more than the plant needs, and the date and inappropriate time of irrigation are among the most important factors of water virtual blue water consumption. In agricultural products trade policies, products with high water demand which cannot be produced in Iran due to limited water resources, should be imported from countries with abundant water resources, and products that are highly resistant to drought should be produced domestically.

Acknowledgments

The authors would like to appreciate the respected reviewers for their valuable comments which have improved the article

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

تجارت آب‌مجازی ایران با کشورهای مستقل مشترک‌المنافع

سعید راسخی[۱]، مائده کریمی[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26019.3430
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۰۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۰۶
صص: ۱۳۴-۱۰۹

چکیده
با کاهش سرانهٔ آب، کمیابی این منبع حیاتی تشدید شده و چگونگی توزیع جهانی آب نیز به بحران آب افزوده است؛ ازاین‌رو مدیریت و تخصیص بهینهٔ منابع آبی، به‌ویژه در بخش کشاورزی اهمیت دو چندان پیدا کرده است. پژوهش حاضر، تجارت خارجی آب‌مجازی کالاهای کشاورزی ایران با کشورهای مستقل مشترک‌المنافع را در سال ۱۳۹۷ بررسی کرده است. برای این‌منظور، با به‌کارگیری روش تعادل جزئی، ابتدا نیاز آبی گیاهان محاسبه شده و سپس، با پردازش داده‌های تجارت متقابل ایران، آب‌مجازی تجسم‌یافته در جریان‌های تجاری و تراز تجاری ایران با کشورهای مذکور، اندازه‌گیری شده‌است. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۷، ایران در تجارت محصولات کشاورزی با کشورهای مستقل مشترک المنافع، واردکنندهٔ خالص آب‌مجازی بوده است؛ ازطرف دیگر، مطالعهٔ حاضر نشان می‌دهد، ۷۰٫۵٪ از صادرات آب‌مجازی محصولات کشاورزی ایران به مجموعه کشورهای منتخب در سال ۱۳۹۷ ازطریق آب آبی صورت‌گرفته، درحالی‌که درهمین سال، ۸۱٫۳٪ از آب تجسم‌یافته در واردات کشاورزی ایران از این منطقه مربوط به آب سبز بوده است. این موضوع علاوه‌بر این‌که نشان‌دهندهٔ استفاده بی‌رویه از منابع آبی برای تولید و صادرات محصولات کشاورزی در ایران است، در صورت ادامه، می‌تواند منجر به کاهش ذخائر ملی منابع آب شیرین در ایران شود. باتوجه به یافته‌های پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود در تدوین راهبردهای کشاورزی و اسنادبالادستی، توجه ویژه‌ای به نیازهای آبی و تجارت آب‌مجازی صورت گیرد. هم‌چنین، توصیه می‌شود ضمن ارتقای بهره‌وری آب، ملاحظات فنی و اقتصادی لازم در تخصیص بهینهٔ اجزای آب‌مجازی صورت گیرد.

کلیدواژگان: آب‌مجازی، تجارت خارجی، ایران، کشورهای مستقل مشترک‌المنافع.
طبقه‌بندی JEL: Q01, Q17, Q25.

۱. استاد گروه اقتصاد انرژی، دانشکدهٔ علوم اقتصاد و اداری، دانشگاه مازندران، شهر بابلسر، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: srasekhi@umz.ac.ir
۲. کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد انرژی، دانشکدهٔ علوم اقتصاد و اداری، دانشگاه مازندران، شهر بابلسر، ایران.
Email: Maedeh18karimi@gmail.com

ارجاع به مقاله: راسخی، سعید؛ و کریمی، مائده، (۱۴۰۱). «تجارت آب‌مجازی ایران با کشورهای مستقل مشترک‌المنافع». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۱۰۹-۱۳۴ (doi: 10.22084/aes.2022.26019.3430).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4708.html

۱. مقدمه

داده‌ها و اطلاعات درخصوص کمبود جهانی آب امیدوارکننده نیست. دو-سوم از جمعیت جهان حداقل یک‌ماه از سال را در کمبود شدید آب سپری می‌کنند (بالور[1]، ۲۰۱۶). حدود ۵۰۰ میلیون نفر در سراسر جهان در طول سال با کمبود شدید آب مواجه هستند و نیمی‌از بزرگ‌ترین شهرهای جهان، کمبود آب دارند (مدنی[2] و همکاران، ۲۰۱۶). علیرغم وجود آب شیرین به‌قدرکافی در مقیاس جهانی، به‌دلیل توزیع نابرابر آب که با تغییرات آب‌وهوایی تشدید می‌شود، برخی مناطق بسیار مرطوب و برخی بسیار خشک هستند (ساتاز[3]، ۲۰۲۰). اگر روند فعلی ادامه یابد، انتظار می‌رود تا سال ۲۰۳۰ م. تقاضای آب ۴۰٪ بیشتر از منابع موجود باشد (مدنی و همکاران، ۲۰۱۶). کشورهای زیادی هم‌چون: چین، هند، پاکستان، ایران و مکزیک، تحت‌تأثیر جدی آب آشامیدنی ناکافی و پیامدهای آن بر سلامت انسان قراردارند (سوتر[4]، ۲۰۱۷). در این‌میان، ایران به‌دلیل داشتن آب‌وهوای اغلب گرم‌وخشک و موقعیت‌خاص جغرافیایی با مشکلات جدی مواجه است. خشک‌سالی‌های مکرر در کنار بهره‌برداری بی‌رویه از منابع آب سطحی و زیرزمینی ازطریق شبکهٔ بزرگ زیرساخت‌های هیدرولیکی و چاه‌های عمیق، وضعیت آب کشور را به حد بحرانی رسانده است. در قرن اخیر، نرخ رشد سریع جمعیت مهم‌ترین عامل در کاهش سرانهٔ آب تجدیدپذیر کشور بوده است. گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس نشان می‌دهد سرانهٔ منابع تجدیدپذیر کشور از ۶۹۰۰ مترمکعب در سال ۱۳۳۵ با کاهش منظم به ۱۲۹۴ مترمکعب در سال ۱۳۹۵ کاهش یافته و پیش‌بینی می‌شود در افق ۱۴۲۰ سرانهٔ منابع تجدیدپذیر کشور به کمتر از ۱۰۰۰ و مشخصاً ۹۷۶ متر مکعب به ازای هر نفر خواهد رسید (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۴۰۰).[5] این درحالی است که براساس شاخص «فالکن مارک»[6]، سرانهٔ آب تجدیدپذیر کمتر از ۱۷۰۰ مترمکعب در مرحلهٔ تنش و کمتر از ۱۰۰۰ مترمکعب در مرحلهٔ بحران آبی خواهد بود (دامار و تیلور[7]، ۲۰۱۷).

نتیجهٔ روند نگران‌کنندهٔ مصرف آب در جهان، توجه ویژه به مدیریت بهینهٔ آب بوده است که در راستای حداقل‌سازی هزینهٔ فرصت بهره‌برداری از منابع آبی، مفهوم «آب‌مجازی»[8] معرفی شده است. این سازه، حجم آبی است که برای تولید یک محصول در کل زنجیرهٔ تأمین آن، مصرف می‌شود (هوکسترا[9]، ۲۰۱۱). مفهوم آب‌مجازی به تجارت بین‌الملل نیز توسعهٔ یافته است به‌گونه‌ای که در چارچوب مدل «هکشر-اهلین-ساموئلسون» (HOS)[10] می‌توان عنوان کرد که کشورها با فراوانی نسبی آب، محصولات آب بر را به کشورهایی که دارای منابع آبی نسبتاً کمتری هستند، صادر می‌کنند؛ بدین‌ترتیب، کشورهای پرآب باید صادرکنندگان خالص آب‌مجازی و کشورهای کم‌آب واردکنندگان خالص آب‌مجازی باشند؛ هرچند این الگوی تجارت آب‌مجازی

---

1. Bellware
2. Madani
3. Saatsaz
4. Suter

۵. «میرزاوند» و «باقری» (۲۰۲۰) کل سرانهٔ تجدیدپذیر کشور در سال ۲۰۲۱م. را ۸۰۰ مترمکعب پیش‌بینی کرده‌اند. براساس این مطالعه، سرانهٔ آب تجدیدپذیر سالانه در سطح جهانی ۱۰۰۰ مترمکعب می باشد.

6. Falkenmark
7. Damkjaer & Taylor
8. Virtual water
9. Hoekstra
10. Hechscher-Ohlin-Samuelson (HOS)

می‌تواند موجب توزیع مناسب‌تر آب در سراسر جهان شود، ولی مشاهدات متناقض می‌تواند نشانگر مدیریت متفاوت منابع آبی در کشورهای شمال و جنوب باشد.

در پژوهش حاضر با هدف بررسی وضعیت تجارت آب‌مجازی ایران با CIS در گروه کالاهای منتخب کشاورزی، از روش‌تعادل‌جزئی در سنجش آب‌مجازی استفاده شده و با به‌کارگیری نرم‌افزارهای CROPWAT وOPTIWAT ، نیاز آبی گیاهان در سال ۱۳۹۷ محاسبه شده است. این مطالعه، باتوجه به اهمیت حیاتی آب و هم‌چنین اهمیت فزایندهٔ CIS به‌عنوان شرکای تجاری ایران و این‌که مطالعهٔ مستقلی برای تجارت آب‌مجازی ایران با کشورهای CIS انجام نشده، حائز اهمیت است. شایان ذکر است که در انتخاب این کشورها چند دغدغه وجود داشته است؛ اول این‌که، موافقت‌نامهٔ موقت تشکیل منطقهٔ آزادتجاری بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا از آبان‌ماه ۱۳۹۸ لازم‌الاجرا گردیده است (راسخی و همکاران، ۱۳۹۹) و با توجه به تحریم‌های اقتصادی، ایران تمایل بیشتری به تجارت با کشورهای مستقل‌مشترک‌المنافع پیدا کرده است. دوم این‌که، اگرچه سهم تجارت خارجی ایران با کشورهای مستقل مشترک المنافع در سال ۱۴۰۰ حدود ۵٪ بوده، ولی ارزش تجارت با این کشورها رو به رشد بوده است؛ به‌ویژه این‌که ارزش صادرات و واردات ایران با منطقهٔ مورد بررسی در سال ۱۴۰۰ به‌ترتیب ۲۵۹۳ میلیون دلار و ۲۲۶۲ میلیون دلار است که نسبت به سال قبل از آن به‌ترتیب ۴۰ و ۵۷٪ رشد کرده است (سازمان توسعهٔ تجارت ایران، ۱۴۰۱). جالب توجه این‌که ۵۰٪ از صادرات کشاورزی و صنایع غذایی ایران در سال ۱۴۰۰ به این منطقه صورت گرفته است. در عین‌حال براساس آمار گمرک کشور، حدود ۱۴٪ از واردات محصولات کشاورزی ایران در سال مذکور از کشورهای مستقل مشترک‌المنافع بوده است. سومین دغدغه در انجام تحقیق حاضر، ورود ایران به مرحلهٔ بحران آبی می‌باشد که پژوهش حاضر به‌عنوان یک مطالعهٔ موردی، به اهمیت آب‌مجازی در سیاست‌گذاری تجاری تأکید کرده است.

ای پژوهش در پنج بخش سازماندهی شده است؛ بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق ارائه شده است. روش‌تحقیق در بخش سوم آمده است. بخش چهارم به محاسبات و تحلیل تجارت آب‌مجازی ایران و CIS اختصاص دارد. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی در بخش پنجم ارائه شده است. منابع و مآخذ نیز در بخش پایانی (کتابنامه) آمده است.

۲. ادبیات تحقیق

الگوی هکشر–اهلین–ساموئلسون (HOS) با وجود فروض محدودکننده‌ای که دارد[۱] توضیح و پیش‌بینی مناسبی را برای تجارت بین‌الملل براساس فراوانی نسبی عوامل تولید شامل آب فراهم می‌کند. براساس این الگو، هر کشور در کالایی تخصص (ناقص) پیدا می‌کند و آن را صادر می‌کند که در تولید آن کالا از عامل تولیدی به نسبت استفاده می‌شود که کشور مورد بررسی در این عامل تولید دارای فراوانی نسبی باشد. بدین‌ترتیب، انتظار

۱. از جمله این فروض می توان به بازار رقابت کامل، تحرک کامل عوامل تولید در داخل و عدم تحرک آنها در سطح بین الملل، تجارت آزاد، یکسان بودن الگوی بین المللی تقاضا، عدم برگشت شدت عامل و تفاوت نسبت های عامل میان کشورها اشاره کرد. برای مطالعه بیشتر رجوع کنید به کروگمن و آبستفلد (۲۰۰۹).

می‌رود کشوری که در نهادهٔ آب دارای فراوانی نسبی است، کالاهای آب‌بر را صادر کند و اقدام به واردات کالاهایی کند که در عامل تولید موردنیاز آن‌ها کمیابی نسبی دارد.

هرچند قضایای الگوی هکشر–اهلین–ساموئلسون برای توضیح تجارت آب‌مجازی کافی به‌نظر می‌رسد[۱]، ولی در این رابطه ابهام‌هایی نیز مطرح شده است؛ اولاً، برخی از محققان هم‌چون «آنسینک» (۲۰۱۰) با به‌کارگیری صادرات یا واردات آب‌مجازی به‌جای کالا ایراد می‌گیرند. واقعیت این است که این موضوع در چارچوب الگوی محتوای عامل «ونک»[۲] (۱۹۶۸) پاسخ داده شده است. کشورها در تجارت کالاها درواقع محتوای آن‌ها را تجارت می‌کنند و اتفاقاً به‌همین دلیل است که قضیهٔ برابر شدن قیمت عامل در الگوی HOS اتفاق می‌افتد. ثانیاً، برخی این موضوع را مطرح می‌کنند که آب به‌عنوان عامل تولید در الگوهای تجارت بین‌الملل کمتر موردتوجه قرار گرفته است. شاید به‌همین دلیل باشد که برخی از نویسندگان منابع آبی را بی‌ارتباط با مزیت نسبی می‌دانند (ویشلز[۳]، ۲۰۰۴). واقعیت این است که اگرچه به‌دلیل استراتژیک بودن بخش کشاورزی و ارتباط آن با امنیت‌غذایی، آب‌بها برای کشاورز پایین یا حتی صفر است، ولی قیمت سایه‌ای آب برای بخش کشاورزی غیرصفر بوده و بنابراین آب به‌عنوان عامل تولید کمیاب محسوب می‌شود و هم‌چون سایر عوامل‌تولید باید در الگوهای تولید و تخصص و هم‌چنین تجارت کشورها لحاظ گردد و بر این‌اساس، به‌عنوان یکی از عوامل موجد مزیت نسبی درنظر گرفته شود.

ابهام دیگر در الگوی HOS این است که این الگو به نسبت‌های عامل و نه مقادیر مطلق عوامل توجه می‌کند؛ به‌عبارت‌دیگر، ممکن است یک کشور همهٔ عوامل‌تولید ازجمله آب را از رقیب تجاری‌اش بیشتر داشته‌باشد، ولی در رابطه با آب دارای کمیابی نسبی نیز باشد (آنسینک، ۲۰۱۰). در این‌شرایط، کشوری که شاید به‌صورت مطلق، آب کمتر دارد با توجه به فراوانی نسبی‌اش در این نهادهٔ اساسی، صادرکنندهٔ کالای آب‌بر باشد. این موضوع دارای دو دلالت مهم است؛ تخلیهٔ منابع‌آبی کشور دارای فراوانی نسبی آب و توزیع نابرابر آب در سطح بین‌المللی. کمترین یافته‌ای که از این بحث مطرح می‌شود اهمیت منابع آبی است که باید در سیاست‌گذاری‌های بخش‌های مختلف، به‌ویژه بخش کشاورزی و تجارت خارجی به آن توجه شود. در پاسخ به ابهام مطرح‌شده، واقعیت این است که اگر کشوری دارای فراوانی مطلق بیشتر در همهٔ عوامل تولید باشد یک کشور بزرگ خواهد بود و اگر کالای آب‌بر را وارد کند؛ بنابراین انتظار می‌رود که آب کمی مصرف کند که با توجهی به اندازهٔ بزرگ این اقتصاد، بعید به‌نظر می‌رسد. هم‌چنین براساس قضیهٔ ونک انتظار می‌رود بعد از تجارت محتوای مصرف عامل دو کشور به‌سمت برابر میل کند. برخی از مطالعات تجربی نیز نشان‌داده‌اند که تجارت بین‌الملل راهی برای توزیع مجدد منابع آبی و کاهش تنش‌ها و بحران‌های آبی می‌باشد؛ به‌عنوان نمونه می‌توان به مطالعهٔ «هوکسترا» و «هانگ» (۲۰۰۵) اشاره کرد که کمیابی نسبی آب را موجب جذاب تر شدن واردات آب‌مجازی و بنابراین وابستگی آبی به سایر کشورها ازطریق تجارت بین‌الملل درنظر گرفته‌است.

---

۱. الگوی HOS دارای سه قضیه مهم است؛ قضیهٔ الگوی تجاری، قضیهٔ برابر شدن قیمت عامل و قضیهٔ استالپر–ساموئلسون. (برای مطالعه بیشتر به منابع کلاسیک تجارت بین‌الملل هم‌چون گاندالفو (۲۰۱۴) مراجعه شود).

2. Vanek
3. Wichelns

مطالعات تجربی مختلفی در رابطه با آب‌مجازی در ایران و در سطح بین‌المللی انجام شده‌است. «ژانگ»[1] و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از روش‌داده–ستانده و برای سال ۲۰۱۲م.، تجارت آب‌مجازی در دلتای رودخانهٔ زرد چین را بررسی کردند. براساس این مطالعه و با توجه به تراز تجارت آب‌مجازی، تجارت آب‌مجازی کمبود منابع آبی را در این دلتا تشدید می‌کند. «جی دنگ»[2] و همکاران (۲۰۲۱) با روش‌مشابه و هم‌چنین مدل‌جاذبه برای سال‌های ۲۰۱۲، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۷م.، تأثیر کمبود آب روی تجارت آب‌مجازی بین استانی چین را بررسی کردند و به این نتیجه دست‌یافتند که بین‌کمبود آب و منطقهٔ صادرکنندهٔ آب‌مجازی هم‌بستگی مثبت وجود دارد. «لی»[3] و همکاران (۲۰۲۱) با به‌کارگیری روش‌داده–ستانده برای قزاقستان در سال ۲۰۱۴م.، استراتژی بهینهٔ مدیریت آب‌مجازی این کشور را موردمطالعه قراردادند. براساس این تحقیق، قزاقستان در بخش کشاورزی صادرکنندهٔ خالص آب‌مجازی است و ۸۶٪ از کل صادرات کشاورزی مربوط به میوه، آجیل و سبزی‌ها بوده است. «کارو»[4] و همکاران (۲۰۲۰) با روش‌مشابه، تجارت جهانی آب‌مجازی آووکادو را برای سال‌های ۲۰۱۶–۲۰۰۰م. بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که تجارت آووکادو طی این دوره افزایش قابل‌توجهی داشته و آب‌مجازی مرتبط با تجارت آووکادو از ۴۰۸ میلیون مترمکعب در سال ۲۰۰۰ به ۲۲۳۸ میلیون مترمکعب در سال ۲۰۱۶م. رسیده و باعث فشار بر منابع آب و آسیب به محیط‌زیست شده است. «ال امری» و «مایکل»[5] (۲۰۱۹) با استفاده از رویکرد توسعه‌یافته «هوکسترا» و «هونگ»، تجارت آب‌مجازی محصولات زراعی عربستان سعودی را بررسی کردند. براساس نتایج این مقاله، عربستان در دورهٔ موردمطالعه (۲۰۱۶–۲۰۰۰) واردکنندهٔ خالص آب‌مجازی در بخش کشاورزی بوده و این موضوع موجب کاهش فشار بر منابع آب این کشور تا ۵۴٪ شده است. «تراورینگ» و «بنستین»[6] (۲۰۱۸) با به‌کارگیری روش تعادل‌جزئی، جریان آب‌مجازی و ردپای آب محصولات کشاورزی اسرائیل را طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۷–۲۰۱۲م. را بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که واردات آب‌مجازی این کشور سالانهٔ ۱۲۰۰ میلیون مترمکعب و صادرات آب‌مجازی آن، ۲۵۰ میلیون مترمکعب در سال بوده است. هم‌چنین، نتایج این تحقیق نشان می‌دهد ۸۰٪ از صادرات آب‌مجازی مربوط به میوه و سبزی می‌باشد.

اکثر تحقیقات صورت‌گرفته در زمینهٔ آب‌مجازی در ایران به‌صورت ملی و روی محصول خاص متمرکز بوده است. در این رابطه، «یحیی‌زاده» و «بذرافشان» (۱۴۰۰) در چارچوب رویکرد هوکسترا و چاپاگین، روش «پنمن–فائو–مانتیث»[7] و با به‌کارگیری نرم‌افزار CROPWAT برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۷–۱۳۸۴م.، تجارت آب‌مجازی و ارزش اقتصادی آب در محصول پنبهٔ فاریاب در ایران را ارزیابی کردند. براساس محاسبات این تحقیق، متوسط ردپای آب در پنبه ۴۰۱۹ مترمکعب بر تن می‌باشد و استان خراسان جنوبی و البرز دارای بیشترین و کمترین ردپای آب در ایران هستند. متوسط ارزش‌اقتصادی آب‌مجازی پنبه در ایران ۰.۳۷ دلار در هر مترمکعب بوده و بالاترین و پایین‌ترین ارزش اقتصادی آب به‌ترتیب مربوط به استان البرز و خراسان‌جنوبی می‌باشد. «مبارکی» و

---

1. Zhang
2. Jie Deng
3. Li
4. Caro
5. Alamri & Michael
6. Trauring & Bernstein
7. Penman–FAO-Monteith

«مبارکی» (۱۴۰۰) با استفاده از روش‌پنمن–فائو–مونتیپ و با به‌کارگیری نرم‌افزار CROPWAT برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۹–۱۳۹۶، ردپای آب، آب‌مجازی و بهره‌وری مصرف آب در سه گروه از محصولات پاییزه و بهاره سبزیجات (گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی)، صنعتی (چغندرقند) و علوفه‌ای (ذرت علوفه‌ای) شهرستان اصفهان را بررسی کردند. با توجه به این مطالعه، در شهرستان اصفهان، سیب‌زمینی بالاترین ردپای آب و چغندرقند کمترین ردپای آب را دارا هستند. هم‌چنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد بیشترین مقدار آب‌مجازی مصرف‌شده مربوط به ذرت علوفه‌ای و کمترین مقدار مربوط به گوجه‌فرنگی می‌باشد. این محققان به این نتیجه سیاستی دست‌یافته‌اند که محصول گوجه‌فرنگی با توجه به پایین بودن مقادیر آب‌مجازی و بالا بودن بهره‌وری مصرف آب آن نسبت به دیگر محصولات موردبررسی در منطقهٔ مورد مطالعه برای کشت مناسب‌تر می‌باشد. «حکمت‌نیا» و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از نرم‌افزار Cropwat و روش فائو–پنمن–مونتیث برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۵–۱۳۹۶، مدیریت منابع آب کشاورزی استان سیستان‌وبلوچستان را از دیدگاه آب‌مجازی موردبررسی قراردادند. آنان به این نتیجه دست‌یافتند که محصولات سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی بالاترین بهره‌وری مصرف آب کشاورزی و بیشترین عملکرد را دارند و کمترین میزان ردپای آب مربوط به این دو محصول می‌باشد. «کیانی قلعه‌سرد» و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از روش «شبکهٔ استنتاجی عصبی فازی»[1] (ANFIS) طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۷–۱۳۶۱ وضعیت حال و آیندهٔ صادرات آب‌مجازی در محصولات کشاورزی ایران را مورد ارزیابی قراردادند. براساس نتایج این مقاله، روند صادرات آب‌مجازی طی سال‌های آینده صعودی خواهد بود و این موضوع، باتوجه به مشکلات جدی آب و کمبود آن در ایران، می‌تواند به‌عنوان یک تهدید درنظر گرفته شود. «قادری حسین‌آباد» (۱۳۹۷) با به‌کارگیری مدل جاذبه، آینده‌پژوهی تجارت آب‌مجازی در افق ۱۴۰۹هش. برای محصولات کشاورزی و دامی ایران را مورد مطالعه قرار داده‌است. براساس نتایج این تحقیق، ایران در افق ۱۴۰۹ واردکنندهٔ خالص آب‌مجازی خواهد شد. «پوران» و همکاران (۱۳۹۶)، ضمن محاسبهٔ ارزش اقتصادی محتوی آب‌آبی (مجموع آب‌های سطحی و زیرزمینی) محصولات استان‌های آذربایجان‌غربی، بوشهر، اصفهان، ایلام و سمنان با هدف حداکثر شدن بهره‌وری آب کشاورزی، به این نتیجه دست‌یافتند که هرچه استان‌ها وضعیت آبی نامساعدتری داشته باشند، ارزش اقتصادی محتوی آب محصولات آن‌ها بیشتر است. هم‌چنین براساس این مطالعه، بهره‌وری آب ۱۲ محصول زراعی موردمطالعه در استان‌های منتخب افزایش‌یافته است. «علی‌قلی‌نیا» و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از نرم‌افزار Cropwat و روش فائو–پنمن–مونتیث، شاخص ردپای آب برای محصولات غالب حوضهٔ آبریز دریاچهٔ ارومیه در سال ۱۳۹۴ را بررسی کردند. براساس این مطالعه، گندم و یونجه بیشترین ردپای آب مصرفی را به خود اختصاص داده‌اند که یافته با توجه به پایین بودن میزان عملکرد در واحد سطح این محصولات در مقایسه با سایر محصولات نظیر: چغندرقند، گوجه‌فرنگی و ذرت توجیه شده است. «نجفی علمدارلو» و همکاران (۱۳۹۵) با به‌کارگیری یک مدل تعادل‌فضایی، اثر ممانعت از ورود گندم را روی جریان تجارت آب‌مجازی ایران را بررسی کردند. براساس نتایج این مطالعه، با ممانعت از واردات گندم و جایگزینی تولید داخلی، ۲.۳۰ لیتر آب‌مجازی به ازای هر کیلوگرم گندم از منابع آبی کشور برداشت خواهد شد.

---

[1]. Adaptive Neuro Fuzzy Inference System

۳. روش تحقیق

۳-۱. محاسبهٔ آب‌مجازی

آب‌مجازی در فرآیند رشد محصول کشاورزی (VW[1])، براساس رابطهٔ (۱) و از مجموع «آب‌مجازی سبز» ($VW_{i\ green}$) و «آب‌مجازی آبی» ($VW_{i\ blue}$) به‌دست می‌آید:

$$VW_i = VW_{i\ green} + VW_{i\ blue} \quad (۱)$$

در این رابطه، آب‌مجازی برحسب واحد تولید و معمولاً به‌صورت مترمکعب بر تن (m^3/ton) یا معادل لیتر بر کیلوگرم (litre/kg) بیان می‌شود. مؤلفه سبز آب‌مجازی محصول[2] (VW_{green}, m^3/ton)، از تقسیم آب سبز مصرفی محصول (CWR_{green}, m^3/ha) بر میزان عملکرد آن (Y, ton/ha) به‌دست می‌آید. مؤلفه آبی[3] (VW_{blue}, m^3/ton) نیز با روشی مشابه ازطریق زیر محاسبه می‌شود (هوکسترا و همکاران، ۲۰۱۱).

$$VW_{Green} = \frac{CWR_{Green}}{Y} \quad (۲)$$

$$VW_{Blue} = \frac{CWR_{Blue}}{Y} \quad (۳)$$

مقادیر آب سبز و آبی مصرفی گیاه[4] (CWR, m^3/ha) براساس روابط ۴ و ۵ و از حاصل‌جمع مقادیر روزانهٔ تبخیر- تعرق (ET, mm/day) در کل دورهٔ رشد آن گیاه به‌دست می‌آید:

$$CWR_{\ green} = 10 \times \sum_{d=1}^{lgp} ET_{green} \quad (۴)$$

$$CWR_{\ blue} = 10 \times \sum_{d=1}^{lgp} ET_{blue} \quad (۵)$$

که در آن؛ ET_{green} تبخیر-تعرق سبز (تبخیر تعرقی که از آب‌سبز صورت می‌گیرد) و ET_{blue} تبخیر-تعرق آبی (تبخیر تعرقی که از آب آبی صورت می‌گیرد) می‌باشد. دلیل‌اعمال عدد ۱۰ در روابط ۴ و ۵، تبدیل میلی‌متر به مترمکعب در هکتار است. مجموع مقادیر روزانهٔ تبخیر-تعرق سبز یا آبی در کل دورهٔ رشد تعیین می‌شود (lgp طول دورهٔ رشد را بر حسب روز نشان می‌دهد). از آنجایی‌که طول دورهٔ رشد گیاهان مختلف متفاوت است، نیاز آبی گیاهان نیز متفاوت خواهد بود.

روش‌های متعددی برای مدل‌سازی تبخیر-تعرق و رشد گیاه وجود دارد یکی از آن‌ها، CROPWAT است که توسط «سازمان خواروبار و کشاورزی ملل متحد» (FAO) و براساس روش «آلن»[5] و همکاران (۱۹۹۸) توسعه داده شده است.

---

1. Virtual Water (VW)
2. Virtual Water Green (VWG)
3. Virtual Water Blue (VWB)
4. Crop Water Requirement (VWR)
5. Allen

درمجموع برای محاسبهٔ آب‌مجازی آبی، ابتدا با جمع کردن نیاز خالص آبیاری آبی و تلفات ناشی از راندمان آبیاری گیاه، نیاز ناخالص آبیاری آبی محاسبه شده و سپس به عملکرد محصول مورد مطالعه تقسیم شده است. هم‌چنین برای محاسبهٔ آب‌مجازی سبز به طریق مشابه نیاز خالص آبیاری گیاه ازطریق باران مؤثر محاسبه شده و سپس به عملکرد محصول مورد بررسی تقسیم شده است. بدیهی است نیاز آبی گیاه با مجموع باران مؤثر (سبز) و نیاز خالص آبیاری (آبی) برابر خواهد بود. نسبت‌نیاز آبی گیاه به عملکرد آن نیز آب‌مجازی (سبز و آبی) گیاه می‌باشد. بدیهی است هر گیاه مؤلفه‌های تبخیر و تعرق (باران مؤثر و نیاز خالص آبیاری) خاص خود را دارا می‌باشد و با ورود این مؤلفه‌ها در نرم افزار مورداستفاده، داده‌های پایه برای محاسبات آب‌مجازی در تجارت خارجی فراهم شده است. داده‌های عملکرد محصولات موردمطالعه نیز از بانک زراعت «وزارت جهاد کشاورزی»[1] تهیه شده است.

۲-۲. محاسبهٔ واردات و صادرات آب‌مجازی سبز و آبی

در این پژوهش، واردات آب‌مجازی برای هر محصول با ضرب مقدار محصول وارداتی (تن) از یک کشور در محتوای آب‌مجازی محصول از آن کشور (مترمکعب بر تن) محاسبه شده است. بدیهی است که کل واردات آب‌مجازی برای همهٔ محصولات زراعی از جمع واردات آب‌مجازی برای محصولات مختلف حاصل می‌شود:

$$VWI = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{m} VWCij \times Tij \qquad (۶)$$

که این در رابطه، VWI کل میزان واردات آب‌مجازی برای همهٔ محصولات زراعی (مترمکعب)، VWC_{ij} محتوای آب‌مجازی برای محصول وارداتی i از کشور j (مترمکعب برتن)، T_{ij} مقدار واردات محصول i از کشور j (تن) I,j=1,2,3 ،n نشان‌دهندهٔ محصولات مختلف و m نیز نشانگر کشورهای طرف تجاری می‌باشد. داده‌های حجمی تجارت محصولات کشاورزی (وزن صادرات و واردات) از ادارهٔ «گمرک جمهوری اسلامی ایران»[2] جمع‌آوری شده است. هم‌چنین، محتوای آب‌مجازی محصولات وارداتی ایران از سایت فائو استخراج شده است.

کل صادرات آب‌مجازی محصولات کشاورزی ایران ازطریق رابطهٔ زیر محاسبه شده است:

$$VWE = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{l} VWCsi \times Tik \qquad (۷)$$

که در آن، VWE کل صادرات آب‌مجازی (مترمکعب)، VWC_{si} محتوای آب‌مجازی برای محصول i صادرشده از ایران (مترمکعب برتن)، T_{ik} مقدار محصول i صادرشده از ایران به کشور k، I,K=1,2,3 ،L شرکای تجاری و n محصولات صادراتی می‌باشد.

برای محاسبهٔ میزان واردات آب‌مجازی سبز[3] و واردات آب‌مجازی آبی[4] برحسب مترمکعب در سال برای هر محصول وارداتی، به‌ترتیب مقدار آب‌مجازی سبز و آبی هر محصول (مترمکعب بر تن) در میزان واردات محصول (تن) ضرب شده است. میزان واردات آب‌مجازی سبز و آبی به‌ترتیب از روابط (۸) و (۹) به‌دست آمده است:

---

1. www.maj.ir
2. www.irica.gov.ir
3. Green Virtual Water Import
4. Blue Virtual Water Import

$$\text{Green VWI} = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{m} Green\ VWij \times Wij \quad (۸)$$

$$\text{Blue VWI} = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{m} Blue\ VWij \times Wij \quad (۹)$$

در آن‌ها، Green VWI واردات آب‌مجازی سبز (مترمکعب در سال)، Green VW_{ij} آب‌مجازی سبز تولید محصول i در کشور j (مترمکعب برتن)، T_{ij} مقدار محصول وارداتی i از کشور j (تن)، i,j=1,2,3 و n نشان‌دهندهٔ محصولات مختلف و m نیز نشانگر کشورهایی که از آن‌ها محصولات کشاورزی وارداتی می‌باشد؛ هم‌چنین، Blue VWI واردات آب‌مجازی آبی (مترمکعب در سال)، Blue VW_{ij} آب‌مجازی آبی تولید محصول i در کشور j (مترمکعب بر تن)، T_{ij} وزن محصول وارداتی i از کشور j (تن)، i,j=1,2,3 می‌باشد.

میزان صادرات آب‌مجازی سبز و آبی به‌ترتیب از روابط (۱۰) و (۱۱) به‌دست آمده است:

$$\text{Green VWE} = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{l} Green\ VWsi \times Tik \quad (۱۰)$$

$$\text{Blue VWE} = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{l} Blue\ VWsi \times Tik \quad (۱۱)$$

در این روابط، Green VWE میزان صادرات آب‌مجازی سبز[1] و Blue VWE صادرات آب‌مجازی آبی[2] (مترمکعب در سال) می‌باشد. Green VW_i و Blue VW_i به‌ترتیب آب‌مجازی سبز و آبی محصول i تولید شده در ایران (متر مکعب برتن) ، T_{ik} مقدار محصول i صادرشده از ایران به کشور k، I,K=1,2,3 L، کشورهایی که محصولات کشاورزی به آن‌ها صادر می‌شود و n نشان‌دهندهٔ محصولات صادراتی می‌باشد.

سرانجام، صرفه‌جویی ملی آب به‌واسطهٔ تجارت محصول به‌صورت زیر محاسبه شده است:

$$\text{NVWI} = \text{VWI} - \text{VWE} \quad (۱۲)$$

در این رابطه، NVWI جریان خالص آب‌مجازی[3]، VWI واردات آب‌مجازی و VWE صادرات آب‌مجازی می‌باشد. بدیهی است که NVWI می‌تواند منفی نیز باشد که در این‌صورت، به‌معنی تلفات خالص به‌جای صرفه‌جویی آب است.

۴. محاسبات و تحلیل تجارت آب‌مجازی ایران با CIS

تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی ایران با CIS در سال ۱۳۹۷ در جدول (۱) ارائه شده است. براساس این جدول، میزان صادرات آب‌مجازی ایران به CIS معادل ۵۵۱.۹۸ میلیون مترمکعب و واردات آب‌مجازی ایران از این منطقه، ۳۹۷۷.۰۲۷ میلیون مترمکعب برآورد شده است که نشانگر ۳۴۲۵.۰۵ میلیون مترمکعب خالص جریان آب‌مجازی برای سال ۱۳۹۷ می‌باشد. بررسی جریان خالص آب‌مجازی در نمودار (۱) نیز نشان می‌دهد، ایران

---

[1]. Green Virtual Water Export
[2]. Blue Virtual Water Export
[3]. Net Virtual Water Imported

واردکنندهٔ خالص آب‌مجازی در بخش کشاورزی است. تراز مثبت تجارت آب‌مجازی نشانگر ذخیره‌سازی منابع آب کشور دارد که این یافته با مطالعهٔ «صالحنیا» و «باستانی» (۱۳۹۶) هم‌خوانی دارد.

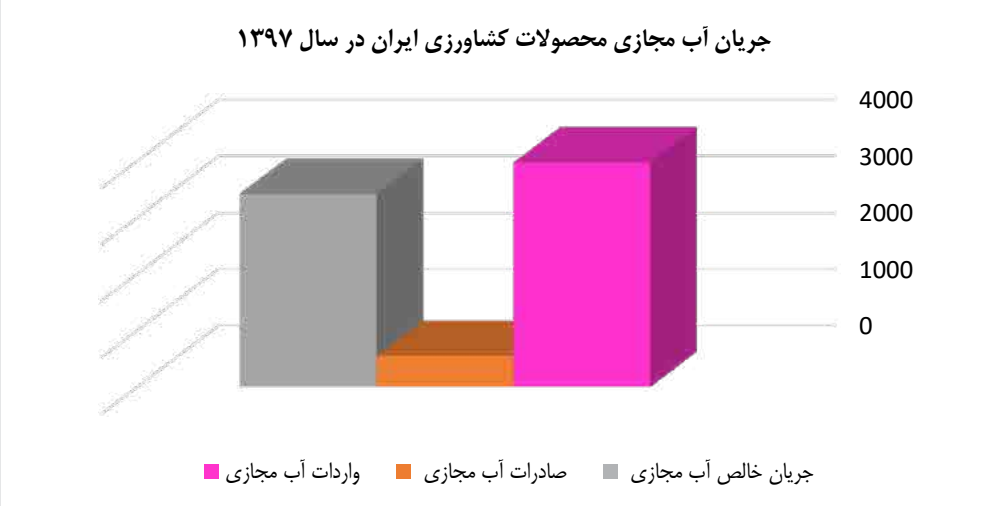
نمودار ۲، تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی بین ایران و CIS را به تفکیک آب سبز و آب آبی نشان می‌دهد. با توجه به این نمودار، ایران در واردات آب‌مجازی، آب سبز وارد می‌کند. آب سبز، آب حاصل از باران است و به منابع آب فشار وارد نمی‌کند. این درحالی است که بخش کشاورزی در مقایسه با سایر بخش‌ها پتانسیل بالایی در استفاده از آب باران برای تولید محصولات دارد و واردات آب‌مجازی سبز نشان می‌دهد CIS از این پتانسیل به‌خوبی استفاده می‌کند؛ ولی سهم‌عمده از صادرات آب‌مجازی ایران را آب آبی تشکیل می‌دهد. ازدلایل اصلی این امر برداشت از منابع آب زیرزمینی و استفاده از سیستم‌های آبیاری برای تولید اکثر محصولات کشاورزی در ایران است که درنهایت صادرات این محصولات منجر به صادرات آب‌مجازی آبی می‌شود.

جدول ۱: تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی ایران با CIS در سال ۱۳۹۷ (میلیون مترمکعب).

Table 1: Virtual water trade of Iran's agricultural products with CIS in 2018 (million cubic meters).

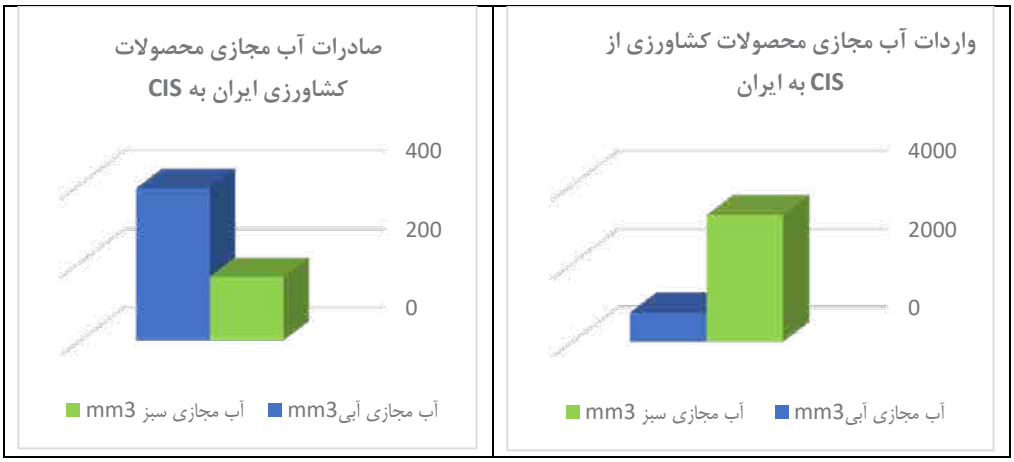
سال	واردات آب‌مجازی	صادرات آب‌مجازی
۱۳۹۷	۳۹۷۷/۰۲۷	۵۵۱/۹۸

(منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).



نمودار(۱): جریان آب‌مجازی در تجارت محصولات کشاورزی ایران و CIS در سال ۱۳۹۷ (میلیون مترمکعب) (منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).

Figure 1: Virtual water flow in the trade of agricultural products of Iran and CIS in 2018 (million cubic meters).



نمودار ۲: تجارت آب‌مجازی میان ایران و CIS به تفکیک آب سبز و آب آبی در سال ۱۳۹۷ (میلیون مترمکعب) (منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).

Figure 2: Virtual water trade between Iran and CIS by green water and blue water in 2018 (million cubic meters).

جدول ۲، تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی بین ایران و CIS را در سال ۱۳۹۷ نشان می‌دهد. باتوجه به این جدول، ایران در تجارت آب‌مجازی با CIS در سال ۱۳۹۷ میزان ۳۸۹.۰۹۸۸ میلیون مترمکعب آب آبی صادر و میزان ۷۴۴.۵۶۵۳ میلیون مترمکعب آب آبی وارد کرده است؛ هم‌چنین میزان صادرات و واردات آب سبز به‌ترتیب ۱۶۲.۸۸۲۱ میلیون مترمکعب و ۳۲۳۲.۴۶۱ میلیون مترمکعب به‌دست آمده است.

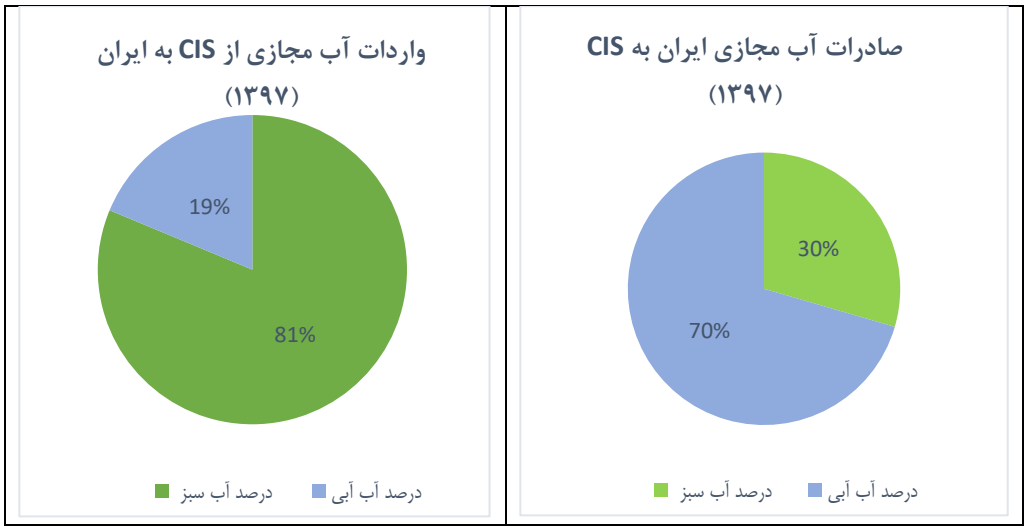
جدول ۲: تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی بین ایران و CIS (میلیون مترمکعب) در سال ۱۳۹۷.

Table 2: Virtual water trade of agricultural products between Iran and CIS (million cubic meters) in 2018.

جریان	آب‌مجازی سبز mm^3	آب‌مجازی آبی mm^3
صادرات	۱۶۲/۸۸۲۱	۳۸۹/۰۹۸۸
واردات	۳۲۳۲/۴۶۱	۷۴۴/۵۶۵۳

(منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).

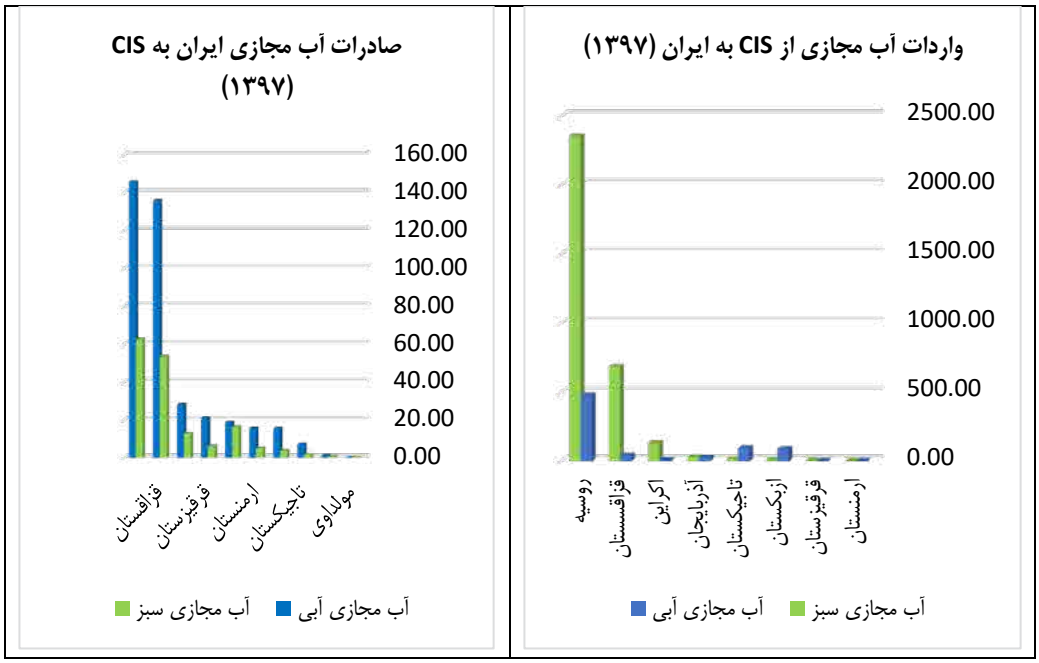
نمودار ۳، سهم آب سبز و آبی را در صادرات و واردات آب‌مجازی نشان می‌دهد. نتایج نمودار ۳، این واقعیت را نشان می‌دهد که در تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی، ایران آب آبی (منابع آب زیرزمینی و سطحی) خود را به CIS صادر می‌کند؛ درحالی‌که آب سبز (آب باران) را از CIS وارد می‌کند. این موضوع نشان می‌دهد که الگوی کشت منطقه‌ای به استفاده حداکثری از آب باران توجه دارد و هم‌چنین سیاست‌های صادرات محصولات کشاورزی منطقهٔ CIS براساس این الگو انجام می‌شود که هم باعث ذخیرهٔ منابع آب و هم باعث ایجاد درآمد ارزی برای کشورهای منطقه می‌شود.



نمودار ۳: تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی ایران و CIS در سال ۱۳۹۷ (درصد). (منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).

Figure 3: Virtual water trade of agricultural products of Iran and CIS in 2018 (in percent).

بررسی آب‌مجازی در تجارت محصولات کشاورزی بین ایران و CIS در سال ۱۳۹۷ (نمودار ۳) نشان می‌دهد، ۷۰.۵ ٪ از صادرات آب‌مجازی ایران در محصولات کشاورزی از طریق آب آبی و ۸۱.۳٪ از واردات آب‌مجازی از طریق آب سبز صورت گرفته است. این موضوع نشان‌دهندهٔ استفاده بی‌رویه از منابع آبی برای تولید و صادرات محصولات کشاورزی در ایران است که می‌تواند به‌دلیل عدم‌وجود آمایش سرزمین در بخش کشاورزی و فقدان الگوی کشت بهینه براساس شرایط اقلیمی‌برای استفاده از آب سبز و اصل بهره‌وری مصرف آب باشد. ایران در تجارت محصولات کشاورزی با CIS آب آبی صادر و آب سبز وارد می‌کند که ادامهٔ این روند می‌تواند منجر به کاهش ذخائر ملی منابع آب شیرین در ایران شود. تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی ایران با CIS به‌تفکیک آب سبز و آب آبی در نمودار (۴) ارائه شده است. این نمودار نیز نشان می‌دهد ایران در تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی با CIS، آب سبز وارد و آب آبی صادر می‌کند.



نمودار۴: تجارت آب‌مجازی ایران و CIS به تفکیک کشور و اجزای آب در سال ۱۳۹۷ (میلیون مترمکعب)، (منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).

Figure 4: Virtual water trade of Iran and CIS by country and water components in 2018 (million cubic meters).

براساس نمودار ۴، ایران آب‌مجازی سبز را از کشورهای روسیه، قزاقستان، اکراین وارد می‌کند و آب‌مجازی آبی را به کشورهای روسیه، قزاقستان و آذربایجان صادر می‌کند. جدول ۳ نیز تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی میان ایران و CIS به تفکیک کشور در سال ۱۳۹۷ را ارائه می‌کند. باتوجه به این جدول، بیشترین صادرات آب‌مجازی در سال ۱۳۹۷، به کشورهای روسیه (۲۰۸.۴۱)، قزاقستان (۱۸۹.۳۴) و آذربایجان (۴۱.۱۰) (میلیون مترمکعب) صورت‌گرفته و درهمین سال، بیشترین واردات آب‌مجازی نیز از کشورهای روسیه (۲۸۳۶.۷۳)، قزاقستان (۷۲۵.۶۰) و اکراین (۱۴۱.۶۰) (میلیون مترمکعب) انجام شده‌است. همان‌گونه که از جدول (۳) نیز مشخص است، ایران در رابطه با کشورهای مولداوی و بلاروس در وضعیت تراز تجارت آب‌مجازی قرار ندارد؛ چون فقط آب‌مجازی به این کشورها صادر می‌کند، ولی آب‌مجازی از آن‌ها وارد نمی‌کند که از دلایل آن می‌توان به بُعد مسافت اشاره کرد. اهمیت مسافت در رابطه با تجارت ایران و روسیه نیز قابل مشاهده است.

جدول ۳: تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی بین ایران و CIS به تفکیک کشور در سال ۱۳۹۷ (مترمکعب).

Table 3: Virtual water trade of agricultural products between Iran and CIS by country in 2018 (cubic meters).

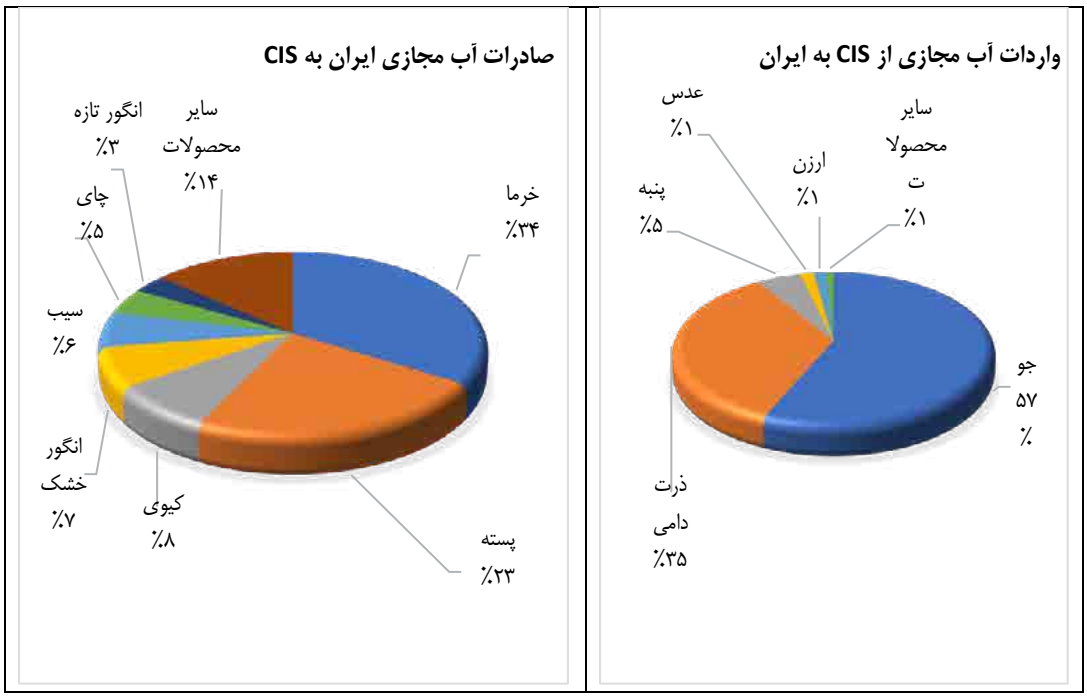
کشور	صادرات	کشور	واردات
مولداوی	۵۵۹۳۳۸/۷۰	مولداوی	۰/۰۰
بلاروس	۲۱۸۵۷۸۱/۰۰	بلاروس	۰/۰۰
تاجیکستان	۹۱۰۷۶۸۳/۴۸	ارمنستان	۱۲۱۵۹۵۵/۶۲
ازبکستان	۱۹۴۴۸۸۶۲/۱۶	قرقیزستان	۴۸۰۸۱۲۷/۷۱
ارمنستان	۲۰۷۷۴۳۹۳/۹۷	آذربایجان	۵۹۲۱۵۷۱۳/۲۱
قرقیزستان	۲۷۴۰۴۸۰۶/۰۸	ازبکستان	۱۰۰۴۰۵۲۹۵/۲۲
اکراین	۳۵۲۸۲۳۹۳/۴۳	تاجیکستان	۱۰۷۴۵۲۳۱۷/۰۸
آذربایجان	۴۱۱۰۰۵۷۰/۵۶	اکراین	۱۴۱۶۰۳۲۸۰/۱۴
قزاقستان	۱۸۹۳۳۷۰۶۰/۴۷	قزاقستان	۷۲۵۵۹۵۸۴۰/۴۰
روسیه	۲۰۸۴۰۸۶۵۹/۳۵	روسیه	۲۸۳۶۷۳۰۲۲۲/۴۷

(منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).

درمجموع، در تجارت با CIS در سال ۱۳۹۷، ایران منابع آب آبی خود را صادر و آب سبز وارد می‌کند. در این رابطه، به‌طور میانگین ۸۱٪ از کل واردات آب‌مجازی ایران، آب سبز و حدود ۷۰٪ از کل صادرات آب‌مجازی ایران، آب آبی می‌باشد. شایان گفتن است که استفاده از منابع آب سبز هیچ تغییری در سیستم هیدرولوژی ایجاد نمی‌کند و تأثیر مخربی بر محیط‌زیست ندارد. در مقابل، هزینهٔ فرصت استفاده از آب آبی در کشاورزی به‌دلیل نیاز به امکانات نگه‌داری، شبکه‌های انتقال و توزیع آب بیشتر از آب سبز است (Obuobie & et al., 2005)؛ اما همین قابلیت انتقال و توزیع، مدیریت آن را ساده‌تر کرده و گزینه‌های بهره‌برداری از آن را (کشاورزی، صنعتی و خانگی) افزایش داده است. درحالی‌که تنها راه بهره‌برداری از آب سبز، تولید محصولات دیم است. در سال‌های اخیر با مطرح‌شدن مفهوم آب‌مجازی و درک نقش تجارت مواد غذایی در توزیع مجدد منابع آب و شناسایی استعداد مناطق در تولید محصولات با شاخص‌های کمی‌جدید، مدیریت آب سبز آسان‌تر شده و به بهره‌برداری بهینه از آن تأکید شده‌است (اردکانیان و سهرابی، ۱۳۸۵).

باتوجه‌به نمودار ۵، محصولاتی که در سال ۱۳۹۷ بیشترین نقش را در صادرات آب‌مجازی ایران به CIS دارند شامل: خرما (۳۴٪)، پسته (۲۳٪) و کیوی (۸٪) هستند. هم‌چنین در این سال، سهم سایر محصولات در صادرات مجازی آب عبارتنداز: ۷٪ انگور خشک، ۶٪ سیب، ۵٪ چای، ۳٪ انگور تازه و ۱۴٪ سایر محصولات. «صالح‌نیا» و «باستانی» (۱۳۹۶) نیز نشان‌دادند بیشترین صادرات آب‌مجازی ایران توسط محصولات: پسته، خرما، کشمش، فلفل، هندوانه، سیب و گوجه‌فرنگی انجام می‌شود که نتایج تحقیق حاضر با نتایج این تحقیق مطابقت دارد؛ هرچند به‌منظور استفادهٔ بهینه از منابع آبی کشور، انتظار می‌رود محصولات با آب‌مجازی بالا مانند پسته و خرما صادر نشوند، ولی ملاحظات مربوط به سودآوری درمورد این‌گونه محصولات مانع از ممنوعیت صادرات آن‌ها می‌شود. به‌هرحال، تصمیم به صادرات محصولات با آب‌مجازی بالا تنها در شرایطی توجیه‌پذیر خواهد بود که کشور ازنظر هزینهٔ تولید مزیت نسبی داشته‌باشد؛ به‌طوری‌که ارزش فروش‌محصول منعکس‌کنندهٔ ارزش حقیقی منابع مصرف شده ازجمله آب باشد (صالح‌نیا و باستانی، ۱۳۹۶).

براساس جدول ۴ نیز بیشتر صادرات آب‌مجازی محصولات کشاورزی ایران به CIS ازطریق میوه‌ها، آجیل‌ها و محصولات گروه سبزی‌ها صورت می‌گیرد. با توجه به نمودار ۵، به‌طور متوسط ۵۷٪ از کل واردات آب‌مجازی از CIS به ایران در سال ۱۳۹۷ مربوط به جو، ۳۵٪ ذرت دامی، ۵٪ پنبه، عدس و ارزن هرکدام ۱٪ و سایر محصولات نیز ۱٪ است. درمجموع به‌نظر می‌رسد ایران در تولید غلات محدودیت دارد، ولی در تولید محصولات باغی و میوه‌ها دارای مزیت است و بر این‌اساس، ایران میوه، خشکبار و سبزی‌ها را به CIS صادر می‌کند و غلات از این منطقه وارد می‌کند.



نمودار ۵: میانگین سهم محصولات کشاورزی در تجارت آب‌مجازی ایران و CIS در سال ۱۳۹۷ (درصد)، (منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).

Figure 5: Average share of agricultural products in the virtual water trade of Iran and CIS in 2018 (in percent).

جدول ۴: صادرات آب‌مجازی محصولات کشاورزی ایران به CIS در سال ۱۳۹۷ (میلیون مترمکعب).

Table 4: Virtual water export of agricultural products of Iran to CIS in 2018 (million cubic meters).

شماره	محصول صادراتی	آب‌مجازی آبی	آب‌مجازی سبز	آب‌مجازی کل
۱	سیب‌زمینی	۷/۶۳۷	۲/۶۰۴	۱۰/۲۴۱
۲	خرما	۱۲۸/۱۴۴	۵۰/۶۳۶	۱۷۸/۷۷۹
۳	انگور خشک‌کرده	۰/۰۰۰	۳۷/۳۱۱	۳۷/۳۱۱
۴	انگور	۱۶/۲۸۷	۰/۵۵۶	۱۶/۸۴۳
۵	شلتوک (برنج‌پادی)	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۵
۶	چای‌سیاه	۱۷/۴۶۴	۶/۳۷۹	۲۳/۸۴۴
۷	سایر نباتات‌زنده	۰/۲۵۹	۰/۰۶۶	۰/۳۲۴
۸	گوجه‌فرنگی	۵/۵۹۳	۱/۶۳۰	۷/۲۲۲
۹	بادمجان	۰/۰۰۷	۰/۳۳۴	۰/۳۴۰

۱۰	پرتقال	۲/۳۵۰	۲/۰۲۴	۴/۳۷۴
۱۱	نارنگی	۰/۲۲۲	۰/۱۹۱	۰/۴۱۳
۱۲	لیمو	۰/۰۱۸	۰/۰۱۵	۰/۰۳۳
۱۳	گریپ‌فروت	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۱۱
۱۴	توتون و تنباکو	۴/۸۵۵	۰/۲۳۰	۵/۰۸۵
۱۵	پیاز و موسیر	۰/۷۰۲	۰/۰۳۸	۰/۷۴۰
۱۶	سیر	۰/۰۲۲	۰/۰۰۶	۰/۰۲۸
۱۷	سیر خشک شده	۵/۲۵۵	۱/۵۶۵	۶/۸۲۰
۱۸	هندوانه	۱/۰۶۶	۰/۰۷۹	۱/۱۴۵
۱۹	خربزه	۰/۶۸۱	۰/۰۱۲	۰/۶۹۴
۲۰	کیوی	۳۲/۳۶۳	۱۰/۹۶۹	۴۳/۳۳۲
۲۱	به تازه	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲
۲۲	خیار و خیارترشی	۶/۶۷۴	۴/۲۷۷	۱۰/۹۵۱
۲۳	آلو، خشک کرده	۰/۸۹۳	۰/۷۳۰	۱/۶۲۳
۲۴	فلفل فرنگی	۱/۶۴۱	۰/۷۴۱	۲/۳۸۲
۲۵	ذرت شیرین	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۱۲
۲۶	سیب	۱۷/۹۳۶	۱۴/۶۹۶	۳۲/۶۳۲
۲۷	کدوهای حلوایی	۰/۱۳۱	۰/۴۷۶	۰/۶۰۷
۲۸	پسته‌ها	۱۰۰/۷۴۰	۲۳/۴۸۷	۱۲۴/۲۲۸
۲۹	سایر سبزی‌های تازه یا سرد کرده	۲/۹۶۴	۰/۷۵۳	۳/۷۱۷
۳۰	هلو، هم‌چنین شلیل و شفتالو	۱/۲۰۷	۱/۰۸۵	۲/۲۹۲
۳۱	زردآلو	۰/۰۵۰	۰/۰۴۵	۰/۰۹۵
۳۲	زردآلو، خشک کرده	۰/۱۰۶	۰/۰۹۵	۰/۲۰۱
۳۳	لوبیا	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۴۲	۰/۰۰۰۵۹
۳۴	آلبالوهای ترش	۰/۲۹۰	۰/۲۳۷	۰/۵۲۷
۳۵	آلو و گوجه	۰/۱۶۱	۰/۱۳۱	۰/۲۹۲
۳۶	هویج، شلغم	۰/۵۶۸	۰/۴۳۴	۱/۰۰۱
۳۷	کاهو	۰/۰۱۶	۰/۰۷۴	۰/۰۹۰
۳۸	گل‌کلم و گل‌کلم بروکلی	۰/۵۰۲	۰/۷۰۷	۱/۲۰۹
۳۹	کلم قرمز و سفید، کلم‌پیچ، کلم قمری	۱/۵۶۱	۰/۵۱۷	۲/۰۷۸
۴۰	کاهو کروی	۰/۱۳۵	۰/۶۳۱	۰/۷۶۶
۴۱	کرفس به‌غیر از کرفس غده دار	۰/۰۲۱	۰/۰۹۲	۰/۱۱۳
۴۲	توت‌فرنگی	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۰۰۶
۴۳	انار	۲/۲۳۸	۰/۰۱۸	۲/۲۵۶
۴۴	بادام بدون پوست	۰/۱۹۰	۰/۴۱۳	۰/۶۰۳
۴۵	گردو	۰/۱۱۴	۰/۰۸۳	۰/۱۹۷
۴۶	انجیر خشک	۰/۱۳۴	۰/۱۲۲	۰/۲۵۶
۴۷	جو	۱/۷۱۳	۰/۶۸۳	۲/۳۹۷
۴۸	چای سبز	۰/۲۱۷	۰/۰۴۷	۰/۲۶۳
۴۹	گلابی‌ها	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴

(منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).

همان‌گونه که جدول ۵، نشان می‌دهد، در سال ۱۳۹۷، با واردات غلات (جو، جودوسر، ذرت‌دامی، ارزن، سبوس، دانه‌کتان، دانه‌کنجد، دانه‌گلرنگ) ۳۶۹۶.۴۲۵ میلیون مترمکعب از منابع آب ملی ذخیره شده‌است و این

حجم از آب می‌تواند در بخش‌های دیگر با ارزش اقتصادی بالاتر استفاده شود. لازم به توضیح است که محصولات گروه غلات دارای نیاز آبی بالا می‌باشند و تولید این محصولات در داخل کشور با محدودیت‌های منابع آب روبه‌رو است و استفاده از سیاست واردات آب‌مجازی ازطریق واردات این محصولات می‌تواند منجر به ذخیرهٔ منابع ملی آب شیرین شود. به‌هرحال، سیاست‌های تولید و تجارت محصولات کشاورزی باید به‌نحوی باشد که محصولات دارای نیاز آبی بالا در کشورهای دارای منابع آب فراوان تولید و به کشورهای دارای منابع آب محدود صادر شوند.

جدول ۵: واردات آب‌مجازی محصولات کشاورزی از CIS به ایران در سال ۱۳۹۷ (میلیون مترمکعب).

Table 5: Virtual water import of agricultural products from CIS to Iran in 2018 (million cubic meters).

شماره	نام محصول وارداتی	آب‌مجازی سبز	آب‌مجازی آبی	آب‌مجازی کل
۱	جو	۲۱۷۲/۴۰۱	۷۸/۴۶۱	۲۲۵۰/۸۶۲
۲	ذرت‌دامی	۹۲۱/۲۸۷	۴۵۳/۰۶۷	۱۳۷۴/۳۵۳
۳	پنبه	۲۲/۴۹۴	۱۷۹/۴۹۱	۲۰۱/۹۸۴
۴	عدس	۵۸/۹۵۵	۲/۳۱۲	۶۱/۲۶۷
۵	ارزن	۳۲/۵۵۸	۲۳/۴۵۹	۵۶/۰۱۸
۶	دانه‌کتان	۱۰/۰۷۶	۱/۷۰۰	۱۱/۷۷۶
۷	لوبیاچیتی	۲/۹۱۹	۴/۰۰۰	۶/۹۱۹
۸	لوبیاقرمز کوچک	۵/۷۴۵	۰/۴۶۳	۶/۲۰۸
۹	منداب	۲/۴۴۹	۰/۱۱۵	۲/۵۶۴
۱۰	سبوس	۱/۲۵۲	۰/۱۹۵	۱/۴۴۸
۱۱	دانه‌کنجد	۰/۵۶۲	۰/۷۱۸	۱/۲۸۰
۱۲	نخودفرنگی	۰/۳۴۷	۰/۴۴۸	۰/۷۹۵
۱۳	لپه	۰/۶۸۳	۰/۰۱۵	۰/۶۹۸
۱۴	دانه‌گلرنگ	۰/۴۶۱	۰/۰۱۲	۰/۴۷۳
۱۵	جودوسر	۰/۲۰۸	۰/۰۰۷	۰/۲۱۵
۱۶	بادام‌زمینی	۰/۰۶۵	۰/۱۰۱	۰/۱۶۶
	مجموع	۳۲۳۲/۴۶۱	۷۴۴/۵۶۵	۳۹۷۷/۰۲۷

(منبع: یافته‌های پژوهش حاضر).

۵. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

هدف اصلی مطالعهٔ حاضر، محاسبهٔ جریان‌های تجارت آب‌مجازی محصولات کشاورزی بین ایران و CIS است. در این‌راستا، صادرات و واردات آب‌مجازی ایران با CIS به‌تفکیک آب سبز و آب آبی برای محصولات زراعی و باغی در سال ۱۳۹۷ محاسبه شده است. براساس یافته‌های تحقیق‌حاضر، در سال ۱۳۹۷، آب واردشده به ایران از تجارت محصولات کشاورزی با CIS، ۳۹۷۷.۰۲۷ میلیون مترمکعب به‌دست آمده که ۵۷٪ از آن مربوط به جو (گروه غلات) است. هم‌چنین، صادرات آب‌مجازی ایران به CIS در تجارت محصولات کشاورزی، ۵۵۳.۶۱

میلیون مترمکعب محاسبه شده است که خرما (۳۴٪) و پسته (۲۳٪) بیشترین سهم صادرات آب‌مجازی را به‌خود اختصاص داده‌اند.

نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد در سال ۱۳۹۷، ایران واردکنندهٔ خالص آب‌مجازی بوده و خالص واردات آب‌مجازی ایران در این سال، ۳۴۲۳ میلیون مترمکعب محاسبه شده است. براساس محاسبات این مقاله، ایران در تجارت محصولات کشاورزی با CIS، آب‌مجازی سبز را وارد و آب‌مجازی آبی صادر کرده است. مشخصاً، به‌طور متوسط، سهم آب سبز در واردات آب‌مجازی ایران ۸۱.۲۸٪ برآورد شده درحالی‌که سهم آب سبز در صادرات ایران آب‌مجازی، تنها ۲۹.۶۲٪ به‌دست آمده است. بدین‌ترتیب، در صادرات محصولات کشاورزی به CIS فشار قابل‌توجهی به منابع آب سطحی و زیرزمینی وارد می‌شود و نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد ایران در تجارت محصولات کشاورزی با CIS، منابع آب زیرزمینی و سطحی خود را صادر می‌کند و در مقابل، عمدتاً آب باران را وارد می‌کند. البته بیشترین صادرات (واردات) آب‌مجازی ایران به (از) کشور روسیه صورت گرفته است که نشانگر اهمیت بُعد مسافت در تجارت آب‌مجازی می‌باشد.

اگرچه در اسناد بالادستی، ازجمله –سیاست‌های کلی منابع آب– تأکید قابل‌توجهی به صرفه‌جویی آب و ارتقای بهره‌وری و هم‌چنین عملکرد محصولات کشاورزی صورت گرفته است، فارغ از اجرا و عملکرد این اسناد، در اسناد بالادستی بخش آب، توجهی به مصرف و تجارت آب‌مجازی نشده است؛ بنابراین، توصیه می‌شود ضمن بازنگری ساختار تولید کالاهای کشاورزی، موضوع آب‌مجازی موردتوجه قرار گیرد، به‌گونه‌ای که به‌جای استفاده از منابع آب آبی، عمدتاً از آب سبز در تولید و صادرات محصولات کشاورزی بهره‌برداری شود. از مهم‌ترین عوامل مصرف آب‌مجازی آبی؛ کاهش‌عملکرد، مدیریت نامناسب آبیاری، تعداد و حجم آبیاری بیش از نیاز گیاه و تاریخ و زمان نامناسب آبیاری می‌باشد. بر این‌اساس و برای کاهش استفاده از منابع آب آبی باید ابتدا نیاز آبی هر محصول مشخص گردد، زمان‌بندی کشت محصولات به‌منظور استفاده حداکثری از آب باران برای آبیاری ارائه شود و آمایش سرزمین برای محصولات کشاورزی براساس شرایط اقلیمی‌هر منطقه تهیه شود. در سیاست‌های توسعهٔ تجارت محصولات کشاورزی، کالاهای با نیاز آبی بالا مانند غلات که امکان تولید این محصولات به‌دلیل منابع آب محدود در ایران وجود ندارد از کشورهای دارای منابع آب فراوان وارد شود و محصولاتی که مقاومت بالایی به خشکی و کم‌آبی دارند، در داخل تولید شوند. در صادرات محصولاتی مانند پسته و خرما که به آب زیادی به‌ازای هر تن تولید نیاز دارند، دقت بیشتری صورت قرار گیرند. در این‌راستا، پیشنهاد می‌گردد که تاحدامکان ارزش‌گذاری این قبیل محصولات براساس قیمت سایه‌ای آب صورت گیرد. هم‌چنین به‌منظور افزایش عملکرد این قبیل محصولات و افزایش بهره‌وری آب در تولید آن‌ها، توصیه می‌گردد که با آموزش و ترویج استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته و شبکه‌های تحت‌فشار کشاورزان در دستور کار قرار گرفته و کشاورزی مدرن جایگزین کشاورزی سنتی شود. هم‌چنین، با سرمایه‌گذاری در تولید محصولات با نیاز آبی کمتر به‌ازای هر تن تولید (مانند: کلم، کاهو، انگور تازه و خشک شده، بادمجان، کیوی، پیاز، هویج و شلغم و ذرت) و تولید مازاد بر نیاز داخلی زمینهٔ لازم برای صادرات آن‌ها فراهم شود.

سپاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از نکته نظرات داوران نشریه که موجب ارتقای پژوهش گردید، سپاسگزاری و قدردانی به‌عمل آورند.

کتابنامه

– احسانی، مهرزاد؛ خالدی، هومن؛ و برقی، یاسر، (۱۳۸۷). *مقدمه‌ای بر آب‌مجازی*. تهران: نشر کمیته ملی آبیاری و زهکشی ایران.

– اردکانیان، رضا؛ و سهرابی، روح‌الله، (۱۳۸۵). «تجارت آب‌مجازی: ادبیات جهانی و کاربرد در ایران». *دومین کنفرانس مدیریت منابع آب اصفهان*، اصفهان.

– پوران، رقیه؛ راغفر، حسین؛ قاسمی، عبدالرسول؛ و بزازان، فاطمه؛ (۱۳۹۶). «محاسبه ارزش اقتصادی آب‌مجازی با رویکرد حداکثرسازی بهره‌وری آب آبیاری». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶(۲۱): ۱۸۹-۲۱۲.

– حکمت‌نیا، مهران؛ حسینی، سید مهدی؛ و صفدری، مهدی، (۱۳۹۸). «مدیریت منابع آب کشاورزی استان سیستان‌وبلوچستان از دیدگاه آب‌مجازی». *نشریهٔ مهندسی آبیاری و آب ایران*، ۱۱(۱): ۱۴۹-۱۳۷.

– دولت‌آبادی، نرگس‌خاتون؛ بنی‌حبیب، محمدابراهیم؛ روزبهانی، عباس؛ چتین، اونر، (۱۳۹۸). «ارزیابی شاخص راندمان ذخیرهٔ آب در ایران و عراق در تجارت آب‌مجازی با ترکیه». *اکوهیدرولوژی*، ۶(۴): ۱۰۱۵-۱۰۲۷.

– راسخی، سعید؛ ساعدی، رویا؛ و حسینی، سید عباس؛ (۱۳۹۹). «ارزیابی تراز اقلام امتیازی توافق‌نامه ایجاد ترتیبات تجارت آزاد بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا». *دوفصلنامه سیاست و روابط بین‌الملل*، ۴(۷): ۱۱۰-۷۹.

– رفیع‌زاده، فرشته، (۱۳۹۴). «بررسی تأثیر فراوانی آب و زمین بر الگوی تجارت آب‌مجازی به‌کاررفته در محصولات کشاورزی: رویکرد بین کشوری». پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد. گروه علوم اقتصادی گرایش محیط‌زیست، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

– سازمان توسعهٔ تجارت ایران (۱۴۰۱). *گزارش اجمالی عملکرد تجارت خارجی ایران در سال ۱۴۰۰*، تهران.

– صالح‌نیا، نرگس؛ و باستانی، مهدی، (۱۳۹۶). «بررسی راهبرد تجارت آب‌مجازی محصولات زراعی و باغی در ایران». *نشریهٔ آبیاری و زهکشی ایران*، ۱۱(۵): ۷۵۰-۷۶۲.

– علیقلی‌نیا، توحید؛ رضایی، حسین؛ بهمنش، جواد؛ و منتظری، مجید، (۱۳۹۶). «مطالعه شاخص ردپای آب برای محصولات غالب مورد کشت در حوضه آبریز دریاچه ارومیه و ارتباط آن با مدیریت آبیاری». *دانش آب‌وخاک*، ۲۷(۴): ۴۸-۳۷.

– قادری‌حسین‌آباد، پروین، (۱۳۹۷). «آینده‌پژوهی تجارت آب‌مجازی ایران در افق ۱۴۰۹». پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد. گروه علوم اقتصادی گرایش محیط‌زیست، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

– کیانی قلعه‌سرد، سروش؛ مهدویان، سید محمدرضا؛ و نوربخش، مهدی، (۱۳۹۷). «بررسی وضعیت حال و آینده صادرات آب مجازی در محصولات کشاورزی ایران.» *مجموعه مقالات هشتمین کنگره پیشگامان پیشرفت*، شمارهٔ ۸: ۳۴۹-۳۳۹.

– مبارکی، مجتبی؛ و مبارکی، مرتضی. (۲۰۲۱). «بررسی ردپای آب، آب‌مجازی و بهره‌وری مصرف آب سه گروه از محصولات پاییزه و بهاره، سبزیجات (گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی)، صنعتی (چغندرقند) و علوفه‌ای (ذرت علوفه‌ای) در شهرستان اصفهان». *فصلنامهٔ علمی‌تخصصی مهندسی آب*، ۸(۴): ۹۵-۱۰۸.

– مرکز پژوهش‌های مجلس، (۱۴۰۰). *بررسی تحلیلی شرایط موجود و تبیین وضعیت آینده بحران آب در کشور*، گزارش ۱۸۰۶۷.

– نجفی‌علمدارلو، حامد؛ ریاحی، فریبا؛ و وکیل‌پور، محمدحسن، (۱۳۹۵). «اثرات ممانعت از ورود گندم بر روی جریان تجارت آب‌مجازی». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵(۲۰): ۷۹-۶۳.

– یحیی‌زاده برنطین، مهرناز؛ و بذرافشان، ام‌البنین. (۲۰۲۱). «ارزیابی تجارت آب‌مجازی و ارزش اقتصادی آب در پنبه‌ی فاریاب در ایران». *پژوهش‌های پنبه ایران*، ۹(۱): ۱۲۵-۱۴۲.

- Alamri, Y. & Reed, M., (2019). “Estimating virtual water trade in crops for saudi arabia”. *American Journal of Water Resources*, 7(1): 16-22.

- Aligholinia, T.; Rezaei, H.; Behmanesh, J. & Montaseri, M., (2017). “Water Footprint Index Study for dominant crops in Urmia lake basin and its relationship with irrigation management”. *Water and Soil Science*, 27(4): 37-48 (in Persian).

- Allen, R. G.; Pereira, L. S.; Raes, D. & Smith, M., (1998). “Crop evapotranspiration-Guidelines for computing crop water requirements-FAO Irrigation and drainage paper 56”. *Fao, Rome*, 300(9): D05109.

- Ansink, E., (2010). “Refuting two claims about virtual water trade”. *Ecological Economics*, 69: 2027-2032.

- Ardakanian, R. & Sohrabi, R., (2006). Virtual water trade: global literature and application in Iran. *The second Conference on Isfahan Water Resources Management*. Isfahan (in Persian).

- Bellware, K., (2016). *Global water shortage risk is worse than scientists thought.* Huffington Post

- Caro, D.; Alessandrini, A.; Sporchia, F. & Borghesi, S., (2021). “Global virtual water trade of avocado”. *Journal of Cleaner Production*, *285*: 124917.

- Damkjaer, S. & Taylor, R., (2017). “The measurement of water scarcity: Defining a meaningful indicator”. *Ambio*, 46(5): 513–531.

- Deng, J.; Li, C.; Wang, L.; Yu, S.; Zhang, X. & Wang, Z., (2021). “The impact of water scarcity on Chinese inter-provincial virtual water trade”. *Sustainable Production and Consumption*, 28: 1699-1707.

- Dolatabadi, N.; Bani Habib, M.; Rozbahani A. & Cetin, O., (2018). "Assessment of Water Saving Efficiency Index in Iran/Iraq through Virtual Water Trade with Turkey". *Iranian Journal of Ecohydrology*, 6(4): 1015- 1027 (in Persian).

- Ehsani, M.; Khalidi, H. & Barqi, Y., (2009). *An introduction to virtual water*, Iran's National Irrigation and Drainage Committee, Tehran (in Persian).

- Faramarzi, M. & Schulin, R., (2010). "Analysis of intra-country virtual water trade strategy to alleviate water scarcity in Iran". *Hydrology and Earth system sciences*, 14(8): 1417-1433.

- Faramarzi, M. & Schulin, R., (2010). "Analysis of intra-country virtual water trade strategy to alleviate water scarcity in Iran". *Hydrology and Earth system sciences*, 14(8): 1417-1433.

- Gandolfo, G., (2014). *International Trade Theory and Policy*, Springer. Krugman, P. R., and Obstfeld, M. (2009). *International economics: Theory and policy*. Boston: Pearson Addison-Wesley, Chicago.

- Hekmatnia, M.; Hosseini, S. & Safdari, M., (2020). "Water Resource Management of the Agricultural Sector in Sistan and Baluchestan Province: a Virtual Water Perspective". *Irrigation and Water Engineering*, 11(1): 137-149 (in Persian).

- Hoekstra, A. & Chapagain, A., (2007). "Water footprints of nations: water use by people as a function of their consumption pattern". *Water Resource Management*, 21(1): 35-48.

- Hoekstra, A. Y. & Mekonnen, M. M., (2012). "The water footprint of humanity". *Proceedings of the national academy of sciences*, 109(9): 3232–3237.

- Hoekstra, A. Y.; Chapagain, A. K.; Mekonnen, M. M. & Aldaya, M. M., (2011). *The water footprint assessment manual: Setting the global standard.* Routledge.

- Iran Trade Promotion Organization (2022). *Summary report of Iran's foreign trade performance in 2021*. Tehran (in Persian).

- Kiani Qalasard, S.; Mahdavian, S. M. & Nurbakhsh, M., (2018). "Investigating the current and future situation of virtual water export in Iran's agricultural products". *Proceedings of the 8th Congress of Progress Pioneers*, 349-339 (in Persian).

- Krugman, P. R. & Obstfeld, M., (2009). *International economics: Theory and policy*. Boston: Pearson Addison-Wesley, Chicago.

- Li, Y. P.; Wu, X. J.; Liu, J.; Huang, G. H.; Ding, Y. K.; Sun, J. & Zhang, H., (2021). "Identifying optimal virtual water management strategy for Kazakhstan: A factorial ecologically-extended input-output model". *Journal of Environmental Management*, 297: 113-303.

- Madani, K., (2014). "Water management in Iran: what is causing the looming crisis?". *Journal of environmental studies and sciences*, *4*(4): 315-328.

- Madani, K.; AghaKouchak, A. & Mirchi, A., (2016). "Iran's socio-economic drought: challenges of a water-bankrupt nation". *Iranian studies*, *49*(6): 997-1016.

- Majlis Research Center (2021). "Analytical review of the existing conditions and explanation of the future state of the water crisis in Iran". Report 18067 (in Persian).

- Mirzavand, M. & Bagheri. R., (2020). "The water crisis in Iran: Development or destruction?". *World Water Policy,* 6.1: 89-97.

- Mirzavand, M. and Bagheri. R. (2020). "The water crisis in Iran: Development or destruction?". *World Water Policy*, 6.1: 89-97.

- Mobaraki, M. & Mobaraki, M., (2021). "Investigation of water footprint, virtual water and water use of three groups of autumn and spring products, vegetables (tomatoes and potatoes), industrial (sugar beet) and fodder (fodder corn) in Isfahan". *Water Engineering*, 9(1): 89-102 (in Persian).

- Najafi Alamdarlo, H.; Riyahi, F. & Vakilpour, M., (2016). "Wheat self-sufficiency effects on the flow of virtual water trade in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(20): 63-79 (in Persian).

- Obuobie, E.; Gachanja, P. & Dorr, A., (2005). *The Role of Green Water in food trade.* Term paper for the Interdiciplinary Course, International Doctoral Studies Center of Development Research university of Bonn.

- Pouran, R.; Raghfar, H.; Ghasemi, A. & Bazazan, F., (2017). "Evaluating the economic value of virtual water with maximizing productivity of Irrigation water". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 6(21): 189-212 (in Persian).

- Qadri Hosseinabad, P., (2018). "Future research of Iran's virtual water trade in the horizon of 2030". Master's thesis, Allameh Tabataba'i University (in Persian).

- Rafizadeh, F., (2015). "Investigating the effect of water and land abundance on the virtual water trade pattern used in agricultural products: an inter-country approach. Master thesis". Allameh Tabataba'I University (in Persian).

- Rasekhi, S.; Saedi, R. & Hosseini, S., (2020). "Assessing the Concessions Balance of Interim Agreement Leading to Formation of a Free Trade Area between Iran and the Eurasian Economic Union". *Journal of Politics and International Relations*, 4(7): 79-110 (in Persian).

- Saatsaz, M., (2020). "A historical investigation on water resources management in Iran". *Environment, Development and Sustainability*, *22*(3): 1749-1785.

- Salehnia, N. & Bastani, M., (2017). "Considering Virtual Water Trade Strategy of Crops and Horticultural Products in Iran". *Iranian Journal of Irrigation & Drainage*, 11(5): 750-762 (in Persian).

- Vanek, J., (1968). "The Factor Proportions Theory: The n-factor Case". *Kyklos*, 21(4): 749-756.

- Yahyazadeh Brentin, M. & Bazarafshan, U., (2021). "Evaluation of virtual water trade and economic value of water in Faryab cotton in Iran". *Iran Cotton Research*, 9(1): 125-142 (in Persian).

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

The Impact of Information and Communication Technology (ICT) on Informal Employment in Iran: DSGE Approach

Sobhani, S.[1], Fotros, M. H.[2], Haji, G.[3], Torkamani, E.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25365.3377
Received: 2021.12.14; Accepted: 2022.02.09
Pp: 135-169

Abstract

The information and communication technology are one of the major factors that impacts the labor market. It has always affected the nature and type of employment in the labor market, changing the type of employment from permanent, stable and formal to contractual, temporary, unstable and informal. Therefore, it is important to study the impact of information and communication technology on the labor market. This study examines the impact of information and communication technology on labor market in the context of Iran's economy during the period 2009 to 2019, using the Stochastic Dynamic General Equilibrium (DSGE) model, focused on duality of labor market (formal and informal). The results of the study show that the development of information and communication technology impacts both formal and informal sectors through creating job opportunities, employment, production and consumption. A survey on response functions shows that an ICT impulse initially increases formal and informal employment, but the rate of formal employment decreases after a while, and the rate of informal employment increases. It will also shift the population outside the labor force in to the labor force population, contributing to the increase of labor supply.

Keywords: Information and Communication Technology, Labor Market, DSGE Model.
JEL Classification: J46, O17, D58.

1. Ph.D. Student of Economics, Department of Economics, Arak branch, Islamic Azad University, Arak, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran (Corresponding Author).
Email: fotros@basu.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Arak branch, Islamic Azad University, Arak, Iran (Corresponding Author).
Email: g-haji@iau-arak.ac.ir
4. PhD in Economic, Department of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.

Citations: Sobhani, S.; Fotros, M.; Haji, G. & Torkamani, E., (2022). "The Impact of Information and Communication Technology (ICT) on Informal Employment in Iran: DSGE Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(42), 135-169. (doi: 10.22084/aes.2022.25365.3377).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4435.html?lang=en

1. Introduction

Wide use of ICT and new digital technologies can create major changes in the labor market (Valsamis and Coen, 2015). ICT affects the type of employment in the labor market and hence it affects the nature of employment from permanent, stable and formal to contractual, temporary, unstable and informal. According to Schwab (2016), Konkolewsky (2017) and Greenwood (2017), the changes affected by ICT create a new class of unstable people with flexible and temporary jobs as self-employers who will not pay taxes. They do not have social insurance and are vulnerable due to the loss of work rights and job security. Labor relations in these emerging and flexible occupations are unstable, allowing employers to transfer risk, employment costs, and social insurance to workers. Their irregular and low incomes do not allow them to pay insurance premiums and cause these people to lose social insurance support and deprives them of social security benefits.

Factors affecting technological unemployment and its implications for Iran's macroeconomic outlook have been investigated with the ARDL method and it has been shown that if the technological advances are in accordance with the structure of the labor market, it can reduce unemployment (Hamidikia, 2019). In other words, the disproportion of technological development with the needs and economic structure has a negative effect on employment, and unemployment increases due to the disproportion of the economic structure with technological advances in Iran's economy. In particular, the IDI index and the growth of mobile phone users as one of the indicators of the advancement of information and communication technology lead to an increase in the unemployment rate.

According to the aforementioned studies, it can be stated that the impact of ICT in the framework of the DSGE model and considering the duality of the labor market has not been addressed in any of the studies. The conducted researches show that DSGE models are a powerful tool for labor market analysis. Considering the effect of ICT in changing the nature and employment relations and the speed of its development, informal employment will be the form of employment in the future markets, and investigating the relationship of information and communication technology with informal employment can help the discourse in this sector.

Considering the importance of security and protection of the labor force against old age, illness and unemployment through the development of social insurance, it is necessary to investigate how the growth of informal employment leads to the reduction of security and social protection of a part of the labor force.

2. Methodology

The present study tries to investigate and explain the effect of ICT on the fluctuations created in the labor market in the economy of Iran in the period of 1378-1398 using a DSGE model. The model used in this study includes labor market, households, formal and informal producers, government and central bank. Households benefit from consumption of goods and services, saving money and leisure. Official and informal sector producers produce formal and informal sector goods and services, respectively, using capital and labor. The government earns income from the sale of oil, taxes, money creation and debt

securities and provides for its expenses. The central bank also conducts monetary policy to achieve economic goals. The model include: 1- Using a search and matching model to express the labor market in which household members could be either employed, unemployed, and out of the labor force, 2- Considering the duality of the labor market by dividing it into two formal and informal sectors, 3- Using Nash bargaining to determine wages in the formal and informal sectors, 4- Considering the share of social security in the household budget, the cost of official enterprises and the government budget.

3. Result and Discussion

In this study, the impact of information and communication technology on this market has been analyzed using a random dynamic general equilibrium model considering the dual nature of the labor market in Iran's economy. After calibrating the parameters based on the information of Iran's economy in the period of 1999-2019, according to the development of information and communication technology, the simulation of the model has been done.

The results show that the momentum of ICT in the labor market increase employment and production by creating job opportunities in both formal and informal sectors. In other words, the impetus of ICT initially causes an increase in employment in the formal and informal sectors, however with the passage of time, the gap between formal and informal employment increases. The reason behind forming such a gap is the development of new job opportunities in the informal sector, which increases the chances of obtaining informal jobs for the labor force. With the increase in the participation rate in this sector, the number of informal workers increases. In addition to motivating informal enterprises to provide job opportunities, the impetus of ICT increases the relative value of work versus leisure and has an effect on the supply of labor and employment in the informal sector.

The reaction functions show that despite the increase in total employment, unemployment has increased initially, which is due to the increase in the participation rate in the labor market. This shows that with the improvement of ICT, access to the labor market for people outside of this market will improve and the supply of labor will increase. This increase in supply will initially lead to an increase in unemployment due to not absorbing all of them.

With the introduction of an impetus to ICT, unemployment could increase at first. In other words, increasing innovation will increase unemployment at first. Also, the impetus of ICT leads to the creation of new products, new activities and markets and thus creates new jobs. Due to the creation of job opportunities created by the ICT impulse, job opportunities in the informal sector will increase. Subsequently, the probability of filling job opportunities in this sector will decrease and accordingly the probability of finding a job in the informal sector will increase; Therefore, the number of people working in the informal sector will increase. It could be concluded that with an impulse in ICT, the motivation of informal enterprises to provide job opportunities on the one hand and increase the relative value of work against leisure on the other hand, has an effect on the supply of labor and employment in the informal sector.

4. Conclusion

This study shows that informal production has increased in response to ICT impulse, while formal sector production has declined. The official wage increases and the informal wage decreases, which will lead to a decrease in the income and well-being of people who work in the informal sector. Although ICT causes an increase in the informal employment, the instability of such employment status and the lack of stability of continuous income, which is often associated with low income, leads to an increase in the insecurity of this workforce against accidents, diseases, unemployment, old age and retirement, and the lack of insurance services.

In response to the impulse of ICT and due to the increase in employment and job opportunities created in the formal and informal sector, the total employment increases at first, but due to the decrease in employment in the formal sector, it continues to decrease and after a few periods, the trend increases and finally reaches a stable state.

Companies will have higher motivation to investment as a result of cost and price reduction and greater profitability and hence the capital will increase, as well. This shows that the improvement of ICT will increase capital in the economy. Consumption will also increase in response to the ICT impulse and due to the distribution of incomes, which increases demand and employment. The government's tax revenues are also decrease due to the decrease in the production of the official sector and the decrease in the workforce employed in this sector.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر اشتغال غیررسمی در ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی

سهیلا سبحانی[۱]، محمدحسن فطرس[۲]، غلامعلی حاجی[۳]، اسماعیل ترکمنی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25365.3377
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۲۰
صص: ۱۶۹-۱۳۵

چکیده

فناوری اطلاعات و ارتباطات بازار کار را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. این فناوری با تأثیر بر ماهیت و نوع اشتغال در بازار کار، اشتغال را از حالت دائمی، پایدار و رسمی به قراردادی، موقت، ناپایدار و غیررسمی تغییر می‌دهد؛ بنابراین، بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بازار کار حائز اهمیت است. این مطالعه با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) و لحاظ دوگانگی بازار کار (رسمی و غیررسمی) تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال غیررسمی در ایران را در دورهٔ زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهد توسعهٔ فناوری اطلاعات و ارتباطات با ایجاد فرصت‌های شغلی، اشتغال، تولید و مصرف هر دو بخش رسمی و غیررسمی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. واکنش متغیرها به تکانهٔ مثبت فناوری اطلاعات و ارتباطات نشان می‌دهد، در ابتدا اشتغال رسمی و غیررسمی افزایش یافته، اما در ادامه اشتغال رسمی کاهش یافته و اشتغال غیررسمی افزایش می‌یابد. هم‌چنین این تکانه با ترغیب جمعیت خارج از نیروی کار و غیرفعال اقتصادی برای یافتن شغل موجب افزایش عرضهٔ نیروی کار می‌شود.

کلیدواژگان: فناوری اطلاعات و ارتباطات، بازار نیروی کار، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی.
طبقه‌بندی JEL: J46, O17, D58.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، ایران.
Email: sa.sobhani84@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: fotros@basu.ac.ir
۳. گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، اراک، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: g-haji@iau-arak.ac.ir
۴. دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: esmaeltorkamani@yahoo.com

ارجاع به مقاله: سبحانی، سهیلا؛ فطرس، محمدحسن؛ حاجی، غلامعلی؛ و ترکمنی، اسماعیل، (۱۴۰۱). «تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر اشتغال غیررسمی در ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۱۳۵-۱۶۹ (doi: 10.22084/aes.2022.25365.3377).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4435.html

۱. مقدمه

نظریهٔ «چرخهٔ تجاری حقیقی»[1] شوک‌های فناوری را به‌عنوان محرک‌های اصلی در چرخه‌های تجاری و نوسانات اقتصاد کلان معرفی می‌کند. در این نظریه، ارتباط بین اشتغال و متوسط بهره‌وری به‌طور گسترده مورد بحث قرار گرفته است (کریستیانو و ایچنبام[2]، ۱۹۹۲؛ هانسن و وایت[3]، ۱۹۹۲؛ تریپیر[4]، ۲۰۰۴). ایدهٔ اصلی نظریهٔ چرخهٔ تجاری بیان می‌کند که یک شوک مثبت فناوری، بهره‌وری و تقاضا برای نیروی کار را افزایش می‌دهد و موجب افزایش اشتغال می‌شود. بعد از «انقلاب فناوری»[5] در نیمهٔ دوم دههٔ ۱۹۹۰م. در ایالات متحده، تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا)[6] بر عملکرد اقتصادی کشورها موردتوجه قرار گرفت (کاستیلز[7]، ۲۰۰۰). گسترش فاوا که در فعالیت‌های اقتصادی با عنوان «اقتصاد جدید»[8] معرفی می‌شود در سال‌های اخیر میزان اثرگذاری آن بر چرخه‌های تجاری اهمیت یافته است (دالسگارد و همکاران[9]، ۲۰۰۲). گزارش بررسی عملکرد اقتصادی کشورهای OECD (۲۰۰۱) فاوا را به‌عنوان یکی از عوامل اصلی تعیین‌کنندهٔ ساختار اقتصادی و نوسانات اقتصادی معرفی می‌کند.

بازار نیروی کار و اشتغال یکی از ساختارهایی است که فاوا موجب تغییر آن شده و نظریهٔ چرخهٔ تجاری نیز بر آن تأکید دارد. گسترش و توسعهٔ فاوا با تغییر در ساختار بازار کار، فرصت‌ها و چالش‌های جدیدی را به‌وجود آورده است. «گزارش جهانی فناوری اطلاعات»[10] (۲۰۱۶) بیان می‌کند که انقلاب صنعتی چهارم به‌طور اساسی شیوهٔ زندگی، کار و ارتباط افراد با یکدیگر را تغییر داده است و فاوا ستون فقرات این انقلاب است. فاوا می‌تواند بر بهره‌وری، رشد اقتصادی و ایجاد مشاغل جدید و فرصت‌های شغلی تأثیر داشته باشد (آئودی و علی[11]، ۲۰۱۹). استفادهٔ گسترده از فاوا و فناوری‌های دیجیتال جدید می‌تواند تحولات عمده‌ای در بازار کار ایجاد کند (والزامیس و کوئن[12]، ۲۰۱۵). فاوا ازطریق نوآوری‌های جدید بر اشتغال تأثیر مثبت و ازطریق به‌کارگیری نیروی کار کمتر در فرآیند تولید تأثیر منفی دارد (کلینگر[13]، ۲۰۰۶). ابزارهای فاوا امکان تولید کالا و خدمات بیشتر را با اشتغال کمتر فراهم می‌کند، که این اثر با بهره‌وری بالاتر و کاهش هزینه‌های واحد تولید، کاهش قیمت، محصولات جدید و تقاضای نهایی بالاتر همراه می‌شود (هرمان[14]، ۲۰۲۰). با بازطراحی فرآیندهای معاملات و کسب و کارها، برخی مشاغل با ماهیت تکراری و سنتی با مهارت پایین را حذف می‌کند و هم‌زمان مشاغل جدید مبتنی‌بر فاوا یا تحت‌تأثیر آن را در بازارهای نوظهور به‌وجود می‌آورد (گزارش مجمع جهانی اقتصاد[15]، ۲۰۱۶) که در برخی از این

1. Real Business Cycle (RBC)
2. Christiani & Eichenbaum
3. Hansen & White
4. Tripier
5. technological revolution
6. Information and Communication Technologies (ICT)
7. Castells
8. New Economy
9. Dalsgaard et al.
10. Global Information Technology Report
11. Audi & Ali
12. Valsamis & Coen
13. Koellinger
14. Herman
15. World Economic Forum

مشـاغل با پایین آوردن آسـتانهٔ دسـتمزد احتیاطی موجب افزایش عرضـهٔ نیروی کار و اشـتغال و به‌طور خاص مشارکت بیشتر زنان در بازار کار می‌شود (مرادحاصل و مزینی، ۱۳۹۲). اما سرعت ایجاد فرصت‌های جدید شغلی در برابر حذف مشاغل سنتی و صرفه‌جویی در میزان بهره‌گیری از نیروی کار هم‌چنان مورد تردید است و برخی معتقدند که این موازنهٔ شغلی به‌میزان سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های فاوا، سطح تحصیلات و مهارت‌های نیروی کار وابسته است (اسپیزا[1]، ۲۰۱۷). فاوا با مکانیزه کردن امور در کوتاه‌مدت اشتغال را کاهش می‌دهد و با کاهش قیمت تمام‌شده محصولات و خدمات موجب رونق اقتصادی و ایجاد مشاغل جدید می‌شود (همتی، ۱۳۹۵). افزایش در ارزش‌افزودهٔ بخش فناوری اطلاعات به‌طور مستقیم وغیرمستقیم فرصت‌های شغلی جدیدی در بخش فناوری اطلاعات و دیگر بخش‌های اقتصادی در ایران را فراهم می‌کند (رسولی‌نژاد و نوری، ۱۳۸۸). با افزایش ضریب نفوذ فاوا در کشور، کارآفرینی توسعه‌یافته و اشتغال افزایش می‌یابد (محمودی و محمودی، ۱۳۹۰).

هم‌چنین فاوا ماهیت و نوع اشتغال را در بازار کار تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؛ به‌طوری‌که بر ماهیت اشتغال از حالت دائمی، پایدار و رسمی به قراردادی، موقت، ناپایدار و غیررسمی تأثیرگذار است. به اعتقاد «شواب»[2] (۲۰۱۶)، «کنکولسکی»[3] (۲۰۱۷) و «گرین‌وود»[4] (۲۰۱۷) تغییرات متأثر از فاوا یک طبقهٔ جدید بی‌ثبات و ناپایدار از مردم با مشاغل انعطاف‌پذیر و ماهیت موقت به‌عنوان خویش کارفرما می‌آفرینند که امکان پرداخت مالیات کارفرمایی و حق بیمهٔ اجتماعی را ندارند و به‌دلیل ازدست دادن حقوق کار و امنیت شغلی آسیب‌پذیر می‌شوند. برای این کارگران ساعات کاری بسیار متغیر است و زمان کار و فراغت آن‌ها نامنظم بوده و در فاصلهٔ این دوره‌ها به جستجوی کار می‌پردازند که تفکیک این زمان‌ها از یک‌دیگر دشوار است.

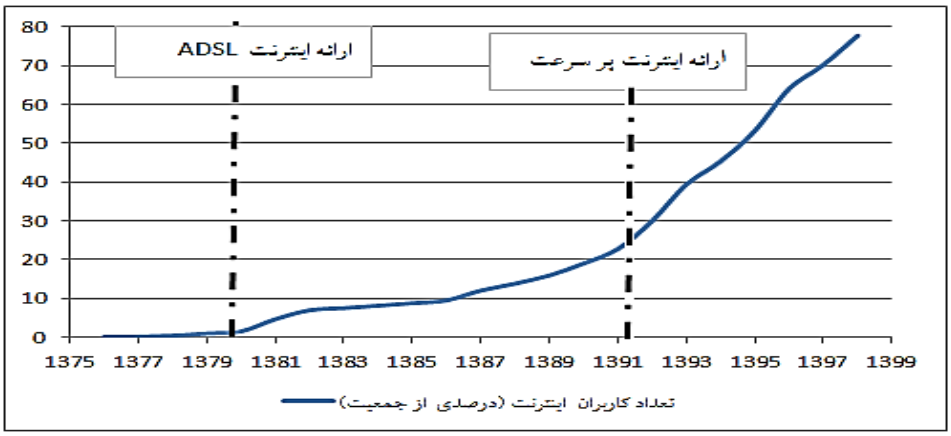
چشم‌انداز مشاغل و گسترش مرزهای تجاری ترسیم‌شده در گزارش «آنکتاد»[5] (۲۰۱۷)، توسعهٔ بخش غیررسمی را متأثر از فاوا نشان می‌دهد. بررسی‌های انجام شده در هند نیز با تأیید این مطلب، سهم اشتغال غیررسمی متأثر از فاوا را قابل‌توجه نشان می‌دهد؛ به‌طوری‌که حتی با استفاده محدود از ICT و برنامه‌های کاربردی کم‌هزینه مانند تلفن همراه، عملکرد بنگاه‌های غیررسمی در دستیابی به بازار افزایش می‌یابد (آیلاواراسان[6]، ۲۰۱۹) و بر تأثیر تلفن همراه و پهنای باند اینترنت به‌عنوان ابزارهای فاوا، در اندازهٔ بخش غیررسمی تأکید شده است (موریلو و همکاران[7]، ۲۰۱۴). در نیجریه شواهدی از تأثیر مثبت ICT بر درآمد، ارتقاء سودآوری و پایداری مشاغل خرد و کوچک در بخش غیررسمی نشان داده شده است (ایبنزر[8]، ۲۰۱۸).

آمار بانک جهانی نشان می‌دهد که کاربران اینترنت (درصدی از جمعیت) در ایران تا سال ۱۳۸۰ کمتر از یک‌درصد است و از اوایل دههٔ ۸۰ دسترسی به اینترنت ADSL[9] موجب افزایش کاربران شده است؛ به‌طوری‌که

1. Spiezia
2. Schwab
3. Konkolewsky
4. Greenwood
5. UNCTAD
6. Ilavarasan
7. Murillo
8. Ebenezer
9. Asymmetric Digital Subscriber Line

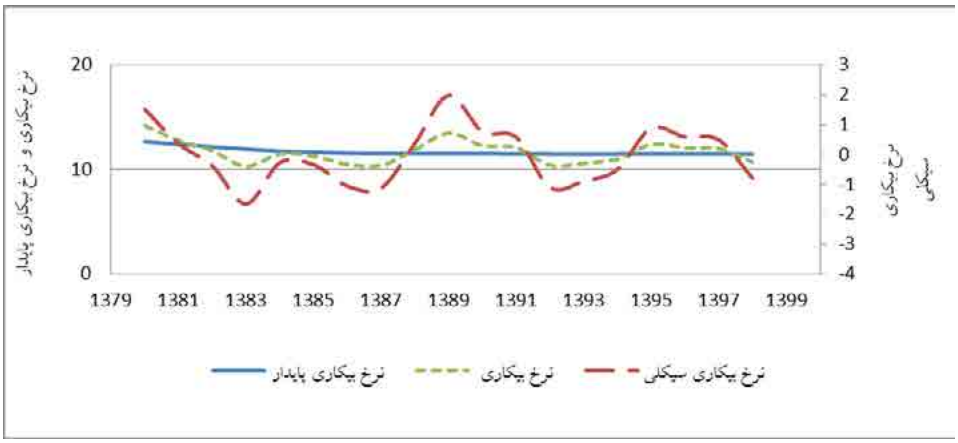
این آمار در سال ۱۳۹۰ به ۱۵/۹٪ رسید. ارائه سرویس اینترنت پر سرعت در اوایل دههٔ ۹۰م. موجب افزایش بیشتر کاربران اینترنتی در ایران شد.

نمودار ۱، آمار تعداد کاربران اینترنتی و نمودار ۲، میزان بیکاری طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸، را نشان می‌دهند. نمودار ۲، بیان می‌کند که با وجود افزایش تعداد کاربران اینترنتی وضعیت بیکاری تغییر زیادی نداشته است. این روند علاوه‌بر بالا بودن (حدود ۱۲٪)، پایدار نیز می‌باشد؛ به‌عبارت دیگر، سیاست‌های کاهش بیکاری هرچند توانسته در دوره‌های کوتاهی موجب تغییر بیکاری شود، ولی بر روند بلندمدت و پایدار بیکاری تأثیر زیادی نداشته و این نرخ همواره در سطح بالایی قرار داشته است. اما نرخ بالای بیکاری به‌معنی عدم اشتغال‌زایی نیست و این امر می‌تواند ناشی از افزایش عرضهٔ نیروی کار و یا تغییر نرخ مشارکت نیروی کار و رشد جمعیت فعال کشور باشد. روند نرخ بیکاری با نرخ مشارکت و جمعیت فعال در نمودارهای ۳ و ۴، بیان شده است.



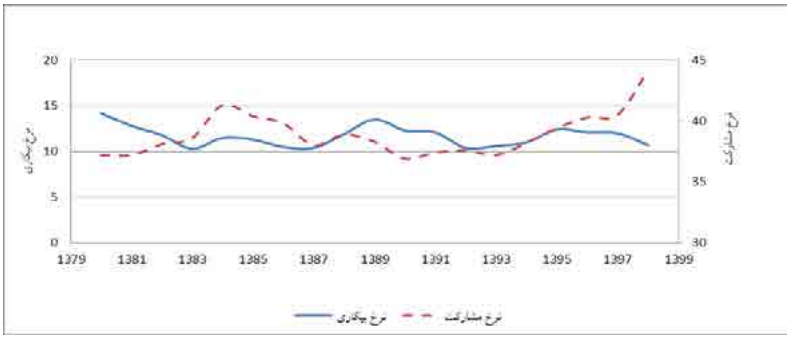
نمودار ۱: تعداد کاربران اینترنت (درصدی از جمعیت)، (منبع: بانک جهانی).

Chart 1: Number of Internet users (percentage of population), (source: World Bank).



نمودار ۲: بیکاری پایدار و نوسانی (منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات پژوهش).

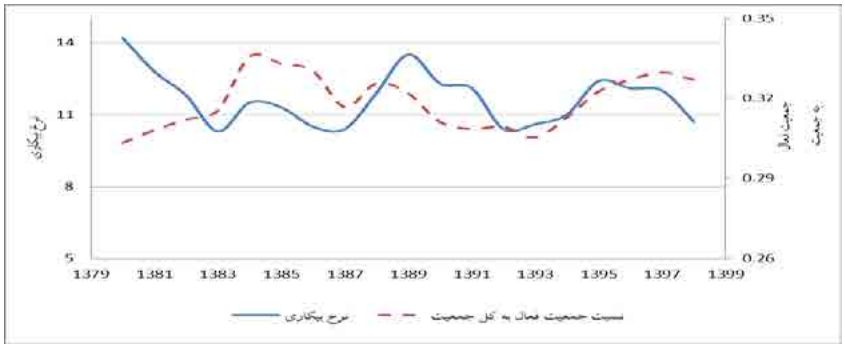
Chart 2: Stable and fluctuating unemployment (source: Iran Statistics Center and research calculations.



نمودار ۳: نرخ بیکاری و نرخ مشارکت (منبع: مرکز آمار ایران).

Chart 3: Unemployment and participation rate (source: Iran Statistics Center).

نمودار ۳، رابطهٔ بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت نیروی کار را نشان می‌دهد که در آن نرخ مشارکت دارای روند نوسانی است. نرخ مشارکت در سال ۱۳۸۱ و با ارائه اینترنت ADSL روند افزایشی داشته که یکی از عوامل افزایش نرخ مشارکت در کشور گسترش اینترنت بوده است. هم‌چنین از اوایل دههٔ ۹۰ نرخ مشارکت نیز روند افزایشی داشته که می‌تواند ارائه اینترنت پرسرعت از دلایل آن باشد. با افزایش کاربران اینترنت و تلفن همراه میزان مشارکت زنان در نیروی کار افزایش یافته و منجر به افزایش عرضه نیروی کار و جمعیت فعال شده و بر نرخ بیکاری تأثیر گذاشته است (آرمن و همکاران، ۱۳۹۴)، نمودارهای ۱ و ۳، مبیّن این موضوع است.



نمودار ۴: نرخ بیکاری و جمعیت فعال (منبع: مرکز آمار ایران).

Chart 4: Unemployment rate and active population (source: Iran Statistics Center).

نمودار ۴، روند نرخ بیکاری با نسبت جمعیت فعال را نشان می‌دهد. با توجه به نمودار می‌توان گفت که نرخ بیکاری و نسبت جمعیت فعال رابطهٔ نزدیکی با هم دارند و با افزایش جمعیت فعال، بیکاری نیز افزایش داشته است. این موضوع نشان می‌دهد که قسمتی از افزایش بیکاری در سال‌های اخیر ناشی از افزایش جمعیت فعال و عرضهٔ نیروی کار، به‌ویژه افزایش نرخ مشارکت زنان در بازار کار بوده است.

تحولات ناشی از توسعهٔ فاوا در بازار کار ازجمله حذف برخی مشاغل سنتی با درآمدهای مستمر و پایدار و ایجاد مشاغل نوظهور و انعطاف‌پذیر با روابط شغلی ناپایدار و درآمدهای مقطعی، ناتوانی در شناسایی روابط کارفرمایی به‌دلیل عدم بروزرسانی قوانین و مقررات با تغییرات مستمر کسب و کار و پراکندگی شاغلین بی‌مرز،

مشاغل غیررسمی را گسترش داده است. دولت و کارفرمایان در پرداخت حق‌بیمه این مشاغل سهیم نمی‌شوند و این عدم مشارکت درپرداخت سهم حق‌بیمه به‌همراه عدم توانایی این کارگران در پرداخت حق‌بیمه خود موجب ازدست رفتن حمایت بیمه‌های اجتماعی این افراد می‌شود و آن‌ها را از برخورداری از مزایای تأمین اجتماعی محروم می‌کند. با توجه به اهمیت امنیت و حمایت از نیروی کار در برابر پیری، بیماری و بیکاری ازطریق توسعهٔ بیمه‌های اجتماعی، بررسی چگونگی رشد اشتغال غیررسمی که منجر به کاهش امنیت و حمایت اجتماعی بخشی از نیروی کار می‌شود، ضروری است. در این‌راستا مطالعهٔ حاضر سعی دارد تا با استفاده از یک الگوی DSGE، تأثیر فاوا بر نوسانات ایجاد شده در بازار نیروی کار را توضیح دهد. این موارد شامل: ۱- استفاده از یک الگوی جستجو و تطبیق برای بیان بازار کار که در آن اعضای خانوارها می‌توانند شاغل، بیکار، و خارج از نیروی کار باشند، ۲- درنظر گرفتن دوگانگی بازار کار با تقسیم به دو بخش رسمی و غیررسمی، ۳- استفاده از «چانه‌زنی نش» برای تعیین دستمزدها در بخش رسمی و غیررسمی، ۴- لحاظ سهم تأمین اجتماعی در قید بودجهٔ خانوار، هزینهٔ بنگاه‌های رسمی و قید بودجهٔ دولت می‌باشد. مطالعه در پنج بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، ادبیات موضوع مرور می‌شود، در بخش سوم، روش تحقیق بررسی شده و در بخش چهارم یافته‌ها ارائه می‌شود. بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

هر موج فناورانه بزرگ در تاریخ اقتصادی شامل انقلاب صنعتی، توسعهٔ خط مونتاژ، تولید انبوه خودروها یا اولین نسل کامپیوترهای شخصی در اوایل دههٔ ۱۹۸۰م.، نگرانی شدیدی را درمورد اشتغال ایجاد کرده است. اثرات نامطلوب تغییرات فناورانه بر اشتغال از موضوعات قدیمی و بحث‌برانگیز است. ازنظر تاریخی، ترس از بیکاری فناورانه همیشه در عصرهایی که با تغییرات فناورانه مشخص شده‌اند، ظاهر می‌شود؛ به‌عنوان مثال، واکنش کارگران انگلیسی به اولین انقلاب صنعتی، تخریب ماشین‌ها تحت رهبری «ند لود»[1] در مناطق صنعتی و کاپیتان «سوینگ»[2] در حومهٔ شهر بود (هابسبام و راده[3]، ۱۹۶۹). ازسوی دیگر، نظریه‌های اقتصادی از همان ابتدا به‌وجود نیروهای اقتصادی اشاره کرده‌اند که به‌طور خودکار کاهش اشتغال ناشی از پیشرفت فناورانه را جبران کنند؛ به‌عبارت دیگر، پس از یک دورهٔ اختلال، اقتصاد بازارها معمولاً قادر به ایجاد مشاغل کافی برای نیروی کار خود هستند (موکر و همکاران[4]، ۲۰۱۵). یکی ازدلایل این است که، درحالی‌که نوآوری ممکن است تقاضای نیروی کار را کاهش دهد و منجر به بیکاری شود، اما باعث تعدیل‌های خودکار بازار می‌شود که تمایل دارند کاهش مستقیم تقاضای نیروی کار را جبران کنند (ویوارلی[5]، ۲۰۰۲). تغییرات فناورانه امکان تولید همان مقدار کالا را با مقدار کمتری از عوامل تولید، یعنی سرمایه و نیروی کار فراهم می‌کند. این اثر، تنها اثر مستقیم تغییر فناوری است. برخی مطالعات اقتصادی

1. Ned Ludd
2. Captain Swing
3. Hobsbawm & Rude
4. Mokyr et al.
5. Vivarelli

تلاش کرده‌اند تا نگرانی‌ها درمورد اثرات منفی تغییرات فناوری بر اشتغال را با استفاده از بیان اثرات مثبت فناوری کاهش دهند.

در نیمهٔ اول قرن نوزدهم درحالی‌که «لادایت‌ها»[1] درحال تخریب ماشین‌های جدید بودند، اقتصاددانان نظریه‌ای را مطرح کردند که «مارکس» آن‌را «نظریهٔ جبرانی»[2] نامید. این نظریهٔ از شش مکانیزم جبرانی مختلف تشکیل شده است که می‌تواند تأثیر اولیه کاهش در نیروی کار توسط تغییرات فناوری را متعادل کند.

۱) مکانیزم جبرانی ازطریق اشتغال اضافی در بخش کالاهای سرمایه‌ای: همان فرآیند نوآورانه که جایگزین کارگران در صنایع استفاده کننده می‌شوند، مشاغل جدیدی را در بخش‌های سرمایه‌ای که در آن ماشین‌آلات جدید تولید می‌شوند، ایجاد می‌کند.

۲) مکانیزم جبرانی ازطریق کاهش قیمت‌ها: نوآوری‌ها منجر به کاهش هزینه‌های واحد تولید می‌شود و در بازار رقابتی، این اثر کاهش قیمت‌ها را به‌همراه دارد؛ کاهش قیمت‌ها باعث تحریک تقاضای جدید برای محصولات و در نتیجه موجب تولید و اشتغال می‌شود[3].

۳) مکانیزم جبرانی ازطریق سرمایه‌گذاری جدید: در خلال شکاف بین کاهش هزینه‌ها به‌دلیل پیشرفت فناوری و در نتیجه کاهش قیمت‌ها، بنگاه‌های نوآور سود بیشتری کسب و اقدام به سرمایه‌گذاری این سودها می‌کنند، این افزایش سرمایه‌گذاری منجر به تولیدات جدید و مشاغل جدید می‌شود.

۴) مکانیزم جبرانی ازطریق کاهش دستمزد: در چارچوب نئوکلاسیک با رقابت آزاد و قابلیت جانشینی کامل بین کار و سرمایه، کاهش دستمزد منجر به افزایش تقاضا برای کار می‌شود. این نوع استدلال درمورد بیکاری فناورانه ابتدا توسط «ویکسل»[4] (۱۹۶۱) و سپس توسط «هیکس» (۱۹۳۲)، «پیگو»[5] (۱۹۳۳) و «رابینز»[6] (۱۹۳۴) مورداستفاده قرار گرفت.

۵) مکانیزم جبرانی ازطریق افزایش درآمدها: این مکانیزم توسط رویکرد سنتی «کینزی» و «کالدوری» مطرح شده است و نشان می‌دهد که اتحادیه‌ها در توزیع منافع حاصل از پیشرفت فناوری نقش دارند؛ بنابراین، صرفه‌جوی در هزینه‌های ناشی از تغییرات فناوری می‌تواند به درآمدهای بالاتر و در نتیجه مصرف بالاتر منجر شود. این افزایش تقاضا به افزایش اشتغال منجر می‌شود، که ممکن است ازدست دادن شغل اولیه ناشی از پیشرفت فناوری را جبران کند (بویر[7]، ۱۹۹۰).

۶) مکانیزم جبرانی ازطریق محصولات جدید: تغییرات فناوری منجر به ایجاد و تجاری‌سازی محصولات جدید، فعالیت‌های جدید اقتصادی و بازارهای جدید شده و در نتیجه شاخه‌های جدید اشتغال

---

1. Luddites
2. Compensation theory
۳. این مکانیزیم ازطریق کاهش قیمت از همان ابتدا توسط اقتصاددانان کلاسیک مانند «کلارک» (۱۹۰۷)، «پیگو» (۱۹۶۲) و «استوارت» (۱۹۶۶) مطرح شد. «معرفی ماشین‌آلات قیمت‌ها را به طرز شگفت‌آوری کاهش می‌دهد، و اگر تأثیر آن‌ها گرفتن نان از صدها نفر باشد که قبلاً در انجام آن عملیات مشغول به‌کار بودند، نان دادن به هزاران نفر را نیز به همراه دارند» (Steuart, 1966: 256).
4. Wicksell
5. Hicks
6. Pigou
7. Boyer

و مشاغل اضافی را ایجاد می‌کند. مطالعات مختلف مانند «فریمن» و همکاران[1] (۱۹۸۲)، «ویوارلی» و «پیانتا»[2] (۲۰۰۰) و «ادکوئست» و همکاران[3] (۲۰۰۱) توافق دارند که محصولات جدید تأثیر مثبتی بر اشتغال دارند.

تأثیر ICT بر اشتغال موضوعی بحث‌برانگیز است. از یک‌سو، پذیرش و گسترش ICT در تمام بخش‌های جامعه می‌تواند فرصت‌های شغلی مستقیمی را برای افرادی که دارای مهارت‌هایی هستند که مکمل ICT است، ایجاد کند و به‌طور غیرمستقیم در بخش‌ها و بنگاه‌هایی که با استفاده از ICT نوآورانه‌تر یا مولدتر هستند، احتمال افزایش اشتغال بیشتر است. پیشرفت ICT می‌تواند منجر به ایجاد فرصت‌های شغلی جدید و افزایش رفاه مردم شود (آئودی و علی، ۲۰۱۹). ازسوی دیگر، پذیرش و گسترش ICT می‌تواند انجام کارها ازطریق اتوماسیون را افزایش دهد و از این‌رو پیامدهای منفی بر اشتغال، به‌ویژه برای افراد با مهارت‌های سطح پایین و متوسط داشته باشد (برین‌جلفسون و مک‌آفی[4]، ۲۰۱۴).

ICT و ابزارهای فاوا علاوه‌بر اثر گذاری بر میزان اشتغال، نقش بسیاری بر شیوهٔ تعامل، روابط کاری و ماهیت مشاغل دارد. فرصت‌های شغلی جدید و مشاغل متأثر از فاوا روابط کاری فی‌مابین کارگر و کارفرما را متحول نموده است؛ درحالی‌که از عصر صنعتی روابط شغلی در چارچوب قراردادهای استخدامی بین کارفرما و کارگر به‌صورت دائمی و پایدار با تعیین مکان و زمان مشخص برای انجام کار شکل گرفته بود، با توسعهٔ فاوا، اغلب این قراردادها به «خویش کارفرمایی»[5]، موقت و ناپایدار تغییر یافته که در آن کارگر دارای قدرت انتخاب مکان و زمان انجام کار است. در این‌راستا بنگاه‌ها با استفاده از پیمانکاران خود اشتغال و کارشناسان مستقل به‌جای کارکنان ثابت، سهم برون‌سپاری پروژه‌ها را افزایش می‌دهند (اشمیت[6]، ۲۰۱۷). به این‌ترتیب سهم خود اشتغالی کارشناسان ماهر و پرسنل خدماتی کم مهارتی که کار خود را ازطریق اینترنت برای مشتریان مختلف انجام می‌دهند، افزایش می‌یابد.

ازطرفی گسترش اینترنت و افزایش مقیاس عملکرد، رقابت بین کارگران در مشاغل آسیب‌دیده را تشدید کرده، قیمت خدمات آن‌ها را کاهش و شکاف دستمزدی را افزایش می‌دهد؛ هم‌چنین کارگران با مهارت پایین در این مشاغل را خارج کرده و درآمد دیگر کارگران با مهارت پایین را تحت‌تأثیر رقابت کاهش می‌دهد و با افزایش نابرابری درون شغلی، کاهش استخدام و کاهش دستمزدها در پایین‌ترین سطح توزیع، بر مشاغل بسیاری تأثیر می‌گذارد (ونگ و رایت[7]، ۲۰۲۰). درواقع فاوا بر ابعاد مختلف نیروی کار مانند بهره‌وری، تولید ناخالص داخلی و اشتغال تأثیر مثبت دارد و مکمل نیروی کار ماهر است؛ درحالی‌که بر نیروی کار غیرماهر تأثیر منفی داشته و نقش جانشین را ایفا می‌کند (عمادزاده، ۱۳۸۵؛ رسولی‌نژاد و نوری، ۱۳۸۸؛ راسخ جهرمی، ۱۳۹۴؛ هرمان، ۲۰۱۹).

1. Freeman et al.
2. Vivarelli and Pianta
3. Edquist
4. Brynjolfsson and McAfee
5. Self-employed
6. Schmidt
7. Wang

«سازمان بین‌المللی کار»[1] (۲۰۱۸) در معرفی تحولات فضای کار در یک دهۀ اخیر، به پلتفرم‌های آنلاین اشاره می‌کند که با تکیه‌بر دو مطالعه (۲۰۱۵ و ۲۰۱۷) نتیجه می‌گیرد، «درآمد جمعی‌کاری»[2] اغلب پایین‌تر از حداقل حقوق است و افراد در این مشاغل ناگزیرند روند دریافتی‌های غیرقابل پیش‌بینی خود را بدون برخورداری از حمایت‌های استاندارد شغلی و رابطۀ استخدامی مدیریت کنند. ابهام در قراردادهای کاری، عدم تطبیق و تشخیص رابطۀ کاری فی‌مابین کارگر و کارفرما با قوانین موجود در بسیاری از مشاغل غیررسمی موجب‌شده این مشاغل خارج از پوشش سنتی تأمین‌اجتماعی قرار گرفته و از حمایت‌های اجتماعی بی‌بهره باشند. از آنجا که با توسعۀ فناوری این شیوه از رابطۀ کاری و اشتغال به سرعت رو به گسترش است، تعریف و طبقه‌بندی آن از اهمیت زیادی برخوردار است. سازمان بین المللی کار (۲۰۱۶) افراد خود اشتغال یا کارگران مزدبگیر و مستقلی را که با تغییر شغل متناوب و داشتن مشاغل غیراستاندارد، مشروط و کوتاه‌مدت تحت حمایت قانون کار و پوشش تأمین اجتماعی قرار نمی‌گیرند و از مزایای سیستم‌های رفاه اجتماعی بی‌بهره هستند را اشتغال غیررسمی معرفی می‌کند (باتاچاریا[3]، ۲۰۱۹). براساس این تعریف اغلب مشاغل متأثر از فاوا مانند کار ابری، کار گیگ و کار جمعی در زمرۀ اشتغال غیررسمی قرار می‌گیرند که پیامد آن ازدست رفتن حقوق کارگران است (برامشوبر و وینگر[4]، ۲۰۱۸). با توسعۀ فاوا، مشاغل غیررسمی در هر دو گروه مشاغل سنتی و جدید ایجاد می‌شوند؛ اما سودآوری در بسیاری از این مشاغل به‌حدی نیست که بتوانند هزینۀ انطباق با آن‌را پرداخت کنند. شرایطی مانند ناپایداری، دستمزد و امنیت شغلی پایین و نوسانات درآمدی بالا در این مشاغل منجر به افزایش نابرابری و عدم دسترسی افراد به حمایت‌های اجتماعی می‌گردد (باتاچاریا، ۲۰۱۹). فقدان حمایت‌های اجتماعی یکی از جنبه‌های اصلی محرومیت اجتماعی آن‌ها است. اغلب کارگران و واحدهای اقتصادی در اقتصاد غیررسمی به‌دلیل فقر با نظام مالیاتی همکاری نمی‌کنند و با محروم کردن دولت از درآمدهای عمومی، توان دولت را برای توسعۀ خدمات اجتماعی محدود می‌کنند (سازمان بین‌المللی کار[5]، ۲۰۱۶). درحال حاضر، قانون کار اغلب واقعیت‌های یک سازمان امروزی و مدرن کار را درنظر نمی‌گیرد و با ارائه تعاریف نادرست از کارگران، می‌تواند آثار معکوسی مانند نوع برخورد با کارگر به‌عنوان خوداشتغال و خارج از حیطۀ حمایتی قانون کار برجای گذارد. بدیهی است وظیفۀ حمایت از نیروی کار در برابر بیکاری، بیماری، ناتوانی و سالمندی برعهده دولت‌ها است؛ لذا جهت اطمینان از این‌که قانون کار حمایت‌های کافی را از همۀ کارگران به‌عمل می‌آورد، دولت‌ها باید با بازنگری روابط استخدامی و شناسایی همۀ کارگران، از آنان به‌میزان کافی حمایت کنند (گزارش اجلاس ۱۰۴ کنفرانس بین‌المللی کار، ۲۰۱۴).

بیشتر جمعیت کشورهای درحال توسعه را مُزدبگیران بخش غیررسمی و کارگران مستقلی تشکیل می‌دهند که ضمن داشتن درآمد پایین از هیچ‌گونه حمایت اجتماعی برخوردار نیستند (بختیاری و خوبخواهی، ۱۳۹۰)؛ اشتغال غیررسمی یکی از مهم‌ترین چالش‌های اقتصاد غیررسمی در این کشورها به‌شمار می‌رود که اقتصاد رسمی را با تهدید جدی مواجه ساخته است؛ بنابراین، این مطالعه سعی دارد با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی

1. Internatinal Labor Organization (ILO)
2. Crowd work
3. Bhattacharya
4. Rameshuber & Winger
5. ILO

(DSGE) و لحاظ دوگانگی بازار کار (رسمی و غیررسمی) تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر این بازار را بررسی کند.

«کلینلامپو» و همکاران[1] (۲۰۱۹) اثرات ICT بر روند اقتصاد تایلند را با استفاده از الگوی DSGE در بازهٔ زمانی ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۷م. موردمطالعه قرار دادند. داده‌های مطالعه برای برآورد پارامتر ICT شامل مقادیر ارتباطات، رایانه، اطلاعات و سایر خدماتی که مرتبط با این حوزه است. نتایج برآورد شده نشان‌داد که سرمایه‌گذاری ICT می‌تواند به افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری آتی کمک و بر روند اقتصاد تایلند مفید واقع شود.

«کلمبو» و همکاران[2] (۲۰۱۹) با استفاده از الگوی DSGE به بررسی اثرات بحران‌های مالی بر بازار کار و غیررسمی بودن پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد نرخ مشارکت رسمی در بازار کار درون‌زا است و توسط یک انتخاب بهینهٔ بین استخدام در اقتصاد غیررسمی و جستجوی شغل در بخش رسمی انجام می‌شود. بحران‌های مالی هزینهٔ سرمایه را برای شرکت‌های رسمی افزایش می‌دهد و انقباض شدیدی را در سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کند که با کاهش شدید و مداوم تولید رسمی همراه است. این‌امر موجب تخصیص مجدد اشتغال از بخش رسمی به غیررسمی می‌شود که با افزایش بیکاری و کاهش نرخ مشارکت در بازار رسمی کار همراه است؛ بنابراین در بحران‌های مالی بخش غیررسمی به‌عنوان یک ضربه‌گیر قدرتمند با گسترش یافتن، سهم بزرگی از کاهش اقتصاد رسمی را به‌خود جذب می‌کند.

«جوان» و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای یک الگوی نئوکینزی با اختلالات بازار کار و بازار کالا را درنظر گرفته‌اند. این الگو وجود دستمزدهای غیررقابتی را منبع بیکاری درنظر می‌گیرد. پارامترهای الگو با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ به‌روش بیزی برآورد شده است. تکانهٔ منفی عرضهٔ نیروی کار (کاهش نرخ مشارکت) موجب کاهش اشتغال گردیده و در نتیجه نرخ بیکاری کاهش یافته است.

«فرزین‌وش» و همکاران (۱۳۹۴) اثر تکانهٔ مالی و اصطکاک مالی بر نوسانات بازار کار را با استفاده از الگوی DSGE بررسی کردند که در آن بازار کار با استفاده از الگوی تطبیق و جستجو طراحی شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک تکانهٔ مالی منفی باعث افزایش نرخ بیکاری و کاهش ارائه فرصت‌های شغلی می‌شود. تکانهٔ مثبت سرمایه‌گذاری، قیمت سرمایه را کاهش و سرمایه‌گذاری و اشتغال افزایش را می‌دهد.

«اسفندیاری» و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای بازار کار دوگانه (رسمی و غیررسمی) در چارچوب الگوی DSGE نشان می‌دهند بخش غیررسمی بازار کار در ادوار مختلف کسب و کار نقش ضربه‌گیر را دارد؛ به‌طوری‌که در شرایط رونق اقتصادی اشتغال بخش غیررسمی، کاهش و در زمان رکود افزایش می‌یابد.

1. Klinlampu et al.
2. Colombo et al.

نتایج مطالعهٔ اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی «فطرس» و «دلائی میلان» (۱۳۹۴) در چارچوب الگوی DSGE نشان می‌دهد که یک تکانهٔ مثبت در بهره‌وری بخش رسمی موجب افزایش تولید بخش رسمی و کاهش اقتصاد زیرزمینی همراه با کاهش فرار مالیاتی و افزایش درآمد دولت می‌شود.

«صمیمی» و «هژبر کیانی» (۱۳۹۳) اثر ICT بر اشتغال صنایع کارخانه‌ای ایران را در بازهٔ زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۵ و با استفاده از رهیافت پانل دیتا، تابع تقاضای نهادهٔ نیروی کار برای اشتغال کل و سطوح مختلف تخصص با به‌کارگیری متغیر ICT در قالب نوآوری‌های فرآیندی و تولیدی بررسی کردند. نتایج نشان‌داد ICT با به‌کارگیری شاخص استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال نیروی کار و نیروی متخصص اثر مثبت و بر اشتغال نیروی کار ساده اثر منفی دارد.

«عمادزاده» و همکاران (۱۳۸۵) با استفاده از یک الگوی اقتصاد خُرد، اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر میزان اشتغال را با رهیافت پانل دیتا برای ۴۷ کشور طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۹ بررسی کردند. نتایج مطالعه بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار ICT بر اشتغال بود. کشش اشتغال نسبت به هزینه‌های ICT، ۰/۱۱ است که نشان می‌دهد یک‌درصد افزایش در هزینه‌های ICT به مقدار ۰/۱۱٪ اشتغال را افزایش می‌دهد.

«حمیدی‌کیا» و «عباسیان» (۱۳۹۷) طی دورهٔ ۱۳۹۵-۱۳۵۳ عوامل مؤثر بر بیکاری تکنولوژیکی و دلالت‌های آن برای چشم‌انداز اقتصاد کلان ایران را با روش ARDL بررسی کرده و نشان می‌دهند اگر پیشرفت‌های تکنولوژی متناسب با ساختار بازارکار و مبتنی‌بر نیازهای فعالیت‌های اقتصادی باشد، می‌تواند بیکاری را کاهش دهد و عدم تناسب توسعهٔ فناوری با نیازها و ساختار اقتصادی بر اشتغال تأثیر منفی دارد. به‌دلیل عدم تناسب ساختار اقتصادی با پیشرفت‌های تکنولوژیکی در اقتصاد ایران، بیکاری افزایش می‌یابد. به‌طور خاص، شاخص IDI و رشد کاربران تلفن همراه به‌عنوان یکی از شاخص‌های پیشرفت تکنولوژی ارتباطات و اطلاعات منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شود.

با توجه به مطالعات پیش‌گفته، می‌توان بیان کرد که بررسی تأثیر ICT در چارچوب الگوی DSGE و همچنین درنظر گرفتن دوگانگی بازار کار در هیچ‌یک از پژوهش‌های بالا انجام نشده است. مطالعهٔ کلینلامپو و همکاران (۲۰۱۹) بازار کار و دوگانگی آن را نادیده گرفته‌اند. کلمبو و همکاران (۲۰۱۹) هرچند با استفاده از الگوی DSGE سعی در تجزیه و تحلیل بازار کار داشته‌اند، اما نقش ICT را مورد مطالعه قرار نداده‌اند. درمجموع می‌توان گفت که، پژوهش‌های انجام‌شده نشان می‌دهند که الگوهای DSGE ابزاری قدرتمند برای تحلیل بازار کار به‌شمار می‌آیند. با توجه به تأثیر فاوا در تغییر ماهیت و روابط شغلی و سرعت توسعهٔ آن، اشتغال غیررسمی شکل قالب اشتغال در بازارهای آینده خواهد بود و بررسی رابطهٔ فناوری اطلاعات و ارتباطات با اشتغال غیررسمی می‌تواند به گفتمان در این بخش کمک کند.

۳. تصریح الگو

الگوی مورداستفاده در این مطالعه شامل بازار نیروی کار، خانوارها، تولیدکنندگان رسمی و غیررسمی، دولت و بانک مرکزی است. خانوارها از مصرف کالاها و خدمات، نگه‌داری پول و فراغت مطلوبیت کسب می‌کنند. تولیدکنندگان بخش رسمی و غیررسمی با استفاده از سرمایه و نیروی کار، به‌ترتیب کالاها و خدمات بخش رسمی و غیررسمی را تولید می‌کنند. دولت از محل فروش نفت، مالیات، خلق پول و اوراق بدهی درآمد کسب کرده و مخارج خود را تأمین می‌کند. بانک مرکزی نیز سیاست‌گذاری پولی را برای دستیابی به اهداف اقتصادی انجام می‌دهد.

چارچوب کلی الگو از مطالعات «کلمبو» و همکاران[۱] (۲۰۱۹)، «اورسی» و همکاران[۲] (۲۰۱۲) و «اولیسی»[۳] (۲۰۱۰) گرفته شده است، اما به‌لحاظ درنظر گرفتن سهم تأمین اجتماعی در بخش‌های مختلف، وارد کردن شوک ICT، لحاظ بخش رسمی و غیررسمی و اضافه کردن بخش نفت از مطالعات مذکور متمایز است. از آنجا که هدف مطالعه بررسی تأثیر ICT بر اشتغال و نوسانات بازار کار است؛ در ادامه، بازار نیروی کار با استفاده از نظریهٔ «جستجو و تطبیق»[۴] بیان می‌شود.

۱-۳. بازار نیروی کار[۵]

در این مطالعه، بازار کار به‌وسیله الگوی جستجو و تطبیق مدل‌سازی شده است. ویژگی الگوی مزبور این است که در هر دوره، اشتغال (بیکاری) از شرایط حاکم‌بر بازار کار به‌دست می‌آید. در هر دوره، تعداد افرادی که استخدام می‌شوند به فرصت‌های شغلی ایجاد شده توسط بنگاه‌ها و تعداد بیکاران بستگی دارد (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۳). نقش نظریهٔ جستجو و بیکاری در اقتصاد کلان تعادل عمومی پویای تصادفی درحال گسترش است. ویژگی این نظریه در آن است که تعیین دستمزد و اشتغال، وجود هم‌زمانی فرصت‌های شغلی و بیکاری، و ایجاد، خلق و هم‌چنین حذف شغل را به‌خوبی تبیین کرده و با چارچوب بهینه‌یابی بین دوره‌ای الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی منطبق است. این نظریه ابتدا توسط «فلپس»[۶] (۱۹۷۰)، «مورتنسن»[۷] (۱۹۷۰، ۱۹۸۲)، «دیاموند»[۸] (۱۹۸۲)، و هم‌چنین «مورتنسن» و «پیزاردیس»[۹] (۱۹۹۴) ارائه و بسط یافت. ایدهٔ اولیه در این نظریه عبارت است از این‌که: شوک‌های منفی باعث تعلیق و بیکاری کارگران شده، و جستجوی شغل جدید را برای آن‌ها فراهم می‌سازد. شوک‌های مثبت نیز فرصت‌های شغلی خالی را فراهم ساخته و در این‌صورت بنگاه‌ها در جستجوی افراد جدید جهت استخدام خواهند گشت (کریم امامی، ۱۳۹۸).

فرآیند تطبیق به‌صورت یک تابع کاب-داگلاس تعیین می‌شود و در هر دوره بیکاران و فرصت‌های شغلی که بنگاه‌ها ایجاد می‌کنند، روی فرآیند تطبیق تأثیرگذار است.

---

1. Colombo et al
2. Orsi
3. Ulyssea
4. Search and match process

۵. الگوی مورداستفادهٔ بخش بازار کار در این مطالعه براساس مطالعهٔ «کلمبو» و همکاران (۲۰۱۹) و «زنو» (۲۰۰۸) است، اما به‌لحاظ واردن کردن فرآیند ICT و درنظر گرفتن فراغت در بازار نیروی کار متفاوت است.

6. Phelps
7. Mortensen
8. Diamond
9. Mortensen & Pissarides

$$M_t = m(u_t)^x(v_t)^{1-x} \quad (۱)$$

در رابطهٔ ۱، M_t تعداد افراد تطبیق یافتهٔ جدید، v_t فرصت‌های شغلی، u_t تعداد بیکاران و m پارامتر کارآیی تطبیق را نشان می‌دهد. پارامتر $x\epsilon(0,1)$ کشش تابع تطبیق با توجه به فرصت‌های شغلی است. ICT یکی از عواملی است می‌تواند روی فرصت‌های شغلی تأثیرگذار باشد؛ به‌عبارت دیگر، توسعهٔ فناوری اطلاعات و ارتباطات موجب افزایش ایجاد فرصت‌های شغلی شده و باعث تغییر اشتغال خواهد شد؛ بنابراین، برای بررسی تأثیر ICT بر فرصت‌های شغلی و لحاظ بخش رسمی و غیررسمی، فرآیند تطبیق به‌صورت رابطهٔ ۲، درنظر گرفته می‌شود.

$$M_t^i = m^i(u_t)^{x_i}(v_t^i + ict_t)^{1-x_i}, i = F, I \quad (۲)$$

در رابطهٔ ۲، M_t^i تعداد افراد تطبیق‌یافتهٔ جدید در بخش رسمی (F) و غیررسمی (I)، v_t^i فرصت‌های شغلی در بخش رسمی و غیررسمی و m^i پارامتر کارآیی تطبیق را نشان می‌دهد. ict_t نشان‌دهندهٔ اثرگذاری ICT بر فرصت‌های شغلی است که از یک فرآیند خودرگرسیونی مرتبهٔ اول AR(1) پیروی می‌کند.

$$ict_t = (1 - \rho_{ict})\,\overline{ict} + \rho_{ict} ict_{t-1} + \varepsilon_t^{ict} \quad (۳)$$

احتمال پر شدن فرصت شغلی در بخش رسمی و غیررسمی در دورهٔ t به‌صورت رابطه‌های ۴ و ۵ است:

$$j_t^F = \frac{M_t^F}{v_t^F} = \frac{m^F(u_t)^x(v_t^F)^{1-x}}{v_t^F} = m^F\left(\frac{u_t}{v_t^F}\right)^x \quad (۴)$$

$$j_t^I = \frac{M_t^I}{v_t^I} = \frac{m^I(u_t)^x(v_t^I)^{1-x}}{v_t^I} = m^I\left(\frac{u_t}{v_t^I}\right)^x \quad (۵)$$

که j_t^F و j_t^I احتمال یافتن شغل در بخش رسمی و غیررسمی را نشان می‌دهند. احتمال یافتن شغل توسط افراد بیکار در بخش رسمی (s_t^F) و بخش غیررسمی (s_t^I) به‌صورت روابط ۶ و ۷ خواهد بود:

$$s_t^F = \frac{M_t^F}{u_t} = \frac{m^F(u_t)^x(v_t^F)^{1-x}}{u_t} = m^f\left(\frac{v_t^F}{u_t}\right)^{1-x} \quad (۶)$$

$$s_t^I = \frac{M_t^I}{u_t} = \frac{m^I(u_t)^x(v_t^I)^{1-x}}{u_t} = m^I\left(\frac{v_t^I}{u_t}\right)^{1-x} \quad (۷)$$

با تعریف معادلات بالا می‌توان فرآیند اشتغال در هر دو بخش را به‌صورت رابطه‌های ۸ و ۹ بیان کرد:

$$L_t^F = \rho^F L_{t-1}^F + M_t^F \quad (۸)$$

$$L_t^I = \rho^I L_{t-1}^I + M_t^I \quad (۹)$$

که ρ^i $(0 < \rho^i < 1)$ به‌عنوان نرخ برون‌زای افراد باقی‌مانده از دورهٔ قبل و M_t^i تعداد افراد تطبیق‌یافتهٔ جدید است. به‌عبارت دیگر، در هر دوره تعدادی از افراد از بازار نیروی کار خارج می‌شوند و افراد باقی‌مانده $\rho^i L_{t-1}^i$ همراه با افراد تطبیق‌یافتهٔ M_t^i، تعداد افراد شاغل در هر بخش را تعیین می‌کنند.

اعضای خانوارها می‌توانند شاغل، بیکار، در جستجوی شغل و خارج از نیروی کار باشند. به‌عبارت دیگر، در هر دورهٔ زمانی تعدادی از اعضای خانوار در بخش رسمی و تعدادی در بخش غیررسمی شاغل هستند، تعدادی بیکار و

در جستجوی شغل و تعدادی در بازار نیروی کار مشارکت نمی‌کنند؛ بنابراین، بیکاری به‌صورت رابطهٔ ۱۰ خواهد شد.

$$u_t = 1 - L_t^F - L_t^I - l_t \qquad (۱۰)$$

در رابطهٔ بالا، L_t^F اشتغال در بخش رسمی، L_t^I نشان‌دهندهٔ اشتغال در بخش غیررسمی، u_t بیکاری و l_t فراغت را نشان می‌دهند.

۲-۳. خانوارها[1]

در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی فرض می‌شود که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده است که به‌دنبال حداکثر کردن مطلوبیت تنزیل‌شده انتظاری بین دوره‌ای خود هستند. در این الگو، خانوار نمونه از مصرف کالاها (C_t) و ماندهٔ حقیقی پول ($\frac{M_t}{P_t}$) و فراغت (l_t) مطلوبیت کسب می‌کند. تابع مطلوبیت آنی خانوار نمونه به‌صورت زیر است:

$$U_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{(C_t)^{1-\eta}}{1-\eta} + \frac{\vartheta}{1-\psi} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\psi} + \phi \frac{(l_t)^{1+\xi}}{1+\xi} \right\} \qquad (۱۱)$$

در تابع مطلوبیت، E_t عمل‌گر انتظارات، β نرخ تنزیل ذهنی، η معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، ψ عکس کشش تقاضا برای ماندهٔ حقیقی پول، ξ معکوس کشش عرضهٔ اشتغال کل است. ϑ و ϕ پارامترهای ثابتی هستند.

خانوار نماینده به‌دنبال حداکثر کردن مطلوبیت طول عمر خود با توجه به محدودیت بودجهٔ حقیقی زیر است:

$$\begin{aligned}(1+\tau^c)C_t + I_t + b_t + m_t &= (1-\tau^l)w_t^F L_t^F + (1-\tau^k) r_t^F K_t^F - \tau^{s1} w_t^F L_t^F + (w_t^I L_t^I + r_t^I K_t^I) \\ &+ (1+i_{t-1})\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + b^u u_t\end{aligned} \qquad (۱۲)$$

که درطرف چپ رابطهٔ $C_t، I_t، b_t$ و m_t به‌ترتیب مصرف خانوار، میزان سرمایه‌گذاری خانوار، میزان اوراق مشارکت خریداری شده و تراز حقیقی پول را نشان می‌دهند. طرف راست رابطه نیز درآمدهای خانوار را بیان می‌کند که شامل نرخ دستمزد در بخش رسمی و غیر رسمی ($w_t^F، w_t^I$)، نرخ حقیقی اجارهٔ سرمایه در بخش رسمی و غیررسمی ($r_t^I، r_t^F$) و b^u مزایایی بیکاری است. $\tau^c، \tau^l، \tau^k$ و τ^{s1} به‌ترتیب نرخ مالیات بر مصرف، نرخ مالیات بر دستمزد، نرخ مالیات بر عایدی سرمایه و سهم تأمین اجتماعی خانوار را نشان می‌دهند.

ذخیرهٔ سرمایه در دو بخش رسمی و غیررسمی و سیر تشکیل سرمایهٔ خانوار به‌صورت روابط زیر بیان می‌شود:

$$K_t = K_t^F + K_t^I \qquad (۱۳)$$

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t \qquad (۱۴)$$

---

۱. معادلات بخش خانوار بر اساس مطالعات کلمبو و همکاران (۲۰۱۹) و اورسی و همکاران (۲۰۱۲) مدلسازی شده است اما به لحاظ وارد کردن سهم تامین اجتماعی و فراغت متفاوت است.

C_t سبد مصرفی خانوار است که شامل ترکیبی از کالاهای مصرفی بخش رسمی (C_t^F) و غیررسمی (C_t^I) است. ω نشان‌دهندهٔ سهم کالاهای تولید شده در بخش رسمی و μ کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی رسمی و غیررسمی است.

$$C_t = \left[\omega^{\frac{1}{\mu}} (C_t^F)^{\frac{\mu-1}{\mu}} + (1-\omega)^{\frac{1}{\mu}} (C_t^I)^{\frac{\mu-1}{\mu}}\right]^{\frac{\mu}{\mu-1}} \quad (۱۵)$$

خانوار ترکیب بهینهٔ سبد مصرفی (رسمی و غیررسمی) را ازطریق حداقل‌سازی مخارج مصرفی تعیین می‌کند. با حداقل‌سازی مخارج مصرفی خانوار $(P_t C_t = P_t^F C_t^F + P_t^I C_t^I)$ نسبت به سبد مصرفی تقاضا برای کالای رسمی و غیررسمی به‌صورت روابط ۱۶ و ۱۷، به‌دست می‌آید:

$$C_t^F = \omega \left(\frac{P_t^F}{P_t}\right)^{-\mu} C_t \quad (۱۶)$$

$$C_t^I = (1-\omega) \left(\frac{P_t^I}{P_t}\right)^{-\mu} C_t \quad (۱۷)$$

در روابط بالا P_t^F قیمت کالاهای مصرفی در بخش رسمی و P_t^I قیمت کالاهای مصرفی در بخش غیررسمی است. با جای‌گذاری رابطهٔ ۱۶ و ۱۷ در رابطهٔ مخارج مصرفی، قیمت سبد مصرفی حاصل می‌شود:

$$P_t = [\omega (P_t^F)^{1-\mu} + (1-\omega)(P_t^I)^{1-\mu}]^{\frac{1}{1-\mu}} \quad (۱۸)$$

با استفاده از شرایط مرتبهٔ اول بهینه‌یابی رفتار خانوار، شرایط مشارکت[1] در بخش رسمی و غیررسمی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\frac{\phi {l_t}^{\xi} - \lambda_t b^u}{s_t^F} = \beta E_t[-\phi {l_{t+1}}^{\xi} + (1-\tau^l-\tau^{s1})\lambda_{t+1} W_{t+1}^F + \rho^F \frac{\phi {l_{t+1}}^{\xi} - \lambda_{t+1} b^u}{s_{t+1}^F}] \quad (۱۹)$$

$$\frac{\phi {l_t}^{\xi} - \lambda_t b^u}{s_t^I} = \beta E_t[-\phi {l_{t+1}}^{\xi} + \lambda_{t+1} W_{t+1}^I + \rho^I \frac{\phi {l_{t+1}}^{\xi} - \lambda_{t+1} b^u}{s_{t+1}^I}] \quad (۲۰)$$

که λ_t و λ_{t+1} مطلوبیت نهایی مصرف در زمان t و t+1 را نشان می‌دهند. سمت چپ رابطهٔ ۱۹ و ۲۰، هزینهٔ نهایی جستجوی شغل در بخش رسمی و غیررسمی را برای خانوار نشان می‌دهند. این هزینه‌ها با نرخ یافتن شغل مرتبط هستند؛ زیرا با احتمال s_t^F و s_t^I نیروی کار خانوار با یک شغل رسمی یا غیررسمی مطابقت می‌یابد. سمت راست رابطهٔ ۱۹ و ۲۰، نشان‌دهندهٔ منفعت انتظاری دورهٔ بعد (t+1) خانوارها از یافتن شغل در بخش رسمی است. عبارت آخر در سمت راست روابط، ارزش دارایی کسب شدهٔ نیروی کار مشارکت‌یافته در بخش رسمی و غیررسمی در دورهٔ بعدی را نشان می‌دهد.

1. Participation conditions

۳-۳. بنگاه‌ها

برای الگوسازی بخش بنگاه‌ها به پیروی از «بوساتو» و «چیارینی»[1] (۲۰۰۴) و اورسی و همکاران (۲۰۱۲) دو نوع بنگاه درنظر گرفته شده است؛ فرض شده است دو تابع تولید مجزا برای دو بخش رسمی و غیررسمی وجود دارد. تابع تولید بنگاه رسمی به‌صورت تابع زیر است:

$$Y_t^F = A_t\,(L_t^F)^{\alpha_F}\,(K_t^F)^{1-\alpha_F} \qquad (۲۱)$$

K_t^F سرمایهٔ بخش رسمی و L_t^F اشتغال بخش رسمی را نشان می دهد. α_F سهم کشش نیروی کار در بخش رسمی است. A_t بهره‌وری بخش رسمی است که از فرآیند زیر پیروی می‌کند:

$$A_t = (1-\rho_A)\bar{A} + \rho_A\,A_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲۲)$$

نرخ پرشدن فرصت‌های شغلی بنگاه‌ها به عملکرد تطبیق برای هر نوع شغل بستگی دارد؛ بنابراین بنگاه‌های رسمی با احتمال $j_t^F = \frac{M_t^F}{v_t^F}$ فرصت‌های شغلی خود را پُر می‌کنند. با استخدام نیروی کار جدید، تابع ارزش بنگاه رسمی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$V^F(L_t^F) = \max_{K,v}\ \{P_t^F Y_t^F - (1+\tau^{s2})\,(W_t^F L_t^F) - r_t^F K_t^F \qquad (۲۳)$$
$$- \tau^{\pi}\left(Y_t^F - (1+\tau^{s2})(W_t^F L_t^F)\right) - \kappa v_t^F + \beta E_t\left[\Lambda_{t,t+1} V_L^F(L_{t+1}^F)\right]\}$$

که P_t^F قیمت کالا در بخش رسمی، κ هزینهٔ ارائه فرصت شغلی، v_t^F فرصت شغلی در بخش رسمی، $\beta E_t \Lambda_{t,t+1}$ نرخ تنزیل و $\Lambda_{t,t+1}$ نرخ جانشینی مصرف دو دورهٔ متوالی است که به‌صورت زیر است:

$$\Lambda_{t,t+1} = \frac{u_c(c_{t+1})}{u_c(c_t)} \qquad (۲۴)$$

از بهینه‌یابی شرایط مرتبهٔ اول بنگاه نسبت v_t^F و K_t^F معادلهٔ ایجاد شغل[2] (رابطهٔ ۲۵) و نرخ بهره (رابطهٔ ۲۶) در بخش رسمی به‌دست خواهد آمد:

$$\frac{\kappa}{j_t^F} = \beta E_t \frac{C_{t+1}^{-\eta}}{C_t^{-\eta}}\{[P_{t+1}^F - \tau^{\pi}]\alpha_F \frac{Y_{t+1}^F}{L_{t+1}^F} + (1+\tau^{s2})[\tau^{\pi}-1]W_{t+1}^F + \rho^F \frac{\kappa}{j_{t+1}^F}\} \qquad (۲۵)$$

$$r_t^F = (1-\alpha_F)(1-\tau^{\pi})P_t^F \frac{Y_t^F}{K_t^F} \qquad (۲۶)$$

سمت چپ رابطهٔ ۲۵، نشان‌دهندهٔ هزینه متوسط بنگاه برای ایجاد فرصت شغلی و جستجو برای نیروی کار است. سمت راست این رابطه نشان‌دهندهٔ منفعت نهایی انتظاری تنزیل‌شده از استخدام یک نیروی کار است؛ عبارت اول ($[P_{t+1}^F - \tau^{\pi}]\alpha_F \frac{Y_{t+1}^F}{L_{t+1}^F}$) منفعت نهایی موردانتظار از داشتن یک کارگر درگیر تولید است؛ عبارت دوم ($(1+\tau^{s2})[\tau^{\pi}-1]W_{t+1}^F$) نرخ دستمزد پرداخت شده به نیروی کار و عبارت آخر ($\rho^F \frac{\kappa}{j_{t+1}^F}$) ارزش عایدی حاصل پر شدن فرصت شغلی در دورهٔ بعدی است.

1. Busato & Chiarini
2. Job creation

تابع تولید بخش غیررسمی نیز به‌صورت کاب داگلاس و با ترکیبی از K_t^I سرمایهٔ بخش غیررسمی و L_t^I نیروی کار بخش غیررسمی تصریح شده است:

$$Y_t^I = B_t\,(L_t^I)^{\alpha_I}\,(K_t^I)^{1-\alpha_I} \qquad (۲۷)$$

که B_t تکانهٔ بهره‌وری را نشان می‌دهد، که از فرآیند تصادفی زیر تبعیت می‌کند:

$$B_t = (1-\rho_B)\,\bar{B} + \rho_B\,B_{t-1} + \varepsilon_t^B \qquad (۲۸)$$

بنگاه‌های رسمی با احتمال $j_t^I = \frac{M_t^I}{v_t^I}$ فرصت‌های شغلی خود را پر می‌کنند. تابع ارزش بنگاه غیررسمی از استخدام نیروی کار جدید به‌صورت رابطهٔ ۲۹، تعریف می‌شود:

$$V^I(L_t^I) = \max_{K,v}\{P_t^I Y_t^I - W_t^I L_t^I - r_t^I K_t^I - \kappa v_t^I + \beta E_t[\Lambda_{t,t+1}\,V^I(L_{t+1}^I)]\} \qquad (۲۹)$$

از بهینه‌یابی شرایط مرتبهٔ اول بنگاه نسبت K_t^I و v_t^I معادلهٔ ایجاد شغل (رابطهٔ ۳۰) و نرخ بهره (رابطهٔ ۳۱) در بخش غیررسمی به‌دست خواهد آمد:

$$\frac{\kappa}{j_t^I} = \beta E_t \frac{C_{t+1}^{-\eta}}{C_t^{-\eta}}\left\{\alpha_I P_{t+1}^I \frac{Y_{t+1}^I}{L_{t+1}^I} - W_{t+1}^I + \rho^I \frac{\kappa}{j_{t+1}^I}\right\} \qquad (۳۰)$$

$$r_t^I = (1-\alpha_I) P_t^I \frac{Y_t^I}{K_t^I} \qquad (۳۱)$$

سمت چپ رابطهٔ ۳۰، نشان‌دهندهٔ هزینهٔ متوسط بنگاه غیررسمی برای ایجاد فرصت شغلی و جستجو برای نیروی کار است. سمت راست این رابطه نیز نشان‌دهندهٔ منفعت نهایی انتظاری تنزیل‌شده از استخدام نیروی کار است؛ عبارت اول ($\alpha_I P_{t+1}^I \frac{Y_{t+1}^I}{L_{t+1}^I}$) منفعت نهایی موردانتظار از داشتن یک نیروی کار مشارکت‌یافته در تولید است؛ عبارت دوم (W_{t+1}^I) نرخ دستمزد پرداخت شده به نیروی کار، و عبارت آخر ($\rho^I \frac{\kappa}{j_{t+1}^I}$) ارزش عایدی حاصل پر شدن فرصت شغلی در دورهٔ بعدی است.

۴-۳. تعادل نش

نرخ دستمزد در بخش رسمی و غیررسمی ازطریق فرآیند «چانه‌زنی نش»[1] تعیین می‌شود. مسأله چانه‌زنی نش در هر دو بخش این است که نرخ دستمزد مربوطه را با استفاده از رابطهٔ زیر حداکثر نمایند:

$$\max_{W_t^i}\left[\frac{V_{L^i}^h(L_t^F, L_t^I, K_t^F, K_t^I) - V_{u^i}^h(L_t^F, L_t^I, K_t^F, K_t^I)}{\lambda_t}\right]^{\mu}\left[V^i\left(L_t^i\right)\right]^{(1-\mu)} \quad , i = F, I \qquad (۳۲)$$

با استفاده از شرایط بهینه یابی مرتبه اول نسبت به W_t^i نرخ دستمزد در هر دو بخش عبارتند از:

$$W_t^F = \frac{1}{\{(1-\mu)[1-\tau^l-\tau^{s1}] - \mu(1+\tau^{s2})[\tau^{\pi}-1]\}}\{(1-\mu)b^u + \mu[P_t - \tau^{\pi}]\alpha_f \frac{Y_t^F}{L_t^F} - \mu s_t^F \frac{\kappa}{j_t^F}\} \qquad (۳۳)$$

$$W_t^I = (1-\mu)b^u + \mu\alpha_I P_t \frac{Y_t^I}{L_t^I} - \mu s_t^I \frac{\kappa}{j_t^I} \qquad (۳۴)$$

1. Nash bargaining

که μ وزن چانه‌زنی بین کارگران و بنگاه را نشان می‌دهد.

۳-۵. دولت

محدودیت بودجهٔ دولتی به‌صورت زیر است:

$$G_t + (1+i_{t-1})\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + \tau^{s3} W_t^F L_t^F = O_t + T_t + b_t + mb_t - \frac{mb_{t-1}}{\pi_t} \quad (۳۵)$$

عبارت طرف راست درآمدهای دولت و طرف چپ مخارج دولت را نشان می‌دهد؛ عبارت اول سمت راست درآمدهای نفتی دولت، عبارت دوم درآمدهای مالیاتی دولت است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$T_t = \tau^C C_t + \tau^l W_t^F L_t^F + \tau^k r_t^F K_t^F + \tau^\pi [Y_t^F - (1+\tau^{s2})(W_t^F L_t^F) - r_t^F K_t^F] \quad (۳۶)$$

عبارت اول سمت راست درآمدهای حاصل از مالیات بر درآمد نیروی کار و سرمایه؛ و عبارت دوم، درآمدهای حاصل از مالیات بر سود بنگاه‌ها رسمی را نشان می‌دهد. مخارج دولت و درآمدهای نفتی به‌صورت یک فرآیند برون‌زا به‌صورت زیر هستند:

$$G_t = (1-\rho_G)\bar{G} + \rho_G G_{t-1} + \varepsilon_t^G \quad (۳۷)$$

$$O_t = (1-\rho_O)\bar{O} + \rho_O O_{t-1} + \varepsilon_t^O \quad (۳۸)$$

۳-۶. تأمین اجتماعی

یکی از نوآوری‌های این مطالعه وارد کردن بخش تأمین اجتماعی در الگو است. از آنجا که مشاغل رسمی تحت پوشش بیمه هستند و حق‌بیمه خود را به تأمین اجتماعی پرداخت می‌کنند و براساس تعاریف پیش‌گفته مشاغل غیررسمی تحت پوشش بیمه نمی‌باشند و به تأمین اجتماعی حق‌بیمه پرداخت نمی‌کنند؛ لذا در این الگو اشتغال در دو بخش رسمی و غیررسمی بحث شده است؛ بنابراین، بخش غیررسمی پرداختی بابت حق‌بیمه به تأمین اجتماعی نداشته؛ و از این‌رو بخشی از منابع تأمین اجتماعی ازدست رفته در این الگو به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$TS_t = \tau^s W_t^I \int_0^1 L_{i,t}^I \, di \quad (۳۹)$$

که در آن TS_t منابع ازدست رفتهٔ تأمین اجتماعی را نشان می‌دهد.

۳-۷. بانک مرکزی

به پیروی از «جوان» و همکاران (۱۳۹۷) و «افشاری» و همکاران (۱۳۹۷) رشد حجم پول به‌صورت خطی لگاریتمی درنظر گرفته می‌شود.

$$\dot{mb}_t = \widehat{mb}_t - \widehat{mb}_{t-1} + \pi_t \quad (۴۰)$$

فرض می‌شود که تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به‌نحوی است که براساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد حجم پول را به‌نحوی تعیین می‌کند که انحراف از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف را حداقل و به اهداف خود برسد. این فرضی است که می‌تواند رفتار سیاست‌گذار پولی را در اقتصاد ایران توضیح دهد. از آنجا که هدف

بانک مرکزی حفظ ثبات تورم و افزایش رشد اقتصادی است، تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\dot{mb}_t = \rho_m \dot{mb}_{t-1} + \lambda_\pi \pi_t + \lambda_y y_t + \zeta_t \qquad (۴۱)$$

$\dot{mb}_t$ نرخ رشد حجم پول و π_t شکاف تورم است که انحراف تورم از سطح بدون اصطکاک را نشان می‌دهد، y_t شکاف محصول است که انحراف لگاریتم محصول حقیقی تعادلی را از سطح بدون اصطکاک نشان می‌دهد و ζ_t تکانهٔ عرضهٔ پول است که از یک فرآیند AR(1) به‌صورت زیر پیروی می‌کند:

$$\zeta_t = \rho_\zeta \zeta_{t-1} + \varepsilon_t^\zeta \qquad (۴۲)$$

۸-۳. تعادل

در تعادل باید ارزش پولی کالاهای تولید شده در بخش رسمی و غیررسمی و درآمد حاصل از فروش نفت با مجموع مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی و هزینهٔ تعدیل نیروی کار در بخش رسمی و غیررسمی برابر باشد؛ بنابراین شرط تسویهٔ بازار عبارت است از:

$$Y_t + O_t = C_t + I_t + G_t + \kappa(v_t^F + v_t^I) \qquad (۴۳)$$

۴. برآورد و تجزیه و تحلیل الگو

برای برآورد الگو ابتدا لازم است تا معادلات حاصل از بخش قبلی خطی سازی شوند. معادلات الگو با استفاده از روش «اوهلیگ» (۱۹۹۹) لگاریتمی خطی و با استفاده از روش «بلانچارد-کان» حل الگو انجام شده است[۱]. در این مطالعه از روش مقداردهی پارامترها برای تحلیل الگو استفاده شده است؛ و پارامترهای الگو به‌نحوی مقداردهی شده‌اند که بیشترین تطابق میان آمارهای واقعی و شبیه‌سازی‌های صورت‌گرفته توسط الگو به‌دست آید. آمارهای مورداستفاده شامل سری زمانی از سال ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۸ است. که از سایت «بانک مرکزی»، «اتحادیه جهانی مخابرات»[۲] و «بانک جهانی» اخذ شده است. جدول ۱، مقادیر پارامترهای الگو نشان می‌دهد. با توجه به این‌که الگو به‌صورت لگاریتم خطی تبدیل شده است مقادیر باثبات متغیرها در وضعیت باثبات برابر صفر است.

جدول ۱. مقادیر پارامترهای الگو.

Table 1. Model parameter values.

پارامتر	توضیحات	مقدار	ماخذ
β	نرخ تنزیل ذهنی	۰/۹۶	توکلیان (۱۳۹۱)
μ	کشش جانشینی مصرف کالای رسمی و غیر رسمی	۰/۷	احمد و همکاران (۲۰۱۲)
ω	سهم مصرف کالای رسمی در سبد مصرفی خانوار	۰/۵۵	اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳)

۱. معادلات خطی شده نزد نویسنده موجود است و درصورت درخواست در اختیار خوانندگان قرار خواهد گرفت.

2. International Telecommunication Union (ITU)

δ_k	نرخ استهلاک سرمایهٔ فیزیکی	۰/۰۴۲	امینی (۱۳۸۴)
η	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱/۵۲	کمیجانی (۱۳۹۱)
α_F	کشش تولید رسمی به نیروی کار رسمی	۰/۵۳۸	ابونوری و رجایی (۱۳۹۱)
α_I	کشش تولید غیررسمی به نیروی کار غیررسمی	۰/۷۵	فطرس و دلائی میلان (۱۳۹۵)
τ^c	نرخ مالیات بر مصرف	۰/۱۵	غلامی و عباسی نژاد(۱۳۹۷)
τ^l	نرخ مالیات بر حقوق و دستمزد	۰/۱۵	غلامی و عباسی نژاد(۱۳۹۷)
τ^π	نرخ مالیات بر سود بنگاه رسمی	۰/۲۵	قانون مالیات‌های مستقیم
τ^{s1}	سهم تأمین اجتماعی خانوار	۰/۰۷	قانون تأمین اجتماعی
τ^{s2}	سهم تأمین اجتماعی کارفرما	۰/۲	قانون تأمین اجتماعی
τ^{s3}	سهم تأمین اجتماعی دولت	۰/۰۳	قانون تأمین اجتماعی
ψ	عکس کشش تقاضا برای ماندهٔ حقیقی پول	۱/۹۳	فطرس و همکاران (۱۳۹۴)
λ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	−۱/۵۵	شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)
λ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل پولی	−۱/۷	شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)
ρ_ζ	ضریب خودرگرسیونی شوک پولی	۰/۰۸۴۱	محاسبات تحقیق
ρ_{ict}	ضریب فرآیند فناوری اطلاعات	۰/۸۵	محاسبات تحقیق
$\varkappa$	سهم چانه‌زنی نش	۰/۵	کرایس و لوبیک (۲۰۱۰)

۱-۴. ارزیابی الگو

به‌منظور ارزیابی الگو، ابتدا گشتاورهای به‌دست آمده از الگو را با گشتاورهای داده‌های واقعی مقایسه می‌شوند. سپس توابع عکس‌العمل آنی متغیرها بررسی می‌شوند. جدول ۲، نتایج حاصل از مقایسهٔ گشتاورهای الگو با گشتاورهای داده‌های واقعی را نشان می‌دهد.

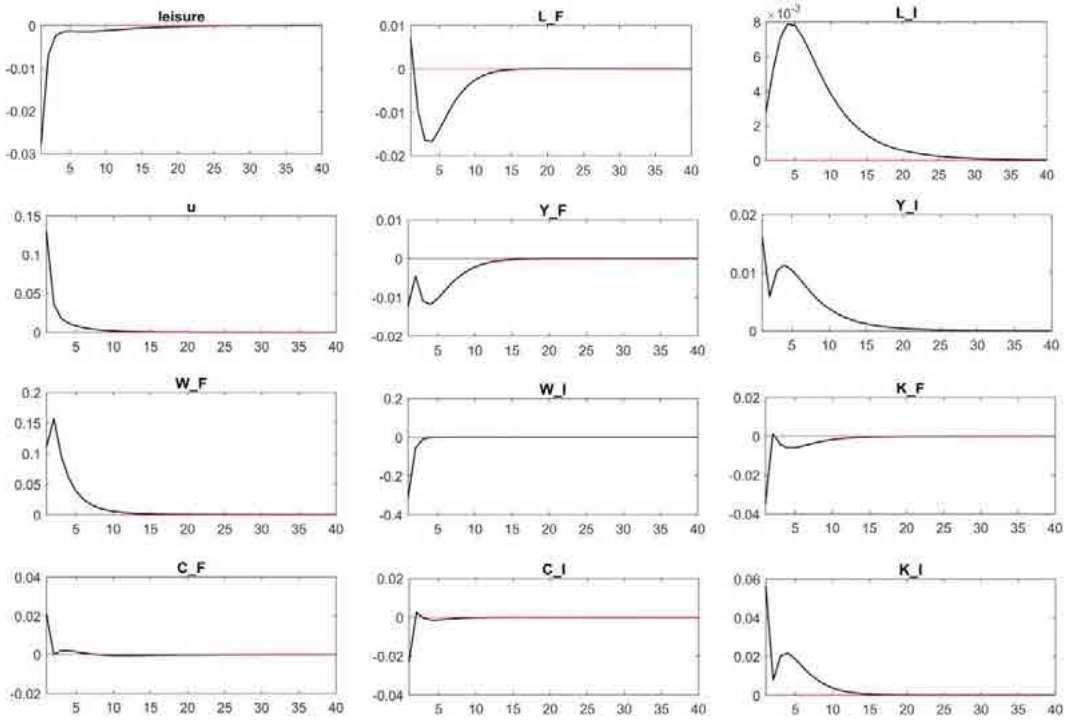
جدول ۲: گشتاورهای حاصل از داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده (مأخذ: محاسبات تحقیق).
Table 2: Torques obtained from real and simulated data (Source: Research calculations).

	انحراف معیار		نوسانات نسبی	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده
تولید	۰/۰۷	۰/۰۶	۱	۱
مصرف	۰/۰۸	۰/۰۷	۱/۱۴	۱/۶۷
سرمایه‌گذاری	۰/۱۲	۰/۱۱	۱/۷۱	۱/۸۳
بیکاری	۰/۱۱	۰/۱۳	۱/۵۷	۲/۱۷

نتایج جدول ۲، نشان می‌دهد که الگو به‌خوبی توانسته شبیه‌سازی را انجام و موفقیت نسبی را دارد.

۲-۴. بررسی توابع واکنش آنی

هدف مطالعهٔ حاضر بررسی تأثیر ICT بر اشتغال در بخش غیررسمی است. در این بخش واکنش متغیرهای بازار کار به تکانهٔ مثبت ICT بررسی می‌شود.



نمودار ۵: توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای بخش رسمی و غیررسمی به تکانهٔ ICT (منبع: محاسبات تحقیق).

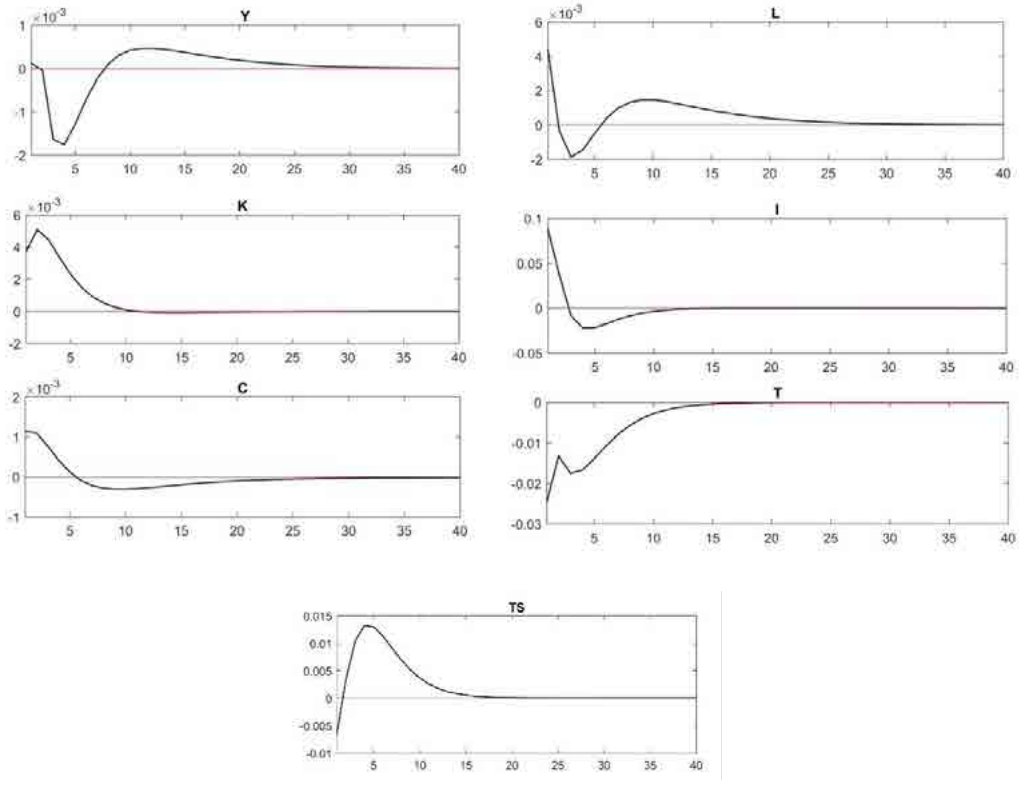
Figure 5: Instantaneous reaction functions of formal and informal sector variables to ICT impulse .(source: research calculations).

نمودار ۵، واکنش متغیرهای بخش رسمی و غیررسمی به تکانهٔ ICT را نشان می‌دهد. با وارد شدن یک تکانه به ICT در ابتدا بیکاری افزایش می‌یابد. «موکر» و همکاران (۲۰۱۵) و «آتور»[1] (۲۰۱۵) نیز بر این نکته تأکید کرده‌اند که افزایش نوآوری در ابتدا موجب افزایش بیکاری خواهد شد. در ادامه، تکانهٔ ICT منجر به ایجاد محصولات جدید، فعالیت‌های جدید و بازارهای جدید شده و در نتیجه مشاغل جدیدی ایجاد می‌کند. مطالعات ویوارلی و پیانتا (۲۰۰۰) و ادکوئست و همکاران (۲۰۰۱) به این موضوع اشاره دارند که ICT موجب ایجاد مشاغل جدید شده و فرصت‌های شغلی بیشتری ایجاد می‌شود. به‌دلیل ایجاد فرصت‌های شغلی توسط تکانهٔ ICT فرصت‌های شغلی در بخش غیررسمی افزایش خواهد یافت. «آئودی» و «علی» (۲۰۱۹) نیز بیان می‌کنند که ICT منجر به ایجاد فرصت‌های شغلی جدید می‌شود. با افزایش فرصت‌های شغلی در بخش غیررسمی، احتمال پر شدن فرصت شغلی در این بخش کاهش و به‌تبع آن احتمال یافتن شغل در بخش غیررسمی افزایش خواهد یافت؛

1. Autor

بنابراین، تعداد افراد شاغل در بخش غیررسمی افزایش خواهد یافت. می‌توان گفت که با یک تکانه در ICT انگیزهٔ بنگاه‌های غیررسمی برای ارائه فرصت شغلی از یک‌طرف و افزایش ارزش نسبی کار در برابر فراغت از یک‌سو، بر عرضهٔ نیروی کار و اشتغال در بخش غیررسمی اثرگذار است. اشتغال در بخش رسمی نیز در واکنش به تکانهٔ ICT افزایش یافته است، ولی در ادامه به‌دلیل افزایش نرخ مشارکت در بازار کار غیررسمی با کاهش مواجه می‌شود و بعد از چند دوره به وضعیت باثبات خود می‌رسد.

در واکنش به تکانهٔ ICT سرمایه بخش غیررسمی افزایش یافته است؛ این واکنش نشان می‌دهد که با افزایش ICT سرمایه‌گذاری در بخش غیررسمی افزایش می‌یابد. افزایش نیروی کار شاغل در بخش غیررسمی و هم‌چنین افزایش سرمایه در این بخش موجب افزایش تولید بخش غیررسمی خواهد شد. باوجود افزایش اولیهٔ نیروی کار شاغل رسمی به‌دلیل کاهش سرمایهٔ رسمی، تولید بخش رسمی نیز در ابتدا کاهش و سپس با افزایش سرمایه و نیروی کار حالت افزایش گرفته و به‌وضعیت باثبات خود بازمی‌گردد. با وجود افزیش در اشتغال اما بیکاری در واکنش به این تکانه افزایش یافته است؛ دلیل آن، انتقال جمعیت خارج از نیروی کار برای یافتن شغل است که با کاهش در فراغت نشان داده شده است. به‌عبارت دیگر، بیکاری افزایش یافته در این حالت به‌معنی عدم اشتغال‌زایی نیست، بلکه این بیکاری به‌دلیل افزایش عرضهٔ نیروی کار و انتقال جمعیت خارج از نیروی کار به‌سمت بازار نیروی کار است. به‌دلیل افزایش نیروی کار شاغل در بخش غیررسمی دستمزد در این بخش در ابتدا کاهش می‌یابد و با گذشت چندین دوره دوباره به وضعیت تعادلی بازمی‌گردد. مصرف غیررسمی در واکنش به تکانهٔ ICT در ابتدا کاهشی که دلیل آن کاهش درآمدها به‌دلیل کاهش دستمزدها است.



نمودار ۶. توابع عکس‌العمل آنی به تکانهٔ ICT (منبع: محاسبات تحقیق).

Figure 6. Instantaneous response functions to ICT impulse (source: research calculations).

نمودار ۶، واکنش متغیرهای اقتصاد کلان به تکانهٔ ICT را نشان می‌دهد. در واکنش به تکانهٔ ICT و به‌دلیل افزایش اشتغال و فرصت‌های شغلی ایجاد شده در بخش رسمی و غیررسمی، در ابتدا اشتغال کل افزایش می‌یابد، ولی به‌دلیل کاهش اشتغال در بخش رسمی در ادامه روند کاهشی گرفته و پس از گذشت چند دوره روند افزایش و درنهایت به وضعیت باثبات می‌رسد. سرمایه نیز به‌دلیل سرمایه‌گذاری بیشتر بنگاه‌ها در نتیجهٔ کاهش هزینه‌ها، کاهش قیمت‌ها و سودآوری بیشتر، افزایش می‌یابد. این موضوع نشان می‌دهد که بهبود ICT موجب افزایش سرمایه در اقتصاد خواهد شد. مصرف نیز در واکنش به تکانهٔ ICT و به‌دلیل توزیع درآمدها افزایش یافته و موجب افزایش تقاضا و اشتغال می‌شود. درآمدهای مالیاتی دولت نیز به‌دلیل کاهش تولید بخش رسمی و کاهش نیروی کار شاغل در این بخش با کاهش همراه است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

براساس مطالعات سازمان بین‌المللی کار، به‌دلیل عدم وجود ساختار همگن و حضور بخش گستردهٔ شاغلان غیررسمی در بازار کار کشورهای درحال توسعه، فروض دوگانگی بازارکار (رسمی و غیررسمی) می‌تواند جهت افزودن بازار کار به مدل‌های DSGE نتایج سازگارتری با اقتصاد این کشورها ارائه نماید؛ بنابراین، در این مطالعه با لحاظ دو گانگی بازار کار در اقتصاد ایران، تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر این بازار با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. الگوی مورداستفاده در این مطالعه شامل بازار نیروی کار، خانوارها، تولیدکنندگان رسمی و غیررسمی، دولت و بانک مرکزی است. پس از کالیبره کردن پارامترها براساس اطلاعات اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۳۹۸-۱۳۷۸ با توجه به توسعهٔ فناوری اطلاعات و ارتباطات، شبیه‌سازی الگو انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد تکانهٔ فاوا در بازار کار با ایجاد فرصت‌های شغلی در دو بخش رسمی و غیررسمی به افزایش اشتغال و تولید کمک می‌کند؛ به‌عبارت دیگر، تکانهٔ ICT، در ابتدا موجب افزایش اشتغال در بخش رسمی و غیررسمی شده، ولی با گذشت زمان شکاف میان اشتغال رسمی و غیررسمی افزایش می‌یابد. دلیل این شکاف، افزایش بیشتر فرصت‌های شغلی جدید در بخش غیررسمی است؛ که شانس دستیابی به مشاغل غیررسمی برای نیروی کار بیشتر می‌شود و با افزایش نرخ مشارکت در این بخش، تعداد شاغلین غیررسمی افزایش می‌یابد. تکانهٔ ICT علاوه‌بر ایجاد انگیزه در بنگاه‌های غیررسمی برای ارائه فرصت شغلی، ارزش نسبی کار در برابر فراغت را افزایش می‌دهد و بر عرضهٔ نیروی کار و اشتغال در بخش غیررسمی اثرگذار است. توابع واکنش نشان می‌دهد که باوجود افزایش اشتغال کل اما بیکاری در ابتدا افزایش یافته است که دلیل آن افزایش نرخ مشارکت در بازار نیروی کار است، این موضوع نشان می‌دهد که با بهبود ICT دسترسی به بازار کار برای افراد خارج از این بازار بهتر شده و عرضهٔ نیروی کار افزایش خواهد یافت؛ این افزایش عرضه در ابتدا به‌دلیل عدم جذب همهٔ آن‌ها منجر به افزایش بیکاری خواهد شد. تولید غیررسمی در واکنش به این تکانه افزایش یافته است؛ درحالی‌که تولید بخش رسمی با کاهش مواجه شده است. دستمزد رسمی افزایش و دستمزد غیررسمی با کاهش همراه است که این امر منجر به کاهش درآمد و رفاه افرادی خواهد شد که در بخش غیررسمی فعالیت دارند. اگرچه اشتغال غیررسمی افزایش یافته است، اما ناپایداری وضعیت شغلی و عدم ثبات درآمد مستمر آنان که اغلب با درآمد پایین همراه است

منجر به افزایش عدم امنیت این نیروی کار در برابر حوادث، بیماری‌ها، بیکاری، سالمندی و بازنشستگی و عدم برخورداری از خدمات بیمه‌های اجتماعی می‌شود.

براساس نتایج حاصل از الگو می‌توان پیشنهادها و توصیه‌هایی جهت سیاست‌گذاری در بازار نیروی کار ارائه داد.

۱- از آنجا که توسعهٔ فاوا موجب افزایش نرخ مشارکت نیروی کار می‌شود و وزارت ارتباطات و فناوری اطلاعات متولی امرسیاست‌گذاری و توسعهٔ فاوا است می‌تواند با افزایش سرعت و گسترش پوشش زیرساخت‌های فاوا در کشور نقش مؤثری در توسعهٔ بازار کار داشته باشد.

۲- جابه‌جایی نیروی کار بین بخش رسمی و غیررسمی به‌دلیل گسترش فاوا موجب کاهش منابع مالیاتی دولت می‌شود؛ بنابراین، شناسایی بخش غیررسمی و وضع قوانین لازم در این‌زمینه می‌تواند علاوه‌بر افزایش اشتغال، موجب افزایش منابع درآمدی دولت شود.

۳- وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی در کشور متولی سیاست‌گذاری در بازار کار، اشتغال و بیمه‌های اجتماعی است که با سیاست‌گذاری در راستای تعامل بیشتر با بازارهای نوظهور و پیگیری انجام اصلاحات لازم در قوانین و مقررات بازار کار و بیمه‌های اجتماعی برای حمایت از نیروی کار و پوشش بیمه‌ای آن‌ها می‌تواند نقش مؤثری در امنیت و رفاه نیروی کار و هم‌چنین کاهش منابع ازدست رفته سازمان تأمین اجتماعی ایفا نماید.

کتابنامه

– آرمن، سید عزیز؛ فرازمند، حسن؛ و دانش، حمیده، (۱۳۹۴). «تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نرخ مشارکت زنان در نیروی کار». *فصلنامهٔ توسعه اجتماعی*، ۹ (۴): ۱۸۴-۱۶۱.

– اسفندیاری، مرضیه؛ دهمرده، نظر؛ و کاوند، حسین، (۱۳۹۳). «بازارکار دوگانه در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی(رشد و توسعه پایدار)*». ۱۴ (۱): ۲۱۷-۲۳۸.

– افشاری، زهرا؛ توکلیان، حسن؛ و بیات، مرضیه، (۱۳۹۷). «بررسی تأثیر شاخص کل قیمت سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از رویکرد DSGE». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۸ (۲): ۱۰۳-۸۱.

– امامی، کریم، (۱۳۹۸). *اقتصاد کلان رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی*. تهران: نشر آماره.

– بختیاری، صادق؛ و خوبخواهی، خجسته، (۱۳۹۰). «اشتغال در بازارغیررسمی و عوامل مؤثر بر آن در ایران (۱۳۸۵-۱۳۵۱)». *دو فصلنامهٔ جستارهای اقتصادی*، ۸ (۱۵): ۱۳۸ -۱۱۷

– جوان، موراشین؛ افشاری، زهرا؛ و توکلیان، حسین، (۱۳۹۷). «سیاست پولی بهینه و بازار کار: یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربری ایران*، ۷ (۲۵): ۲۸-۱.

رحمیدی‌کیا، رضا؛ و عباسیان، عزت‌اله، (۱۳۹۷). «عوامل مؤثر بر بیکاری تکنولوژیکی و دلالت‌های آن برای چشم‌انداز اقتصاد کلان ایران». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷ (۲۸): ۱۳۹-۱۱۱.

- صمیمی، سحر؛ و هژبرکیانی، سحر، (۱۳۹۳). «اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال صنایع کارخانه‌ای ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲ (۷۰): ۷۴-۵۵.

- رسولی‌نژاد، احسان؛ و نوری، مهدی، (۱۳۸۸). «اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال ایران». *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۴ (۸۹): ۱۰۷-۸۷.

- راسخ‌جهرمی، عرفانه، (۱۳۹۴). «بررسی اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال و بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ مدیریت اطلاعات و دانش‌شناسی*، ۲ (۳): ۸۰-۷۳.

- سلطانی، مرجان (مترجم)، «گذراز اقتصاد غیررسمی به اقتصاد رسمی اجالس ۱۰۴ کنفرانس بین‌المللی کار». *ماهنامهٔ اجتماعی، اقتصادی، علمی و فرهنگی کار و جامعه، دومین ویژه‌نامهٔ ششمین همایش ملی کار سازمان بین‌المللی کار دفتر بین‌المللی کار (ژنو)*، سال ۲۰۱۴.

- عمادزاده، مصطفی؛ شهنازی، روح‌اله؛ بابکی، روح‌اله؛ و محمدزاده، عباس، (۱۳۸۵). «بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال». *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۷۵: ۲۲۱-۱۹۷ .

- فطرس، محمدحسن؛ و دلائی‌میلان، علی، (۱۳۹۵). «بررسی اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)». *فصلنامهٔ پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷ (۲۵): ۶۵-۸۴.

- فرزین‌وش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی؛ و کشاورز، هادی، (۱۳۹۲). «تکانه‌های مالی و نوسانات بازار کار با وجود اصطکاک مالی». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹ (۵۹): ۳۷-۱.

- معاونت پژوهش‌های زیربنایی و امور تولیدی، دفتر مطالعات ارتباطات و فناوری‌های نوین، (۱۳۹۶)، شهریور، شمارهٔ ۱۵۵۲۷.

- مقدم، غلامرضا؛ و جمالی‌پور، هدایت‌اله، (۱۳۸۷). «بررسی جامعه شناختی تأثیرات تکنولوژی بر نیروی کار». *مجلهٔ صنعت و دانشگاه*، ۱ (۱): ۸۲-۷۷.

- مرادحاصل، نیلوفر؛ و مزینی، امیرحسین، (۱۳۹۲). «بررسی اثر نسبی فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نابرابری جنسیتی (مطالعه بین کشوری بازار کار)». *فصلنامهٔ مطالعات اجتماعی روان‌شناختی زنان*، ۱۱: ۲۸-۷.

- محمودی، مجید؛ و محمودی، الهه، (۱۳۹۶). «تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات روی اشتغال بخش خدمات در ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. سال ۱۹ (۵۸): ۲۳۶-۲۱۵.

- رهمتی، محمد، (۱۳۹۵). «اهمیت فناوری اطلاعات در ایجاد اشتغال و ارائه راهبردهای ممکن با استفاده از سیستم‌های قاعدهٔ بنیان فازی». *فصلنامهٔ مدیریت فناوری اطلاعات*، ۸ (۴): ۸۵۲-۸۳۳.

- Afshari, Z.; Tavakolian, H. & Bayat, M., (2018). "The Effect of Stock Price Shock on Macroeconomic Variables: A DSGE Approach". *QJER.* 18 (2): 81-103.

- Ahmed, S.; Ahmed, W.; Khan, S.; Pasha, F. & Rehman, M., (2012). Pakistan economy DSGE model with informality.

- Argilés-Bosch, J. Mª.; Ravenda, D. & Garcia-Blandón, J., (2020). *E-commerce and labour tax avoidance.* Critical Perspectives on Accounting.

- Arman, S.; Farazmand, H. & Danesh, H., (2015). "Impact of ICT on Women's Participation Rate in the Labor Force". *Quarterly Journal of Social Development (Previously Human Development),* 9(4): 161-184 .

- Artecona, R. & Chau, T., (2017). Labour issues in the digital economy.

- Audi, M. & Ali, A., (2019). *The advancement in Information and Communication Technologies (ICT) and economic development*: a panel analysis.

- Autor, D. & Dorn, D., (2013) "The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the U.S. Labor Market". *American Economic Review*, 103(5): 1553–1597.

- Bakhtiari, S. & Khoobkhahi, K., (2011). "Employment and its Affecting Factors in Iran's Informal Labor Market (1972-2006)". *Journal of Iran's Economic Essays,* 8(15): 117-138.

- Berg, J.: Furrer, M.: Harmon, E.: Rani, U. & Silberman, M. S., (2018). *Digital labour platforms and the future of work.* Towards Decent Work in the Online World. Rapport de l'OIT.

- Berger, T. & Frey, C., (2016). *Structural Transformation in the OECD: Digitalisation, Deindustrialisation and the Future of Work,* OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No.193.

- Bhattacharya, R., (2019). "ICT solutions for the informal sector in developing economies: What can one expect?". *E J Info Sys Dev Countries*, 85: e12075.

- Brameshuber, E. & Zwinger, V., (2018). :Collectively Agreed (Minimum) Labour Conditions as 'Protection Boosters". *International Journal of Comparative Labour Law and Industrial Relations*, 34 (1): 77-110.

- Brynjolfsson, E. & McAfee, A., (2014). *The second machine age: Work, progress, and prosperity in a time of brilliant technologies.* WW Norton & Company.

- Busato, F. & Bruno, Ch., (2004). "Market and Underground Activities in a Two-Sector Dynamic Equilibrium Model". *Economic Theory,* 23, (4): 831–61, http://www.jstor.org/stable/25055790.

- Christiano, L. J.; Eichenbaum, M. & Evans, C. L., (2005). "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy". *J. Political Econ.* 113 (1): 1–45.

- Colombo, E.; Menna, L. & Tirelli, P., (2019). "Informality and the labor market effect s of financial crises". *World Development*, 119: 1-22.

- Dalsgaard, T.; Elmeskov, J. & Park, C. Y., (2002). *Ongoing changes in the business cycle-evidence and causes* (No. 20). SUERF Studies.

- De Groen, W. P.; Lenaerts, K.; Bosc, R. & Paquier, F., (2017). "Impact of digitalisation and the on-demand economy on labour markets and the consequences for employment and industrial relations. Final Study". *CEPS Special Report,* August 2017.

- Demand, O. L. M., (2016). *ICTs and Jobs*: Complements or Substitutes?

- Ebenezer, B.; Oluranti, O. I. & Kayode, B. M., *Effects of information and communication technology (ict) access on the performance of informal micro- and small-business enterprises*: further evidence from Nigeria.

- Edquist, C.; Hommen, L. & McKelvey, M. D., (2001). *Innovation and employment: Process versus product innovation.* Edward Elgar Publishing.

- Effoduh, J. O., (2016). *The Fourth Industrial Revolution by Klaus Schwab*.

- Elisabeth, B. & Verena, Z., (2018). "Collectively Agreed (Minimum) Labour Conditions as 'Protection Boosters". *International Journal of Comparative Labour Law and Industrial Relations,* 34 (1): 77-110.

- Emadzadeh M.; Shahnazi R. A.; Babaki R. A. & Mohammadzadeh A. M., (2006). "The effect of ICT on employment". *Tahghighat-e-eghtesadi*, 75: 197-221 .

- Emami, K., (2019). *Macroeconomic theory of dynamic stochastic general equation approach.* Tehran: Arameh press

- Ergül, Ö. & Göksel, T., (2020). "The effects of technological development on the labor share of national income". *Economic Modelling,* 87: 158-171.

- Esfandyari, M.; Dahmardeh, N. & Kavand, H., (2014). "Dual Labor Market in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of Iran". *QJER,* 14 (1): 217-238.

- Farzin Vash, A.; Ehsani, M. & Keshavarz, H., (2014). "Financial Shocks and Labour Market Fluctuations with Financial Frictions". *Iranian Journal of Economic Research*, 19(59): 1-37.

- Fotros, M. & Dalaei Milan, A., (2016). "Examination of Underground Economy and Tax Evasion within the Framework of Dynamic Stochastic General Equilibrium Models (DSGE)". *Economic Growth and Development Research*, 7(25): 65-84.

- Freeman, C., (2013). *Economics of industrial innovation.* Routledge.

- Garcia-Murillo, M. & Velez-Ospina, J. A., (2014). *The impact of ICTs on the informal economy.*

- Greenwood, B.; Burtch, G. & Carnahan, S., (2017). "Unknowns of the gig-economy". *Communications of the ACM,* 60(7): 27-29.

- Hamidikia, R. & Abbasian, E., (2019). "Factors Affecting Technological Unemployment and Its Implications for the Macroeconomic Outlook of Iran". *Applied Economics Studies, Iran (AESI),* 7(28): 111-139.

- Hansen, G. D. & Wright, R., (1992). "The labor market in real business cycle theory". *Fed. Reserve Bank Minneap. Q. Rev.* 16 (2): 2–12.

- Hemati, M., (2017). "The importance of information technology in creating occupation and representation the possibility strategies by using of fuzzy rule-based systems". *Journal of information technology management,* 8(4): 833-852.

- Herman, E., (2020). "The Influence of ICT Sector on the Romanian Labour Market in the European Context". *Procedia Manufacturing*, 46: 344-351.

- Hobsbawm, E. & Rudé, G., (2014). *Captain swing.* Verso Trade.

- Ilavarasan, P. V., (2019). "Present and future of the use and impact of information and communication technology in informal microenterprises: Insights from India". *The Electronic Journal of Information Systems in Developing Countries,* 85(3): e12091.

- Javan. M.; Afshari. Z. & Tavakolian. H., (2018). "Monetary policy and labor markets: a dynamic stochastic general equilibrium model". *Journal of applied economics studies in Iran.* 7(25): 1-28.

- Klinlampu, C.; Chaiboonsri, C.; Saosaovaphak, A. & Sirisrisakulchai, J., (2019). "An Analysis of the Impact of the Digital Economy on Change in Thailand's Economic Trends Using Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)". In: *International Conference of the Thailand Econometrics Society* (Pp: 423-438). Springer, Cham.

- Koellinger, P., (2006). "Impact of ICT on Corporate Performance, Productivity and Employment Dynamics". *European Commission,* 3(22): 3- 22.

- Organisation for Economic Co-operation and Development (2016), Automation and independent work in a digital economy: policy brief on the future of work, OECD policy brief on the future of work, May 2016, OECD Publications, Paris.

- Konkolewsky, H. H., (2017). "Digital economy and the future of social security". *Administration*, 65(4): 21-30.

- Mahmoodi, M. & Mahmoodi, E., (2011). "The effects of ICT on employment of service sector in Iran". *Journal of economic research and policies*, 19 (58) :213-236 .

- Moghadam, H. & Jamalipoor, GH. R., (2008). "Sociological survey on recognizing the technologies impacts on work forces". *Journal of industry & university*, 1(1): 77-82.

- Mokyr, J.; Vickers, C. & Ziebarth, N. L., (2015). "The history of technological anxiety and the future of economic growth: Is this time different?". *Journal of economic perspectives,* 29(3): 31-50.

- Moradhassel, N. & Mozayani, A., (2013). "The Relative effect of Information & Communication Technology on Gender Inequality". *Women's Studies Sociological and Psychological,* 11(2): 7-28.

- OECD, (2001). *The New Economy: Beyond the Hype.* Final Report on the OECD Growth Project.

- Orsi, R.; Raggi, D. & Turino, F., (2012). "Estimating the size of the underground economy: A DSGE Approach". *SSRN Electronic Journal,* Quaderni DSE Working Paper: 818.

- Rasekh Jahromi, E., (2015). "The effects of ICT on employment and labor productivity in Iran's economy". *Quarterly Journal of Knowledge and Information Management,* 2(3): 73-80.

- Rasolinezhad, E. & Nouri, M., (2010). "The Effect of Information and Communication Technology (ICT) on Employment of Iran". *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi),* 44(4): 87-107.

- Richardson, L., (2020). "Platforms, markets, and contingent calculation: The flexible arrangement of the delivered meal". *Antipode*, 52(3): 619-636.

- Robert, B., (1990). *Capital labor relations in oecd countries (the): from the fordist "golden age" to contrasted national trajectories.* Cepremap.

- Samimi, S. & Hojabr Hiani, K., (2014). "Effect of Information and Communications Technology on Employment of Iran's Manufacturing Industries". QJERP., 22 (70): 55-74

- Sarangi, U., (2018). *Information Economy and Data Protection Laws:* A Global Perspective.

- Schmidt, F., (2017). *Digital Labour Markets in the Platform Economy:* Mapping the Political Challenges of Crowd Workand Gig Work.

- Soltani, M., (2014). "Transition from the informal economy to the formal economy". *International Labor Conference, scientific and cultural monthly of work and society - 6th National Labor Conference, International Labor Organization,* International Labor Office (Geneva).

- Spiezia, V. & Vivarelli, M., (2002). "What Do We Know About the Effects of Information and Communication Technologies on Employment Levels?". In: Greenan, N., L'Horty, Y., and Mairesse, J. (Eds.), *Productivity, Inequality, and the Digital Economy – A Transatlantic Perspective,* MIT Press, Cambridge, Mass.

- Spiezia, V., (2017). *Jobs and skills in the digital economy.* The OECD observer.

- Tripier, F., (2004). "Can the labor market search model explain the fluctuations of allocations of time?". *Econ. Modell.*, 21 (1): 131–146.

- Ulyssea, G., (2010). "Regulation of entry, labor market institutions and the informal sector". *Journal of Development Economics,* 91(1): 87-99.

- *United Nations Conference on Trade and Development*. (2017). Information economy report 2017: digitalization, trade and development. UN.

- Valsamis, D.; De Coen, A.; Vanoeteren, V. & Van der Beken, W., (2015). *Employment and skills aspects of the digital single market strategy.* European Parliament, Study for the EMPL Committee, Europäische Union.

- Vivarelli, M. & Pianta, M., (Eds.). (2000). *The employment impact of innovation.* Taylor & Francis.

- Vivarelli, M., (2007). *Innovation and Employment*: A Survey Institute for th- e Study ofLabor, Italy, Pp: 2-4.

- Wang, T. & Wright, G. C., (2020). "Increasing returns to scale within limits: A model of ICT and its effect on the income distribution and occupation choice". *Journal of Economic Theory*, 189: 105105.

- World Economic Forum, (2016). *The future of jobs: Employment, skills and workforce strategy for the fourth industrial revolution.* Global Challenge Insight Report.

- World Economic Forum, (WEF) (2016). *The Global Information Technology Report 2016: Innovating in the Digital Economy.* World Economic Forum, Geneva.

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

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

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved.
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Investigating the Effects of The Specific Fiscal Policies to Reduce Regional Inequality in Iran: Spatial Econometric Approach

Almasi, M.[1], Delangizan, S.[2], Afrookhteh, M.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.24921.3348
Received: 2021.09.15; Accepted: 2021.11.16
Pp: 171-194

Abstract

Following the intensification of inequality in regions and its harmful effects such as irregular migration and evacuation of some regions, the government and parliament during 1990 onwards various structures in the five-year development plan and budget laws such as revenue-expenditure system, regional balance credits, two percent of the revenue from the sale of crude oil, etc. is intended to reduce the above inequality and create a balance between the regions of the country. Despite the passage of about twenty years of designing and compiling these structures, the results and the effectiveness of these measures have not been examined. Therefore, while identifying regional inequalities and their factors, it is necessary to examine the effects of the implementation of fiscal policies implemented over the past twenty years on regional inequality. This study seeks to examine the factors affecting regional inequality and identify the impact of specific government budget policies designed to reduce regional inequalities and implemented since the beginning of the Third Development Plan on regional inequality. For this purpose, statistics related to 31 provinces during the years 1990 in the form of spatial econometric model has been used. The results of the Spatial Durbin Model (SDM) indicate that the fiscal policies implemented over the past twenty years to reduce regional inequality have not had a significant impact on regional inequality. Therefore, it cannot be hoped that the continuation of this structure in the future can reduce inequality between regions. Changing this variable in a province not only has no significant effect on the inequality of that province but also has no significant effect on the inequality of other provinces. Therefore, this policy, have not had a significant effect in recent years and it is necessary to reconsider this policy.

Keywords: Spatial Modeling, Regional Inequality, Budget Policies.
JEL Classification: C21, C23, D63, H72, R12.

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Science, Razi University, Kermanshah, Iran. (Corresponding Author).
Email: Mojtaba_almasi@yahoo.com
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Science, Razi University, Kermanshah, Iran.
3. PhD Student, Department of Economics, Faculty of Social science, Razi University, Kermanshah, Iran.

Citations: Almasi, M.; Delangizan, S. & Afrookhteh, M., (2022). "Investigating the Effects of The Specific Fiscal Policies to Reduce Regional Inequality in Iran: Spatial Econometric Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(42), 171-194 (doi: 10.22084/aes.2021.24921.3348).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4193.html?lang=en

1. Introduction

Regional inequalities and imbalance between regions are an important issue in most developing countries due to political, economic and social consequences. Theories of economic growth in the past have mainly sought to explain and identify growth factors in countries, but the emergence and spread of inequalities in regions showed that convergence in the growth of regions does not happen by itself (Myrdal, 1957). These conditions caused space and place to be paid attention to in the theories of new economic growth.

In Iran, economic growth has been associated with severe regional inequality (Sheikh Beglu, 2013) and the implemented policies have not been able to balance the regions. Following the intensification of regional inequality and its harmful effects, such as indiscriminate migrations and the evacuation of some regions, the government and the parliament during the years 2019 onwards have introduced various structures in the five-year development program and budget laws, such as the income-expenditure system, regional balance credits, two percent of income From the sale of crude oil, article 180 of the fifth plan has been considered to reduce the mentioned inequality and create a balance between the regions of the country.

Despite the passage of about 20 years since the design and compilation of the aforementioned structures and the emphasis of the country's overarching documents, such as the constitution, the vision document, and the five-year development plan documents, past experience has shown that no effective measures have been taken to prevent the regional divide and unbalanced development. It is not clear whether the continuation of the mentioned trend will lead to a reduction of inequality or not?

Therefore, it is necessary to identify and propose appropriate policies and solutions while identifying regional inequalities and the factors that shape them. This research seeks to examine the effective factors of regional inequality in the country and the impact of the government's budget policies, the budget structures in the development program laws and budget laws, especially the effects of the government's budget structure, which is designed to reduce regional inequalities, on the growth of the regions. and identify growth inequality.

2. Methodology

The method of this research is the method of spatial econometrics. When we are faced with data that have a spatial component in the research, it is no longer appropriate to use conventional econometric methods. The difference between spatial econometrics and common econometrics is in the ability and application of econometric techniques in using sample data that have a spatial component. When sample data has a location component, two problems will occur: 1- Spatial dependence between observations; 2- Spatial heterogeneity in the relationships. Conventional econometrics ignores these two issues, that is, spatial dependence and spatial heterogeneity; Because if you pay attention to them, the assumptions used in conventional econometrics, i.e. "Gauss–Markov" assumption, which is the desirable characteristic of ordinary least squares estimators, will be violated.

First, we consider the general model to express spatial effects. Depending on whether spatial effects are propagated through the independent variable, dependent variable, or error factor in other regions, the general model is one of the modes of the Spatial Lag Model, Mixed Regression - Spatial Autoregressive Model (MR-SAR), the Spatial Error model, the spatial Lag-spatial Error model, the Spatial Durbin Model.

Through econometric tests, it is possible to distinguish between Spatial lag model, Durbin model and time Error model, so that the best model can be chosen to describe the process production data.

Based on the tests, the SDM model is the best spatial model for this research. In this study we also use from 31 provinces data in the period of 2000-2016 with using the dynamic panel data approach. advantages of using the panel data approach is that the number of observations is available to the researcher are not limit and degree of freedom is high.

3.Conclusion

The results from the Space Durbin Model (SDM) indicate that budget policies have been implemented for the past twenty years to reduce inequality in region, there is

no impact on inequality. so here is no hope for Successful of this structure to reduce inequality between regions. Changing this variable in a province not only does not affect the inequality of that province, but also the effect of your other meaning on other power plants. The reason for this policy and the main structure designed to reduce inequality in recent years is the effect factor that exists and needs to be revised in this policy. The results are the same for three groups: all provinces, border provinces and provinces with stronger economies. And shows the budget policy is not efficient.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

بررسی آثار سیاست‌های بودجه‌ای خاص کاهش نابرابری مناطق در ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی*

مجتبی الماسی[۱]، سهراب دل‌انگیزان[۲]، محسن افروخته[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/AES.2021.24921.3348
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۲۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۲۵
صص: ۱۹۴-۱۷۱

چکیده

به‌دنبال تشدید نابرابری مناطق، دولت و مجلس درطی سال‌های ۱۳۷۹ به‌بعد ساختارهای مختلفی در برنامهٔ پنج‌ساله توسعه و قوانین بودجه نظیر نظام درآمد-هزینه، اعتبارات توازن منطقه‌ای، دو درصد درآمد حاصل از فروش نفت‌خام، مادهٔ ۱۸۰ برنامهٔ پنجم و... برای کاهش نابرابری و ایجاد توازن بین مناطق کشور درنظر گرفته است. باوجود گذشت ۲۰ سال از طراحی و ساختارهای مذکور، نتایج و کارآمدی این اقدامات مورد بررسی قرار نگرفته است؛ از این‌رو، ضروری است که آثار اجرای سیاست‌های بودجه‌ای اجرا شده در طی حدود ۲۰سال گذشته را بر نابرابری مناطق بررسی نمود. برای این‌منظور از آمار مربوط به ۳۱ استان در طی سال‌های ۹۵-۱۳۷۹ در قالب مدل اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از مدل دوربین فضایی (SDM) بیانگر این است که سیاست‌های بودجه‌ای اجرا شده در حدود ۲۰سال گذشته برای کاهش نابرابری مناطق، تأثیر معنی‌داری بر نابرابری مناطق نداشته است. نتایج برای سه گروه: کلیهٔ استان‌ها، استان‌های مرزی و استان‌های با اقتصاد قوی‌تر نیز یکسان است و عدم کارایی سیاست مذکور را نشان می‌دهد؛ ازطرف دیگر، چگالی جمعیت در یک منطقه، نابرابری آن منطقه را افزایش می‌دهد. در نتیجه عوامل کاهش نابرابری مناطق عوامل بیرونی نظیر منابع بودجه دولت نیست، بلکه عوامل درونی آن‌ها ازجمله ساختار اقتصادی، چگالی جمعیت و... است.

کلیدواژگان: مدل‌سنجی فضایی، نابرابری منطقه‌ای، سیاست‌های بودجه‌ای، وابستگی فضایی، شاخص‌های نابرابری.
طبقه‌بندی JEL: C21, C23, D63, H72, R12 .

*. این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکترای نویسندهٔ سوم در دانشگاه رازی کرمانشاه است.

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: Mojtaba_almasi@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
Email: sohrabdelangizan@gmail.com
۳. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
Email: afrooms@gmail.com

ارجاع به مقاله: الماسی، مجتبی؛ دل‌انگیزان، سهراب؛ و افروخته، محسن، (۱۴۰۱). «بررسی آثار سیاست‌های بودجه‌ای خاص کاهش نابرابری مناطق در ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۱۷۱-۱۹۴ (doi: 10.22084/aes.2021.24921.3348).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4193.html

۱. مقدمه

نابرابری‌های منطقه‌ای و عدم تعادل بین مناطق به‌دلیل داشتن تبعات سیاسی، اقتصادی و اجتماعی موضوع مهمی در بیشتر کشورهای درحال توسعه است. نظریات رشد اقتصادی ازگذشتهٔ دور به‌طور عمده به‌دنبال تبیین و شناسایی عوامل رشد در کشورها بوده‌اند، ولی پیدایش و گسترش نابرابری‌ها در مناطق نشان‌داد که خود به خود هم‌گرایی در رشد مناطق اتفاق نمی‌افتد (میردال، ۱۹۵۷). این‌شرایط موجب شد در نظریات رشد اقتصادی جدید به فضا و مکان نیز توجه شود؛ هرچند برخی از نظریه‌پردازان نظیر «هریشمن» نابرابری مناطق را در مراحل اولیهٔ رشد لازم می‌دانست، اما گروه دیگری نابرابری و قطبی شدن کشور را از نقاط ضعف نظریات موجود رشد اقتصادی قلمداد می‌کردند و رشد متعادل را پیشنهاد نمودند (روزن‌اشتاین، ۱۹۴۳).

مباحث جدید در سیاست‌گذاری منطقه‌ای در قالب اقتصاد شهری و منطقه‌ای و جغرافیای اقتصادی به‌طور مشخص‌تری به این موضوع پرداخته و تلاش می‌کند به علل و دینامیک رشد اقتصادی منطقه و مسائل خاص مناطق پاسخ دهد؛ هرچند کماکان بحث رویکرد فضامحوری و عدم توجه به فضا، محور بحث آن‌هاست.

در کشور ما رشد اقتصادی با نابرابری شدید منطقه‌ای همراه بوده (شیخ‌بگلو، ۱۳۹۱) و سیاست‌های اجرا شده نتوانسته است با توازن در مناطق همراه باشد. به‌دنبال تشدید نابرابری مناطق و آثار زیانبار ناشی از آن مانند مهاجرت‌های بی‌رویه و تخلیهٔ برخی از مناطق، دولت و مجلس در طی سال‌های ۱۳۷۹ به‌بعد ساختارهای مختلفی در برنامهٔ پنج‌ساله توسعه و قوانین بودجهٔ نظیر نظام درآمد–هزینه، اعتبارات توازن منطقه‌ای، دو درصد درآمد حاصل از فروش نفت‌خام، مادهٔ ۱۸۰ برنامهٔ پنجم و... برای کاهش نابرابری مذکور و ایجاد توازن بین مناطق کشور درنظر گرفته است. باوجود گذشت حدود ۲۰سال از طراحی و تدوین ساختارهای مذکور و تأکید اسناد فرادستی کشور ازجمله قانون اساسی، سند چشم‌انداز و اسناد برنامهٔ توسعهٔ پنج‌ساله، تجربهٔ گذشته نشان داده که هنوز اقدام مؤثری برای جلوگیری از شکاف منطقه‌ای و توسعهٔ نامتوازن صورت نگرفته است. مشخص نیست تداوم روند مذکور به کاهش نابرابری منجر می‌شود یا خیر؟

از این‌رو، ضروری است که ضمن شناسایی نابرابری‌های منطقه‌ای و عوامل شکل‌دهندهٔ آن، سیاست‌ها و راهکارهای مناسب را شناسایی و پیشنهاد نمود. این تحقیق به‌دنبال آن است که عوامل مؤثر برنابرابری مناطق کشور را مورد بررسی قرار داده و تأثیر سیاست‌های بودجه‌ای دولت، ساختارهای بودجه‌ای موجود در قوانین برنامهٔ توسعه و قوانین بودجه، به‌ویژه آثار ساختار بودجه‌ای دولت که برای کاهش نابرابری‌های مناطق طراحی شده است را بر رشد مناطق و نابرابری رشد شناسایی نماید. این‌که عامل اصلی رشد مناطق در ایران درون‌زا است و باید این عوامل را مورد تقویت و توجه قرار داد یا عوامل برون‌زا نقش بیشتری در رشد مناطق دارند و باید در پی تقویت آن‌ها ازجمله تقویت بودجهٔ دولت در مناطق بود مشخص نیست. نکتهٔ دیگری که این پژوهش به‌دنبال آن است این‌که آیا تأثیر سیاست‌های خاص بودجه‌ای در استان‌هایی که ازنظر جغرافیایی شرایط مشابه دارند یکسان است؟ آیا تأثیر این سیاست‌ها در استان‌هایی که ازنظر ساختارهای اقتصادی نزدیک به‌هم هستند، یکسان است؟ در صورت شناسایی این عوامل می‌توان راهکار سیاستی مناسب با آن را ارائه نمود.

۲. مبانی نظری و مطالعات گذشته

۲-۱. مبانی نظری رشد و نابرابری

رابطهٔ بین رشد مناطق و نابرابری را می‌توان در سایه نظریه‌های رشد اقتصادی توضیح‌داد که پایهٔ نظریه‌های نابرابری منطقه را تشکیل می‌دهند. این نظریات را می‌توان در دو قالب تقسیم‌بندی کرد که عبارتند از نظریه رشد نئوکلاسیک و نظریه جغرافیای اقتصادی نوین.

نظریهٔ رشد نئوکلاسیک: نظریه رشد نئوکلاسیک که توسط رابرت سولو ۱۹۵۶ مطرح شد، ارتباط نابرابری منطقه‌ای و رشد را رابطه‌ای منفی در نظر می‌گیرد. نابرابری های منطقه‌ای با آزادی در جابه‌جایی تولید به مرور از بین می‌رود (بارو[1]، ۱۹۹۱). آزادی در جابه‌جایی عوامل تولید باعث می‌شود که نیروی کار فناورانه و خلاق که عامل اصلی رشد است از مناطق با بهره‌وری کمتر به مناطق با بهره‌وری بیشتر جابه‌جا شود. اما با رشد درآمد منطقه، تفاوت‌های منطقه‌ای ازطریق جابه‌جایی بازار نیروی کار و سرمایه تمایل به کاهش دارد.

این نظریه رویکرد تعادل فضایی (هم‌گرایی منطقه‌ای) را به‌وجود آورده است. «جفری ویلیامسون»[2] در سال ۱۹۶۵م. اولین کسی است که ارتباط نابرابری فضایی و توسعهٔ اقتصادی را مطرح کرده؛ وی معتقد است که چهار عامل منابع طبیعی، مهاجرت، حرکت سرمایه و سیاست‌های دولت تعیین‌کنندهٔ نابرابری منطقه است. به عقیدهٔ وی در فرآیند صنعتی شدن، رفاه اقتصادی به‌صورت برابر بین مناطق توزیع نمی‌شود؛ بنابراین نابرابری‌های منطقه‌ای در ابتدای این فرآیند افزایش می‌یابد. سپس در مراحل بعدی توسعه، فرصت‌های اشتغال بیشتری در مناطق درحال رشد ایجاد می‌شود و شاغلان بیشتری جذب بخش صنعت می‌شود؛ بنابراین یک روند هم‌گرایی طبیعی آغاز می‌شود که ازطریق سیاست‌های دولت مورد حمایت قرار می‌گیرد. درواقع در مراحل اولیهٔ توسعه مناطقی که از منابع طبیعی بیشتری برخوردارند، سریع‌تر رشد می‌کنند، اما در مراحل بعدی منابع جدید در مناطق کمتر توسعه‌یافته کشف و بنابراین این فرآیند معکوس می‌شود (اسفندیارزبردست، ۱۳۹۶). مطالعات «بارو» (۱۹۹۱)، «صلاحی‌مارتین»[3] (۱۹۹۲) و «روبرتو ازکورا»[4] (۲۰۰۶) این رویکرد را تأیید می‌کند.

نظریهٔ جغرافیای اقتصادی نوین: «پل گروکمن»[5] در سال ۱۹۹۱م. در نظریهٔ اقتصاد جغرافیای نوین بیان می‌کند که هم‌زمان با رشد درآمد ملی، ممکن است نابرابری‌های منطقه‌ای به‌دلیل وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس افزایش‌یابد؛ از این‌رو، ارتباط مثبت بین نابرابری منطقه‌ای و سرعت رشد اقتصادی وجود دارد (فوجیتا[6]، ۱۹۹۱؛ کروگمن، ۲۰۰۴). «کروگمن» بر این باور است که آزادی تجارت و جهانی شدن باعث می‌شود که برخی مناطق مانند مناطق شهری و بزرگ، از جهانی شدن سود ببرند، درحالی‌که سایر مناطق (پیرامون) از این مزیت بی‌بهره باشند. براساس نظریهٔ اقتصاد جغرافیای نوین، باز بودن تجارت، باعث حرکت منابع به‌سمت مناطق پیشرفته شده درحالی‌که عواملی چون: صرفه‌های ناشی از مقیاس، هزینه‌های بالای حمل‌ونقل، اندازهٔ بازار،

1. Barro
2. Williamson
3. Sala-i- Martin
4. Ezcurra
5. Krugman
6. Fujita

زیرساخت‌های ضعیف و سرمایهٔ انسانی پایین در مناطق ضعیف منجر به توسعهٔ نابرابر پیرامونی می‌شود (پوگا[1]، ۲۰۰۲).

رویکرد عدم تعادل فضایی (واگرایی منطقه‌ای) بر پایهٔ نظریهٔ اقتصاد جغرافیای نوین شکل گرفته است. طرف‌داران این رویکرد معتقدند که نابرابری منطقه نتیجهٔ تفاوت در سرمایه، نیروی کار (جمعیت و مهاجرت) و فناوری است. دخالت دولت تنها می‌تواند شکاف بین مناطق را کاهش دهد. غالب مطالعات که در حوزهٔ نابرابری انجام‌شده متأثر از این نظریه هستند؛ ازجملهٔ این مطالعات می‌توان به مطالعات «گونار میردال»[2] (۱۹۵۷)، «نیکلاس کالدور»[3] (۱۹۷۰)، «پال رومر»[4] (۱۹۹۴)، «پیتر نیجکمپ»[5] (۱۹۹۸)، «چارون»[6] (۲۰۱۳)، «کریستین لسمن»[7] (۲۰۱۱) و «پتراکوس»[8] (۲۰۱۴) اشاره نمود.

«ریچارد بالدوین»[9] در سال ۲۰۱۱م. نیز در قالب جغرافیای اقتصادی و اثر سرریز اعتقاد دارد در مناطق پیشرفته و بزرگ، هزینهٔ تولید ایده‌ها با افزایش تولید تجمعی ایده‌ها کاهش می‌یابد و در نتیجه کارایی در این مناطق را بالا می‌برد؛ هم‌چنین تجمع صنعت در یک مکان باعث ایجاد هم‌افزایی می‌شود و در نتیجه نابرابری منطقه‌ای تشدید خواهد شد. مداخلات دولت تنها در شرایطی می‌تواند بر کاهش نابرابری مناطق اثر داشته باشد که از میزان خاصی فراتر رود (اثر آستانه‌ای) در غیر این‌صورت مداخلات سیاستی در مورد مکان بی‌اثر می‌شود؛ به‌بیان دیگر، اگر سطح ابزار سیاست زیرآستانه باقی بماند، ممکن است هیچ تأثیری بر کاهش نابرابری نداشته باشد (بالدوین، ۲۰۱۱).

رویکرد بینابینی: در کنار رویکردهایی که به هم‌گرایی و واگرایی منطقه‌ای اعتقاد دارند، برخی مطالعات رویکرد بینابینی را اتخاذ کرده و بر این عقیده است که این ارتباط به سطح توسعهٔ منطقه و سطح فضایی مورد بررسی بستگی دارد. به این‌معنا که در برخی مناطق ممکن است، روند نابرابری‌های منطقه‌ای کاهشی و در مناطق دیگر افزایشی باشد. ممکن است در یک کشور، نابرابری منطقه‌ای در سطح استان‌ها روند کاهشی را نشان‌دهد، درحالی‌که در سطح زیر مناطق روند نابرابری افزایشی باشد. می‌توان گفت این گروه از محققان به هر دو نظریهٔ اقتصادی نئوکلاسیک و اقتصاد جغرافیای کروگمن معتقدند و وضعیت نابرابری مناطق را در بستر شرایط و ویژگی‌های خاص کشورها و مناطق مورد مطالعه، تحلیل می‌کنند. مطالعات این محققان اغلب برروی آمریکا، اتحادیهٔ اروپا و چین متمرکز شده است؛ ازجملهٔ این محققان می‌توان به «تیو پاس»[10] (۲۰۰۹)، «ژیاگو ژانگ»[11] (۲۰۱۰)، «سرجیو ری»[12] (۲۰۰۵) و «پتراکوس»[13] (۲۰۱۴) اشاره نمود. (اسفندیار زبردست، ۱۳۹۶).

1. Diego Puga
2. Myrdal
3. Kaldor
4. Romer
5. Nijkamp
6. Charron
7. Lessmann
8. Petrakos
9. Richard Baldwin
10. Tiiu Paas
11. Xiabo Zhang
12. SergioJ.Rey
13. Petrakos

هرچند هنوز این نکته که کل کشور باید رشد خوبی داشته باشد یا مناطق متوازن رشد نمایند یک موضوع جنجالی است و سیاست‌گذاران در سال‌های اخیر بین رشد و نابرابری‌ها احتیاط می‌کنند (باراکا، ۲۰۰۹).

۲-۲. شاخص نابرابری

برای اندازه‌گیری نابرابری، شاخص‌های مختلفی ارائه شده است که هرکدام ویژگی‌ها، مزیت‌ها و معایبی دارند. شاخص ضریب جینی، شاخص ویلیامسون، ضریب تغییرات، شاخص تایل، شاخص اتکینسون و شاخص شانون، از رایج‌ترین آن‌ها است. برای شاخص‌های نابرابری ویژگی‌هایی را برشمرده‌اند که در حالت کلی دارا بودن تعداد بیشتری از این ویژگی‌ها، موجب ارجحیت یک شاخص بر شاخص دیگر می‌شود. «دالتون»[1] (۱۹۲۰) هفت ویژگی را برای یک شاخص نابرابری مطلوب معرفی کرد (ابونوری، ۱۳۸۴).

در بین شاخص‌ها، ضریب جینی، شاخص تایل و ضریب تغییرات از این نظر بر بقیهٔ ارجحیت داشته و مورد استفاده قرار گرفته‌اند، اما هرکدام ایراداتی نیز دارند. از شاخص ضریب تغییرات به‌دلیل خاصیت تجزیه‌شوندگی و سهولت در محاسبه می‌توان استفاده نمود. شاخص ضریب تغییرات یکی از مهم‌ترین شاخص‌هایی است که به‌دلیل خاصیت تجزیه‌شوندگی در اکثر مطالعات مورد استفاده قرار می‌گیرد (بورگینان، ۲۰۰۳)؛ بنابراین رایج‌ترین شاخص برای اندازه‌گیری نابرابری‌های منطقه‌ای در داخل کشورها، ضریب تغییرات (CV) است. این شاخص چنان‌چه تعریف می‌شود، یک نسخهٔ نرمال شده از انحراف استاندارد است. مزیت اصلی این مقیاس نسبت به مقیاس‌های دیگر این است که میانگین مستقل دارد، به‌طوری‌که می‌توان به‌راحتی درمیان مناطق و فارغ از مقیاس محاسبه‌ها برای مقایسه استفاده نمود. این یک مزیت نسبت به سایر مقیاس‌های نابرابری مانند ضریب جینی و شاخص تایل، که توسط اندازهٔ توزیع و واحد اندازه‌گیری تحت‌تأثیر قرار می‌گیرند، است. باوجود این مزیت‌ها، ضریب تغییرات CV به داده‌های پرت حساس است. ضریب جینی (Gini) نیز به‌شدت تحت‌تأثیر مقادیر بالاست، شاخص تایل (Theil) به مقادیر کمتر حساس است (فان و سان[2]، ۲۰۰۸). برای پرهیز از این مشکلات شاخص ضریب تغییرات جمعیتی معرفی شده است. مزیت این شاخص این است که تحت‌تأثیر مقیاس‌های اندازه و تعداد واحدهای فضایی قرار نمی‌گیرد و در برابر مشاهدات دورافتاده و بزرگ مقاوم است؛ علاوه‌بر این، اصل انتقال پیگو–دالتون[3] را که بیان می‌کند انتقال از مناطق فقیر به مناطق ثروتمند باید به‌طور یکنواختی میزان نابرابری را افزایش دهد، درنظر می‌گیرد (دالتون، ۱۹۲۰؛ پیگو، ۱۹۱۲)، هم‌چنین تغییرات رشد مناطق درون کشور را به‌خوبی نشان می‌دهد؛ از این‌رو، در این مطالعه از این شاخص به‌عنوان معیار نابرابری مناطق استفاده شده است.

1. Dalton
2. Fan and Sun
3. Pigou-Dalton Transfer Principle

۲-۳. ضریب تغییرات وزنی جمعیتی (PWCV)

به‌منظور اندازه‌گیری توزیع نابرابری منطقه‌ای، از تعدیل ضریب تغییرات با وزن جمعیتی مناطق استفاده می‌شود (کول[1]، ۱۹۹۵؛ ویلیامسون[2]، ۱۹۶۵؛ ازکورا و پاسکول[3]، ۲۰۰۸؛ لسمان[4]، ۲۰۰۹؛ رودریگودز و ازکورا[5]، ۲۰۱۰). هم‌چنین فرم لگاریتمی این شاخص در مطالعات متعددی که بر توزیع نابرابری درون کشوری تأکید دارند، مورد استفاده قرار گرفته است (بارو و سالایی مارتین[6]، ۱۹۹۲؛ سالایی‌مارتین، ۱۹۹۶؛ پی‌کریاکو و رو کا ساگالس[7]، ۲۰۱۴؛ ازکورا و راپون[8]، ۲۰۰۶؛ لسمان، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴).

ضریب تغییرات وزنی برای داده‌های ترکیبی با وزن جمعیتی به‌صورت زیر است:

$$CV_{it} = \frac{\left[P_{it}(\bar{Y}-Y_{it})^2\right]^{1/2}}{\bar{y}} \qquad (۱-۲)$$

شاخص ضریب تغیرات وزنی جمعیتی نیز به‌صورت زیر قابل تعریف است:

$$PWCV_{it} = [P_{it}(Ln\,\bar{Y} - LnY_{it})^2]^{1/2} \qquad (۲-۲)$$

در روابط بالا $\bar{Y}$ متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه کشور، Y_{it} تولید ناخالص داخلی سرانهٔ استان iدر سال t و P_{it}نسبت جمعیت استان i به جمعیت کشور در سال t می‌باشند. در پژوهش حاضر از رابطهٔ (۲-۲) استفاده شده است.

۲-۴. مطالعات پیشین

درخصوص نابرابری و تأثیر عوامل مختلف بر نابرابری در ایران و سایر کشورها مطالعات مختلفی انجام شده است که خلاصهٔ مطالعات و نتایج به‌دست آمده به‌شرح جدول زیر است.

1. Cowell
2. Wiliamson
3. Ezcurra & Pascual
4. Lessman
5. Rodriguez & Ezcurra
6. Barro & Sala-i-Martin
7. P. Kyriacou & Roca-Sagalés
8. Ezcurra & Rapun

جدول ۱: خلاصهٔ مطالعات پیشین.

Tab. 1: Summary of previous studies.

محقق	سال	موضوع	جامعهٔ آماری
نتیجه			
رحمانی‌فضلی و همکاران	۱۳۹۸	ارزیابی نقش بودجه در نابرابری منطقه‌ای کشور، هم‌گرایی بتای مطلق و بتای شرطی	۳۱ استان ایران
کل بودجهٔ تخصیصی، موجب واگرایی و افزایش شکاف درآمدی میان استان‌ها می‌شوند			
اسکندری	۱۳۹۷	توزیع نابرابری منطقه‌ای در کشور و بررسی تأثیر عوامل اقتصادی-اجتماعی، محیطی و سیاسی بر شاخص نابرابری	۳۱ استان ایران
تمامی الگوهای فضایی نشان‌دهندهٔ هم‌بستگی بالای نابرابری استان‌ها به یک‌دیگر است			
پورفرج و همکاران	۱۳۹۷	نابرابری منطقه‌ای در ایران و تأثیر عوامل اقتصادی با رویکرد اقتصادسنجی فضایی	۳۱ استان ایران
افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نسبت تولید صنعتی، نابرابری استان‌ها را کاهش می‌دهد			
بهشتی و همکاران	۱۳۹۷	نابرابری توزیع درآمد میان استان‌های ایران با استفاده از رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی	ایران
بی‌ثباتی بالایی در الگوهای فضایی درآمد سرانه در ایران وجود دارد، هم‌چنین نتایج بیانگر پدیدهٔ خوشه‌بندی فضایی در درآمد سرانهٔ استان‌ها است			
دل‌انگیزان و همکاران	۱۳۹۶	اندازه‌گیری نابرابری و بررسی اثرات صنعتی شدن بر آن با استفاده از اقتصادسنجی فضایی	ایران
اثرات همسایگی بر نابرابری در این مطالعه تأیید شده است و رشد اقتصادی استان‌ها هم‌گرا است؛ هم‌چنین صنعتی‌شدن در استان خاص باعث واگرایی رشد اقتصادی و اثرات سرریز آن باعث هم‌گرایی رشد اقتصادی استان‌ها می‌شود			
مهرآرا و محمدیان	۱۳۹۴	اثر متغیرهای اقتصادی بر ضریب جینی در اقتصاد ایران	ایران
متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با علامت مثبت مهم‌ترین متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی در اقتصاد ایران است عوامل دیگری چون هزینه‌های جاری دولت، نسبت درآمدهای نفتی، درجهٔ باز بودن و تغییرات نرخ ارز از دیگر موارد مؤثر بر نابرابری است.			
دیزجی و همکاران	۱۳۹۴	رابطهٔ میان توسعهٔ مالی و نابرابری در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه	۶۷ کشور
برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه می‌توان نتیجه گرفت که افزایش نهادها و مؤسسات مالی در نهایت موجب کاهش نابرابری درآمدی خواهد شد			
دهقان‌شبانی	۱۳۹۴	تأثیر فاصلهٔ اقتصادی بر رشد منطقه‌ای با استفاده از روش GMM	۲۸ استان
با افزایش فاصلهٔ اقتصادی رشد منطقه کاهش می‌یابد و لذا سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت‌های این مناطق به رشد آن‌ها کمک خواهد نمود.			
خداپرست و داودی	۱۳۹۳	بررسی اثرات انواع مخارج دولت بر کاهش فقر و نابرابری	ایران
با جهت‌گیری هزینه‌های دولت به‌سمت ارتقا شاخص‌های اجتماعی در ایران و توسعهٔ انسانی که به توانمندسازی فقرا منجر شود که می‌تواند به توزیع برابر درآمد و کاهش فقر یاری رساند			
ابونوری و زیوری	۱۳۹۳	تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد (ایران و کشورهای منتخب)	ایران
افزایش درآمدهای مالیاتی رابطهٔ مستقیم و مثبت با رشد اقتصادی دارد و با افزایش درآمدهای مالیاتی ضریب جینی افزایش می‌یابد و در نتیجه نابرابری درآمد بیشتر می‌شود			
شیخ‌بگلو	۱۳۹۱	تحلیل فضایی محرومیت و نابرابری‌های توسعه در شهرستان‌های ایران	ایران
ایران با مشکل نابرابری‌های منطقه‌ای شدید مواجه است در صورت ادامه با تشدید نابرابری‌های منطقه‌ای، هم‌چنان جمعیت، سرمایه و به‌تبع آن امکانات و فرصت‌ها به‌سمت مناطق توسعه‌یافته و پرجاذبه سرازیر خواهد شد			
اکبری و همکاران	۱۳۹۰	تحلیل فضایی اثرات مخارج دولت بر نابرابری در ایران	ایران
به‌طور متوسط افزایش مخارج جاری سرانه، با افزایش نابرابری و افزایش مخارج عمرانی سرانه، با بهبود توزیع درآمد همراه بوده است			
اکبری	۱۳۹۰	تحلیل منطقه‌ای رشد در ایران	ایران
چگالی جمعیت اثر مثبت و ناهم‌گونی مذهبی و قومیتی و هم‌چنین فاصلهٔ اقتصادی اثر منفی بر رشد استان‌ها دارد			
کسرایی	۱۳۸۶	نظریهٔ هم‌گرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای	کشورهای کنفرانس اسلامی
رشد اقتصادی هر کشور علاوه‌بر نرخ رشد درون‌زای خود به نرخ رشد کشورهای مجاور نیز وابسته است			

کرمپور	۱۳۸۳	نظام درآمد و هزینهٔ استان نگاهی جدید به توسعه و توازن منطقه‌ای	ایران
تا توسعه در هر منطقه‌ای درونی نشده باشد و بر منابع قابل حصول در درون‌منطقه متکی نگردد، پی‌ریزی روند توسعه‌ای درون‌زا و پایدار امکان‌پذیر نخواهد بود			
فیلیپ	۲۰۲۱	نابرابری درآمد منطقه‌ای، هم‌گرایی توزیعی و اثرات مکانی: شواهدی از مناطق اندونزی	۳۴ استان اندونزی
اثرات همسایه نقش بسزایی در کند کردن سرعت هم‌گرایی درآمد در سطح منطقه داشته است.			
دابانا	۲۰۲۱	باز کردن قفل جعبهٔ سیاه: یک فراتحلیل جامع از عوامل اصلی تعیین‌کنندهٔ نابرابری درآمد در منطقه	۳۳ کشور
عوامل نهادی (توسعهٔ مالی، سیاست‌های مالی و اندازهٔ بخش عمومی) که اغلب به آن‌ها اشاره نمی‌شود، به‌طور قابل‌توجهی به کاهش نابرابری درآمد در منطقه کمک می‌کند. سرمایهٔ انسانی و فضای باز تجاری نیز نابرابری در درآمد منطقه را کاهش می‌دهد.			
جاستین	۲۰۲۰	تکامل نابرابری درآمد منطقه‌ای در برزیل	برزیل
تأمین نیروی کار و سرمایه؛ کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل؛ سیاست داخلی و تجاری (شامل صنعتی شدن یا و فرآیندهای مربوط به تغییر ساختاری خود تقویت‌کننده. باعث کاهش نابرابری در طول زمان شده است.			
باسوکی	۲۰۲۰	اثر سیاست مالی و سرمایه گذاری خارجی بر اقتصاد منطقه ای	۲۰ استان اندونزی
هزینه‌های دولت در زمینهٔ آموزش، بهداشت و دریایی در منطقهٔ غرب در افزایش رشد اقتصادی مؤثرتر از منطقهٔ شرقی است.			
سوبک	۲۰۱۹	رشد نابرابر: سیاست مالی و نابرابری درآمد در چین و کشورهای بریک	چین، برزیل هند و روسیه (BRIC)
در مورد چین، نتایج تجربی نشان می‌دهد که هزینه‌های دولت و مالیات اثرات مخالفی بر نابرابری درآمد دارند. درحالی‌که به‌نظر می‌رسد هزینه‌های دولت تأثیر بدتری دارد، مالیات توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد.			
جی یوهویی	۲۰۱۹	نابرابری منطقه‌ای مقیاس‌ها و روش‌ها	کشورهای OECD
نابرابری بین منطقهٔ پایدار و گسترده‌تر شده است و روند افزایشی آن پررنگ‌تر و خطرناک‌تر شده است			
فوجیموتو	۲۰۱۵	تجزیه و تحلیل کمی از عوامل منطقه‌ای درآمد	ژاپن
سرمایه‌گذاری دولت مرکزی، یارانه‌ها و هزینه‌های انتقالی دولت مرکزی (امنیت اجتماعی و بیمه) درآمد منطقه را متأثر می‌کند.			
مک‌کومبی و همکاران	۲۰۱۵	رشد بهره‌وری، نابرابری فضایی	چین
شهرهای با تکنولوژی پیشرفتهٔ نابرابری کمتر دارند و آموزش و ساختار زیربنایی نقش اساسی در نابرابری‌های درآمدی بازی می‌کنند			
اندی	۲۰۱۴	نابرابری درآمد منطقه‌ای در اندونزی	اندونزی
برنامهٔ اصلاحی ۲۰۰۱ اندونزی مؤثر بوده و نابرابری درآمد مناطق را کاهش داده است			
بوسانا	۲۰۱۴	نابرابری درآمد منطقه‌ای و مداخلات دولت	هند
هزینه‌های دولت نابرابری مناطق را کاهش داده است و البته تأثیر آن در مناطق با درآمد پایین بیشتر بوده است، درحالی‌که مخارج عمرانی دولت بیشتر ایالت‌های با درآمد متوسط را بیشتر متأثر کرده است			
الر و فیدرموک	۲۰۱۳	سیاست مالی و نوسانات تولید منطقه‌ای شواهدی از روسیه	روسیه
سیاست مالی دولت عامل نوسان تولید در مناطق است؛ هرچند هرچه اندازهٔ دولت محلی بزرگ‌تر باشد این نوسان کمتر است.			

۳. روش تحقیق و معرفی مدل

روش بررسی فرضیه‌ها با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی است. وقتی در تحقیق با داده‌هایی روبه‌رو هستیم که دارای جزو مکانی هستند، دیگر به‌کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم چندان مناسب نیست. تفاوت اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی رایج در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصادسنجی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزو مکانی هستند. زمانی‌که داده‌های نمونه‌ای دارای جزو مکان باشند دو مسأله رخ خواهد داد: ۱- وابستگی فضایی میان مشاهدات؛ ۲- ناهم‌سانی فضایی در روابطی که ما مدل‌سازی می‌کنیم.

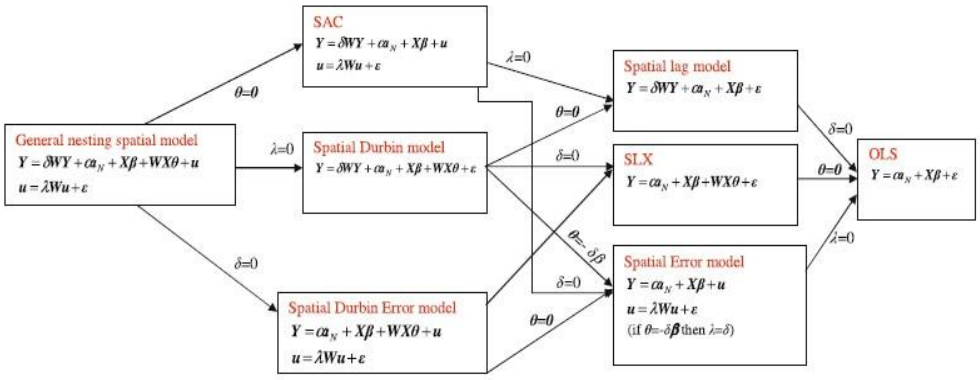
اقتصادسنجی مرسوم، این دو موضوع، یعنی وابستگی فضایی و ناهم‌سانی فضایی را نادیده می‌گیرد؛ چراکه در صورت توجه به آن‌ها فروض مورد استفاده در اقتصادسنجی مرسوم، یعنی فروض «گاس-مارکف» که

خصوصیات مطلوب تخمین‌زننده‌های حداقل مربعات معمولی است، نقض خواهد شد. در قضیهٔ گاس–مارکف فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض را نقض می‌کند. هم‌چنین ناهم‌سانی فضایی، فرض گاس–مارکف را که یک رابطهٔ خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ها وجود دارد را نقض می‌کند؛ چراکه با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت بین داده‌های نمونهٔ فضایی رابطه تغییر خواهد کرد و ضرائب، تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود و در نتیجه شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم، کاربرد نخواهد داشت و روش مناسب، اقتصادسنجی فضایی و روش‌های مختلف آن است.

در این پژوهش از داده‌های ۳۱ استان در بازهٔ زمانی ۹۵–۱۳۷۹هش. با بهره‌گیری از رویکرد داده‌های پانل پویا استفاده خواهد شد.

مزایای به‌کار گیری رویکرد پانل دیتا که در آن اطلاعات سری زمانی و مقاطع (مناطق) ترکیب می‌شود در این است که تعداد مشاهدات در اختیار محقق بیشتر شده و در نتیجه درجهٔ آزادی افزایش می‌باشد؛ هم‌چنین هم‌خطی در این نوع تخمین‌ها کم است. به‌علاوه می‌توان اثراتی را شناسایی و اندازه‌گیری کرد که در داده‌های سری زمانی و یا مقطعی نمی‌توان اندازه‌گیری نمود (اشرف‌زاده، ۱۳۸۷).

مدل کلی برای بیان اثرات فضایی، مدل عمومی زیر است:



شکل ۱: مدل بیان اثرات فضایی (الهورثت، ۲۰۱۲).

Fig. 1: Spatial effects expression model.

بسته به این‌که آثار فضایی ازطریق منغیر مستقل، متغیر وابسته و یا عامل خطا در سایر مناطق انتشار می‌یابد مدل عمومی، به یکی از حالت‌های مدل وقفهٔ فضایی[1]، مدل رگرسیون مختلط–وقفهٔ فضایی[2] مدل خطای فضایی[3]، مدل وقفهٔ فضایی–خطای فضایی[4]، مدل فضایی دوربین[5] تبدیل خواهد شد.

1. Mixed Regression - Spatial Lag Model
2. Mixed Regression - Spatial Autoregressive Model (MR-SAR)
3. SEM (Spatial Error Model)
4. SAC (SARAR)
5. SDM (Spatial Durbin Model)

ازطریق تست‌های اقتصادسنجی می‌توان بین وقفهٔ زمانی، مدل دوربین و مدل خطای زمانی تمایز قائل شد، تا بتوان بهترین مدل برای توصیف داده‌های تولید فرآیند را انتخاب کرد.

۱-۳. مدل تحقیق

برگرفته از مباحث نظری مدل عمومی قابل برآورد به‌شرح زیر است:

$$y_i = \lambda W_{ij} y_i + X\beta + u_i \qquad u_i = \rho W_{ij} u_i + \varepsilon_i \qquad (۱-۳)$$

در رابطهٔ فوق yi متغیر وابسته، W ماتریس مجاورت یا ماتریس وزنی فضایی و X متغیرهای توضیحی الگوست. ضریب λ نیز شدت هم‌بستگی فضایی مناطق را نشان می‌دهد. برای تعیین ماتریس مجاورت، می‌توان از روش مجاورت و هم‌بستگی استفاده کرد. در این‌روش، با تعیین این‌که کدام منطقه باهم همسایه یا مجاور هستند، ماتریس مجاورت تشکیل می‌شود. بسته به مقادیر λ و $\boldsymbol{\rho}$ مدل عمومی به یکی از حالت‌های مدل خطای فضایی، وقفهٔ فضایی و مدل فضایی دوربین تبدیل می‌شود.

الگوی تجربی قابل برآورد برگرفته از مباحث نظری و مدل کلی به‌شرح زیر خواهد بود:

$$\text{pwcv} = \text{popp} + \text{gdpp} + \text{omranisar} + \text{tashilsar} + \text{omranispsar} + \text{jarisar} + \text{perin} + \text{perag} + \text{gdpsar} + u \qquad (۲-۳)$$

$$u = \lambda W u + \varepsilon$$

در این مدل:

Pwcv شاخص نابرابری (ضریب تغییرات وزنی جمعیتی) استان i در سال t

Popp سهم جمعیت استان از جمعیت کشور در سال t

gdpp سهم تولید استان از تولید کشور در سال t

Omranisar اعتبار عمرانی سرانهٔ استان i در سال t به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵

Omranispsar اعتبار عمرانی خاص کاهش نابرابری سرانهٔ استان i در سال t به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵

Jarisar اعتبار جاری سرانهٔ استان i در سال t به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵

Tashisar تسهیلات پرداختی سرانهٔ استان i در سال t به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵

Perin سهم بخش صنعت و معدن استان i در سال t از تولید استان

Perag سهم بخش کشاورزی استان i در سال t از تولید استان

Gdpsar درآمد سرانهٔ استان i در سال t به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ است.

۴. نتایج برآورد مدل

قبل از برآورد مدل رگرسیون فضایی باید ابتدا از ملنایی و وجود رابطهٔ هم‌بستگی فضایی بین متغیرهای مورداستفاده در مدل اطمینان حاصل شود. برای این‌منظور از آزمون «لوین لین چو» استفاده می‌شود. نتایج به‌دست آمده نشان‌دهندهٔ مانایی تعدادی از متغیرهای مدل درسطح و تعدادی نیز در تفاضل مرتبهٔ اول است (جدول ۱).

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی متغیرها (لوین لین چو).
Tab. 1: Results of Manay test of variables.

عنوان متغیر	متغیر سطح		متغیر تفاضل مرتبهٔ اول	
	آماره	p value	آماره	p value
popp	-1/388	0/0825	-۳/۵۶۳	۰/۰۰۰۲
gdpp	-1/51	0/065	-4/541	0
gdpsar	-0/253	0/041		
tashilatsar	-6/99	0		
jarisar	-0/0044	0/001		
omranisar	0/6476	0/741	-0/0182	0
omranispsar	9.114	1	-9/937	0

(منبع: یافته‌های پژوهش).

به‌منظور پرهیز از وجود رگرسیون کاذب و آگاهی از وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها نیز انجام می‌شود. نتایج به‌دست آمده از مقدار احتمال آمارهٔ آزمون وسترلاند (Westerlund) وجودهم انباشتگی تأیید می‌شود (جدول ۲).

جدول ۲: آزمون هم‌انباشتگی.
Table 2: Cointegration test.

آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
وسترلاند	۱۲/۰۷۲۵	۰/۰۰۰۰	تأیید هم انباشتگی

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۱-۴. نتایج برآورد الگو

بعد از انجام آزمون‌های ریشهٔ واحد، لازم است که آزمون‌های تشخیصی برای تعیین نوع مدل تخمین انجام شود. به‌منظور بررسی ویژگی‌های پسماندهای برآوردی از آزمون «ولدریج» برای تشخیص خودهم‌بستگی پسماندها و از آزمون والد تعدیل شده برای تشخیص ناهم‌سانی واریانس در پسماندها استفاده شده است (جدول ۳). در صورت وجود خود هم‌بستگی باید با استفاده از روش‌های مربوطه به رفع آن بپردازیم.

جدول ۳: آزمون خودهم‌بستگی و ناهم‌سانی واریانس.
Tab. 3: Autocorrelation and variance heterogeneity test.

آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
ولدریج	۷.۴۹۲	۰/۰۱۰۳	
والد تعدیل شده	۴۱۰۴۹	۰/۰۰۰	عدم وجود ناهم‌سانی

(منبع: یافته‌های پژوهش).

حالا نوبت این است که مشخص شود وابستگی فضایی در بین متغیرهای مدل وجود دارد یا خیر؟ برای این‌منظور از آزمون موران استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون مذکور در جدول ۵، ارائه شده است. میزان احتمال آمارهٔ مذکور برای هر سه گروه از استان‌ها (کلیهٔ استان‌ها، استان‌های مرزی و استان‌های با کشاورزی قوی‌تر) رد فرضیهٔ H0 (یعنی عدم وجود خودهم‌بستگی فضایی بین متغیرهای مدل) است؛ بنابراین وابستگی فضایی در مدل وجود دارد و بایستی مدل با لحاظ وابستگی مکانی (پانل) صورت گیرد.

بعد از انجام آزمون موران و تأیید فضایی بودن مدل این پرسش مطرح می‌شود که برآورد مدل در قالب کدام‌یک از اثرات ثابت یا تصادفی انجام می‌شود. برای این‌منظور از آزمون «هاسمن» استفاده می‌شود. فرضیهٔ H0 این آزمون تأیید اثرات تصادفی و فرضیهٔ H1 بیانگر تأیید روش اثرات ثابت است. نتایج حاصل از آزمون مذکور در جدول (۴) بیانگر تأیید اثرات تصادفی در برآورد مدل مناسب هر سه الگو در این پژوهش است.

تعیین بهترین مدل فضایی از بین مدل‌های فضایی، یعنی SDM, SAR, SEM, SAC مرحلهٔ پایانی در آزمون‌های تشخیصی است. آزمون‌های والد و وارد چندگانه برای این‌منظور مورداستفاده خواهد بود. فرضیهٔ آزمون والد بر این نکته تأکید دارد که می‌توان مدل عمومی‌تر SDM را به نفع مدل SAR ساده تبدیل کرد و فرضیهٔ والد چندگانه هم بیان می‌کند که می‌توان مدل SDM را به نفع SEM تقلیل داد. هم‌چنین در صورت رد هر دو فرضیه، مدل SDM برازش بهتری از داده‌ها خواهد داشت (نظری و کیانی، ۱۳۹۸). نتایج حاصل از این آزمون‌ها بیانگر تأیید مدل عمومی‌تر SDM برای هر سه الگوی موردمطالعه است.

لازم به ذکر است تفسیر ضرایب برآوردهای مدل دوربین فضایی ازطریق مشتق جزئی هم‌چون مدل‌های رگرسیون مرسوم امکان‌پذیر نیست؛ بلکه ازطریق تفکیک اثرات به اثرات مستقیم و غیرمستقیم و اثر کل قابل تفسیر است. اثر مستقیم، درواقع مشتق جزئی متغیر وابسته هر منطقه نسبت به متغیر توضیحی همان منطقه است

و اثر غیرمستقیم اثرات سرریز متغیرهای توضیحی سایر مناطق بر یک منطقه است. اثر کل حاصل جمع این اثرات و میانگین وزنی متغیر توضیحی است.

جدول ۴: نتایج کلی آزمون‌ها برای تعیین خودهم‌بستگی فضایی و تشخیص انتخاب مدل بهینه.

Tab. 4: General results of the tests to determine the spatial autocorrelation and determine the optimal model selection.

عنوان	آزمون موران		آزمون هاسمن		آزمون والد		آزمون والد چندگانه		نتیجه کلی
	P Value	آماره	P Value	آماره	P Value	آماره	P Value	آماره	
کلیهٔ استان‌ها	0	13/45	0/844	4/14	0.0092	18/68	0/0053	18/42	وجود خودهم‌بستگی فضایی و تأیید مدل SDM با اثرات تصادفی
استان‌های مرزی	0	16/75	0/3214	6/99	0	35/17	0	43/66	وجود خودهم‌بستگی فضایی و تأیید مدل SDM با اثرات تصادفی
استان‌های با کشاورزی قوی‌تر	0	39/41	0/2384	10/39	0/0004	28/18	0/0003	31/34	وجود خودهم‌بستگی فضایی و تأیید مدل SDM با اثرات تصادفی
فرضیهٔ H0	عدم تأیید مدل فضایی		مدل با اثرات تصادفی		رد مدل عمومی‌تر SDM به نفع مدل SAR		رد مدل عمومی‌تر SDM به نفع مدل SEM		

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۲-۴. برآورد مدل دوربین فضایی

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، مدل ارائه شده با نرم‌افزار STATA15 برآورد شده است. نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل بیانگر این است که وجود آثار فضایی به‌صورت معکوس تأیید شده به‌طوری‌که با افزایش نابرابری در سایر مناطق، نابرابری یک منطقه کم می‌شود. ضریب ۰/۷۶ این متغیر به مفهوم هم‌گرا بودن نابرابری مناطق است. نتیجهٔ مهم دیگر به‌دست آمده از مدل این است که بودجهٔ خاص کاهش نابرابری تأثیر معنی‌داری بر نابرابری ندارد؛ هم‌چنین آثار غیرمستقیم این متغیر نیز تأثیر معنی‌داری نداشته است و این به مفهوم عدم کارایی سیاست بودجهٔ طراحی شده برای کاهش نابرابری مناطق است؛ و لازم است ساختار دیگری برای کاهش نابرابری تدوین شود.

از بین سایر متغیرهای بیرونی ازجمله اعتبارات عمرانی و جاری و تسهیلات بانکی پرداخت شده، تنها اثر تسهیلات بر نابرابری مورد تأیید قرار گرفته است و نشان می‌دهد که افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کاهش نابرابری تأثیر معنی‌داری دارد و افزایش آن موجب کاهش نابرابری می‌شود.

از ویژگی‌های مناطق می‌توان به سهم مناطق از جمعیت کشور اشاره کرد. اثر این متغیر بر نابرابری مثبت و معنی‌دار است و نشان می‌دهد افزایش سهم جمعیت و تجمع جمعیت در منطقه بازدهی‌های فزآینده و مثبت نسبت به مقیاس را به‌همراه می‌آورد. سطح درآمد سرانهٔ منطقه را نسبت به متوسط کشور افزایش خواهد داد و فاصلهٔ آن منطقه را از متوسط کشور افزایش می‌دهد و در نتیجه نابرابری را افزایش خواهد داد.

از دیگر ویژگی‌های منطقه، توان و پتانسیل بخش کشاورزی منطقه است؛ این‌که سهم بخش کشاورزی استان از تولید استان چه‌قدر است. این سهم در منطقه، بالاتر باشد نشان‌دهندهٔ کشاورزی قوی‌تر است و تأثیر این متغیر نیز بر نابرابری منفی و معنی‌دار است و نشان می‌دهد در مناطق با توان کشاورزی بالاتر نابرابری کمتر است.

موضوع دیگر بررسی مرزی بودن مناطق بر نابرابری است. ضریب این متغیر نیز معنی‌دار است در استان‌های مرزی نابرابری بیشتر است و رابطهٔ مثبت بین مرزی بودن و نابرابری مورد تأیید است.

تفسیر نتایج زمانی جالب است که آثار مستقیم و غیرمستقیم را درنظر گرفته شود. براساس نتایج به‌دست آمده بیشترین اثر بر نابرابری را تجمع جمعیت و نابرابری سایر مناطق دارد؛ به‌نحوی‌که اثر مستقیم تجمع جمعیت بر نابرابری مثبت و آثار سرریز آن بر نابرابری سایر مناطق منفی است.

در این الگو ضریب متغیر وابسته با وقفهٔ تقریباً برابر است با ۰/۷۶ که در سطح احتمال ۹۹٪ از لحاظ آماری معنی‌دار است. این ضریب بیانگر وابستگی فضایی در بین استان‌ها بوده و بیان می‌کند که شاخص نابرابری استان‌ها تحت‌تأثیر اثرات سرریز استان‌های مجاور قرار دارد. با توجه به مثبت بودن آن می‌توان گفت افزایش نابرابری هر استان در صورت ثابت بودن سایر شرایط منجر به کاهش نابرابری استان‌های مجاور خواهد شد.

متغیرهای توضیحی برآورد شده مدل نیز حکایت از این دارد که ساختار بودجهٔ طراحی و اجرا شده برای کاهش نابرابری در طی حدود ۲۰ سال گذشته تأثیر معنی‌داری بر کاهش نابرابری استان‌ها ندارد؛ از این‌رو، نمی‌توان امیدوار بود که تداوم این ساختار در آینده بتواند نابرابری بین مناطق را کاهش دهد. تغییر این متغیر در یک استان و تنها بر نابرابری آن استان اثر معنی‌داری ندارد، بلکه بر نابرابری سایر استان‌ها نیز تأثیر معنی‌داری ندارد؛ در نتیجه، این سیاست و ساختار اصلی طراحی شده برای کاهش نابرابری در سالیان گذشته فاقد اثر معنی‌دار بوده است.

سهم جمعیت هر استان از جمعیت کشور شاخصی است که بیانگر ساختار داخلی استان بوده و تمرکز جمعیت می‌تواند به ایجاد بازدهی به مقیاس منجر شود. این نکته در نتایج به‌دست آمده از پژوهش نیز تأیید شده است؛ به‌نحوی‌که رابطهٔ مثبت بین سهم جمعیت استان از کشور با نابرابری در استان‌ها را نشان می‌دهد. ضریب مثبت و معنی‌دار این متغیر نشان می‌دهد که هرچه سهم جمعیت استان از جمعیت کشور بیشتر شود، نابرابری بیشتر می‌شود؛ هرچند آثار فضایی این متغیر (یعنی تأثیر بر سایر استان‌های همسایه) مورد تأیید قرار نگرفته است.

- ضریب مربوط به متغیر سهم جمعیت استان نیز نسبت به سایر متغیرهای توضیحی مدل بزرگ‌تر است؛ در نتیجه، آثار ساختار داخلی مناطق بر نابرابری قوی‌تر از آثار متغیرهای بیرونی مدل مانند اعتبارات دولت در مناطق است.

- یکی دیگر از متغیرهای توضیحی که می‌تواند بر نابرابری مناطق اثر بگذارد ساختار اقتصادی مناطق و استان‌هاست. این‌که غالب فعالیت‌های اقتصادی استان صنعت و معدن است یا کشاورزی استان نسبت به سایر استان‌ها قوی‌تر است. برای بررسی این اثر از متغیر ابزاری Dumag و Dumin استفاده شده است. استانی که سهم ارزش‌افزودهٔ صنعت آن از متوسط ارزش افزوده کشور بیشتر است، به مفهوم توان صنعت بالا درنظر گرفته می‌شود. نتایج به‌دست آمده از مدل نشان می‌دهد که صنعتی بودن استان اثر معنی‌دار و مثبت بر نابرابری استان دارد؛ درحالی‌که کشاورزی بودن استان تأثیر معنی‌دار بر نابرابری استان‌ها ندارد. نابرابری در استانی با صنعت قوی‌تر، بیشتر از سایر استان‌ها است. اما اثر فضایی هر دو متغیر بر نابرابری معنی‌دار نیست، به این مفهوم که ساختار صنعتی یا کشاورزی یک استان تأثیر معنی‌داری بر نابرابری سایر استان‌های همسایه ندارد.

- یکی دیگر از ویژگی استان‌ها، مرزی بودن آن‌هاست. می‌خواهیم بدانیم که مرزی بودن استان و دسترسی به سایر کشورها تأثیری معنی‌دار بر نابرابری آن استان و سایر استان‌ها دارد یا ندارد. متغیر ابزاری Dummarz برای این‌منظور استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده هم برای استان مرزی و هم اثر استان مرزی بر نابرابری سایر استان‌ها، تأثیر معنی‌داری را نشان می‌دهد.

- مقایسهٔ سهم استان از Gdp کشور و سهم استان از جمعیت کشور یکی دیگر از شاخص‌هایی است که توان اقتصادی استان را نشان می‌دهد برای استان‌های قوی و با توان بالاتر از سایر استان‌ها، نسبت سهم استان ازتولید ناخالص داخلی کشور به سهم استان از جمعیت کشور، بزرگ‌تر از یک خواهد بود. اثر این نسبت با متغیر مجازی Dumgdp در مدل آورده شده است. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد این متغیر اثر مستقیم بر نابرابری دارد؛ به‌نحوی‌که با افزایش این ضریب نابرابری آن استان نیز افزایش می‌یابد و هم‌چنین نابرابری در استان‌های دیگر نیز بیشتر می‌شود.

- در بخش قبلی آثار سیاست‌های خاص کاهش نابرابری در کشور بر نابرابری مناطق مختلف بررسی قرار گرفت. در این بخش این نکته بررسی می‌شود که آثار این سیاست‌های بودجه‌ای در مناطق مرزی کشور متفاوت از آثار این سیاست در کل کشور بوده است یا خیر؟ هم‌چنین درنظر است آثار این سیاست در استان‌هایی که توان اقتصادی بالاتری نسبت به سایر استان‌های کشور دارند، مورد بررسی قرار گیرد. مدل مورد برآورد در بخش قبلی این‌بار با درنظر گرفتن اطلاعات و آمار مربوط به استان‌های مرزی و هم‌چنین یک‌بار نیز با درنظر گرفتن اطلاعات و آمار استان‌های با اقتصاد قوی‌تر مورد برآورد قرار می‌گیرد.

۳-۴. نتایج استان‌های مرزی

نتایج حاصل از اجرای مدل برای این مناطق (جدول ۵) بیانگر این نکته است که تأثیر سیاست‌های بودجهٔ خاص برای کاهش نابرابری در استان‌های مرزی رابطهٔ معنی‌داری بین سیاست مذکور با کاهش نابرابری در این مناطق وجود ندارد؛ در نتیجه آثار سیاست بودجهٔ خاص دولت برای کاهش نابرابری در این مناطق نیز معنی‌دار نبوده و فاقد کارایی لازم است. البته در این مناطق آثار سرریز اعتبار عمرانی خاص کاهش نابرابری، معنی‌دار و منفی است، یعنی افزایش اعتبارات مذکور در سایر مناطق همسایه موجب کاهش نابرابری در یک منطقه می‌شود؛ هرچند اندازهٔ ضریب آن کوچک و اثر آن محدود است.

تأثیر تسهیلات به‌عنوان شاخص سرمایه‌گذاری نیز بر نابرابری استاهای مذکور بی‌معنی و آثار سرریز این متغیر معنی‌دار و منفی است، یعنی اثر سرریز سرمایه‌گذاری در استان‌های همسایه، موجب کاهش نابرابری در یک استان می‌شود.

بیشترین اثر در نابرابری در استان‌های مرزی را متغیرهای داخلی این مناطق دارد، به‌نحوی‌که تراکم و چگالی جمعیت باعث افزایش نابرابری در استان‌های مرزی و قدرت اقتصادی بالاتر باعث کاهش نابرابری در مناطق مرزی دارد؛ در نتیجه، عامل عمدهٔ نابرابری در مناطق مرزی، بیشتر عوامل درونی این مناطق است و نه عواملی که از بیرون بر مناطق اثر می‌گذارد.

۴-۴. استان‌های با اقتصاد قوی‌تر

همان‌طورکه در مدل اصلی توضیح داده شد منظور از اقتصاد قوی‌تر، مناطقی است که سهم تولید آن‌ها از کشور، از سهم جمعیت آن‌ها از کشور بیشتر است و این شاخص بیانگر اقتصاد قوی‌تر نسبت به سایر مناطق درنظر گرفته شده است. از این‌نظر ۱۱ استان در کشور شناسایی شده و از اطلاعات آن‌ها در مدل استفاده شده است. مدل مناسب برای این مناطق نیز پس از آزمون‌های مختلف، مدل فضایی SDM است.

نتایج حاصل از اجرای مدل برای این استان‌ها نیز حاکی از آن است که اعتبار عمرانی خاص کاهش نابرابری مناطق، تأثیر معنی‌داری بر نابرابری نداشته؛ و از این‌رو، این سیاست بودجه‌ای در این مناطق نیز فاقد کارایی لازم است. هم اثر مستقیم و هم اثر فضایی یا سربار این متغیر رد شده است. مشابه استان‌های مرزی عامل اصلی و اثرگذار بر نابرابری این مناطق نیز عامل درونی و قدرت اقتصادی منطقه و ساختار صنعتی منطقه است. صنعتی بودن یک استان، باعث افزایش نابرابری آن استان و کاهش نابرابری استان‌های همسایه در این مناطق می‌شود؛ درحالی‌که با افزایش قدرت تولیدی استان، هم نابرابری استان افزایش می‌یابد و هم نابرابری استان‌های مجاور افزایش می‌یابد. نتایج به‌دست آمده در این مناطق نیز مؤید تأثیر عمدهٔ عوامل درونی در نابرابری است.

جدول ۵: خروجی مدل برای استان‌های مرزی و استان‌های با اقتصاد قوی‌تر.
Tab. 5: Model output for border provinces and provinces with stronger economy.

متغیر	استان‌های مرزی			استان‌های با اقتصاد قوی‌تر		
	ضریب	آماره	احتمال	ضریب	آماره	احتمال
tashilatsar	0/00298	0/36	0/817	-0/0098	-1/03	۳۰۳/۰
omranisar	-0.00032	0.00169	0.852	-0.0021	-0.28	۰/۷۸۳
omranispsar	-0/00113	-0/36	0/722	۰/۰۱۱	۰/۸۱	۰/۴۲
gdpp	۰/۶۱۹	۱/۳۹	۰/۱۶۵	-0/539	-2/15	۰/۰۳۳
gdpsar	۰/۰۰۰۱۲۷	۵/۵۴	۰	0/0057	-1/81	0/072
perin	−۰/۰۰۰۱۳۶	-0/48	۰/۶۳۴	۰/۰۰۱۶	۲/۰۱	۰/۰۴۶
perag	−۰/۰۰۰۲۳۳	-0/58	۰/۵۶۲	-0.0008	-0.45	0.656
W_omranispsar	۰/۰۰۲۹	1/98	0/049	-0/0037	-0/4	0/689
W_tashilsar	-0/0103	-1/82	0/07	-0/0042	-0/77	0/425

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

برخلاف انتظار، نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که ساختار و سیاست‌های بودجه‌ای دولت، که برای نابرابری مناطق در طی حدود ۲۰سال گذشته طراحی و اجرا شده، تأثیر معنی‌داری بر نابرابری نداشته است.

هم‌چنین آثار غیرمستقیم و فضایی این متغیر نیز تأثیر معنی‌داری بر سایر مناطق نداشته است و این به مفهوم عدم کارایی ساختار بودجه‌ای ارائه شده بر کاهش نابرابری مناطق است و لازم است ساختار دیگری برای کاهش نابرابری تدوین شود.

- نابرابری در استان‌های مرزی بیشتر است و نتایج نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مثبت بین مرزی بودن و نابرابری است.
- ساختارها و ویژگی‌های داخلی استان‌ها در نابرابری آن‌ها اثرگذار است، به‌نحوی‌که توان بالا و پتانسیل کشاورزی آن‌ها بر نابرابری اثر منفی داشته و نابرابری با افزایش توان کشاورزی کاهش می‌یابد؛ ازطرف دیگر، چگالی جمعیت در یک منطقه، نابرابری آن منطقه را افزایش می‌دهد، درحالی‌که آثار سرریز آن بر نابرابری سایر مناطق منفی است و باعث کاهش نابرابری سایر مناطق می‌شود.
- بررسی آثار سیاست بودجه‌ای مذکور در استان‌های مرزی و در استان‌های با اقتصاد قوی‌تر از سایر مناطق نیز مؤید بی‌اثر بودن سیاست‌های بودجه‌ای در این مناطق است.
- در نتیجه، عوامل کاهش نابرابری مناطق عوامل بیرونی نظیر منابع بودجه دولت نیست، بلکه عوامل درونی آن‌ها ازجمله ساختار اقتصادی، چگالی جمعیت و... است؛ از این‌رو، با توجه به ناکارآمدی ساختار بودجه طراحی شده در سال‌های گذشته، پیشنهاد می‌شود ماهیت یا اندازهٔ این منابع برای مناطق مورد بازنگری تصمیم‌گیران قرار گیرد.

- نابرابری در استان‌های مرزی بیشتر از سایر مناطق است؛ از این‌رو، توجه ویژه به این مناطق و تعریف بسته‌های خاص حمایتی برای این مناطق ضروری است. عدم توجه به این موضوع موجبات عمیق‌تر شدن نابرابری مناطق و در نتیجه واگرایی این مناطق می‌شود.
- هرچند تأثیر اعتبارات خاص کاهش نابرابری مناطق، فاقد کارایی بوده است، نحوهٔ هزینهٔ کرد این اعتبارات اگر به تقویت ویژگی‌های درونی و توانمند سازی افراد مناطق منجر شده باشد، می‌تواند بر کاهش نابرابری مؤثر باشد؛ از این‌رو، توجه به تقویت عوامل درونی مناطق ازطریق افزایش اعتبارات می‌تواند مطلوب باشد.

کتابنامه

– ابونوری، اسماعیل، (۱۳۸۴). «برآورد وارزیابی سازگاری شاخص‌های نابرابری اقتصادی با استفاده از ریزداده‌ها در ایران». *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۷۱: ۱۷۱–۲۰۹.

– اخوی، احمد، (۱۳۹۳). *نابرابری توزیع درآمد، تحلیلی از علت‌ها، پیامدها و سیاست‌ها*. تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

– اکبری، نعمت اله، (۱۳۹۰). «تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران (با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی GWR)». *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۳: ۱–۲۵.

– دل‌انگیزان، سهراب، (۱۳۹۶). «اندازه‌گیری نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها و بررسی هم‌گرایی رشد آن‌ها (رهیافت اقتصادسنجی فضایی)». *فصلنامهٔ علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲۸: ۸۳–۹۸.

– دهقان‌شبانی، زهرا، (۱۳۹۰). «تحلیل منطقه‌ای رشد اقتصادی در ایران با تأکید بررهیافت 3d». پایان نامهٔ دکتری دانشگاه اصفهان (منتشر نشده).

– دهقان‌شبانی، زهرا؛ و اکبری، نعمت‌اله، (۱۳۹۴). «فاصلهٔ اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲: ۲۰۳–۲۲۲.

– رئیسی‌دهکردی، شهرام، (۱۳۹۴). *اقتصاد نوین شهری و منطقه‌ای*. انتشارات نور علم.

– زبردست، اسفندیار، (۱۳۹۶). «گونه‌شناسی رویکردهای نظری و تجربی نابرابری‌های منطقه‌ای». *فصلنامهٔ دانشگاه هنر*، ۱۹، صص۱۵۳–۱۶۹.

– شهیکی‌تاش، محمدنبی، (۱۳۹۴). «بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران (مطالعهٔ مقایسه‌های رفاه مبتنی‌بر دیدگاه هاروی و اسمیت). *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۱۷: ۱۵–۳۰.

– شیخ‌بیگلو، رعنا؛ و تقوایی، مسعود، (۱۳۹۱). «تحلیل فضایی محرومیت و نابرابری‌های توسعه در شهرستان‌های ایران». *فصلنامهٔ رفاه اجتماعی*، ۴۶: ۲۱۵–۲۴۵.

– قره‌باغیان، مرتضی، (۱۳۹۲). *اقتصاد رشد و توسعه*. (جلد اول)، نشر نی.

- Abu Nouri, I., (2004). “Estimating the compatibility of economic inequality indicators using microdata in Iran”. *Journal of economic research*, 71: 171-209.

- Akbari, N., (2011). “Spatial analysis of the effect of government financial policies on income inequality in Iran”. *Quantitative Economics Quarterly*, 3: 1-25.

- Akhavi, A., (2014*). Inequality of income distribution, an analysis of causes, consequences and policies.* Tehran: Institute of Business Studies and Research.

- Arelano, M. & Bonds, S., (1991). "Some tests for panel data monte carlo evidence and application to employment equation". *Review of economic studies*, 58: 277-297.

- Baldwin, R., (2011). *Economic geography and public policy*, Princeton university.

- Bandya Padyah, S., (2002). "An Inquiry into Causes of Regional Disparities in Economic Growth Across Indian States". London university, PhD dissertation.

- Basuki Agus, Tri., (2020). "The Effect of Fiscal Policy and Foreign Direct Investment on Regional Economy in Indonesia", *Journal Ekonomi & Studi,* pembangunan, 21: 54-68.

- Bhusana Dash, B., (2014). "Regional Incom Disparities and Govermental Intervention in India". *South Asia Economic Journal.* 15: 281-314.

- Bucciferro, J., (2020). *The Evolution of Regional Income Inequality in Brazil*. Time and Space, Latin American Regional Development in Historical Perspective.

- Cevik, S., (2019). "Growing (un)equal: fiscal policy and income inequality in China and BRIC+". *Journal of the Asia Pacific Economy,* 25: 634-653.

- Decancq, K. & Lugo, M. A., (2009). *Measuring Inequality of Well-Being with a Correlation-Sensitive Multidimensional Gini Index.* University of Oxford Department of Economics Discussion paper series, 459.

- Dehghan-Shabani, Z., (2011). "Regional analysis of economic growth in Iran with an emphasis on the 3D approach". PhD thesis of Isfahan University (Unpublished).

- Dehghan-Shabani, Z. & Akbari, N., (2015). "Economic Distance and Regional Economic Growth in Iran". *QJER*. 15 (2): 203-222

- Delangizan, S., (2016). "Measuring the inequality of the economic growth of the provinces and examining the convergence of their growth (spatial econometric approach)". *Scientific research quarterly of economic growth and development research*, 28: 83-98.

- Diana, B., (2021). *Unlocking the black box: A comprehensive meta-analysis of the main determinants of within-region income inequality*. Review of Regional Research

- Eller, M. & Fidrmuca, J., (2015). "*Fiscal policy and regional output volatility"*. Regional studies. 50: 1849-1862.

- Francesca, M. & Nijkamp, P., (2008). *Analysis of Spatial Disparities Strutural Equations Model.* Tinbergen Institue Discussion Paper

- Fujimoto, T., (2015). *Quantitative Analysis of the regional Income Determinant Factors in a remote Island Economy.* Osaka University.

- Gharebaghian, M., (2012). *Economy of growth and development*. (Vol 1), Ney Publishing.

- Gbohoui, W., (2019). *The Great divide regional Inequality and Fiscal policy*. IMF Working Papers.

- Gurgul, H., (2011). *The Impact of Regional Disparities on economic growth.* operations Reserch and decisions, Vol. 2.

- Irawan, A., (2014). "Regional Income Disparities in Indonisia: measurement, convergence Process and decentralization". University of Illinois, PhD Dissertation.

- James, P., & Lesage, J., (2014). *What regional Scientists need to know about spatial econometric?,* The Review of Regional Studies, 13-32.

- Kyriacou, A. P., (2015). *Regional Inequalities, Fiscal Decentralization and Government Quality: Empirical Evidence from Simultaneous Equations*. GEN Working Paper.

- Li, H.; Squire, L. & Zou, H., (1998). "Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality". *The Economic Journal,* 108: 26-43.

- Litchfield, J. A., (1999). *Inequality: Methods and Tools.* Text for World Bank's Web Site http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/Inequality/litchfie.pdf

- Lugo, M. A., (2007). "Comparing Multidimensional Indices of Inequality: Methods and Application". *ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality*, 14: 213-236.

- Mausoumi, E., (1986). "The measurement and decomposition of multi-dimensional inequality". *Econometrica*, 54(4): PP 991-997.

- Pugalis, L. & Tan, S., (2017). *The Role of Local Government in Local and Regional Economic Development*. Australasian Journal of Regional Studies, 1-36.

- Raeisi Dehkordi, S., (2014). *Modern urban and regional economy*. Noor Elm Publications.

- Shahikitash, M., (2014). "Investigation of the intensity of spatial and regional imbalance of welfare in the provinces of Iran (a study of comparisons of welfare based on Harvey and Smith's point of view)". *Regional Planning Quarterly,* 17: 15-30.

- Sheikh Beiglow, R. & Taqwaei, M., (2011). "Spatial Analysis of Deprivation and Development Inequalities in Iranian Cities". *Social Welfare Quarterly*, 46: 215-245.

- Shultz, D. (2017). "Regional Disparities in economic Development: Lessons Learned from USA". *Journal of Public Administration*, 4: 661-664.

- Zebardast, E. (2016). "Typology of theoretical and empirical approaches to regional inequalities". *Art University Quarterly*, 9: 153-169.

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Economic-Environmental Analysis of Adoption of Green Tax Policy in Iran with Calculable General Balance Approach

Shakerin, Sh.[1], Mosavi, S. N.[2], Aminifard, A.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.25078.3360
Received: 2021.10.17; Accepted: 2021.12.25
Pp: 195-218

Abstract

Environmental taxes, as one of the axes of sustainable development of countries, are effective policies in the field of controlling environmental factors using economic tools. according to importance of subject, the main purpose of this research is to investigate the effects of adopting environmental tax on economic indicators including welfare and poverty among Iranian households with a calculable general equilibrium approach. Based on this, in this study, the amount of loss caused by the emission of each ton of pollutant was considered as the basis for environmental tax. The results of the study showed that after the adoption of the environmental tax policy, GDP (Gross Domestic Product), private sector consumption and the income of urban and rural households will experience a decrease. Therefore, in terms of welfare, Iranian households are in a worse situation than the basic conditions. On the other hand, while improving the tax revenue of the government, as expected, with the reduction in the level of production and consumption in the country, the amount of emissions of pollutants such as carbon dioxide, methane and nitrogen oxide will decrease.

Keywords: Iran, Pollution Tax, Welfare, Carbon Dioxide, Public Balance.
JEL Classification: H23, Q53, O13.

1. PhD student in Resource and Environmental Economics, Department of Agricultural Economics, Marvdasht Branch, Islamic Azad University, Marvdasht, Iran.
2. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Marvdasht Branch, Islamic Azad University, Marvdasht, Iran (Corresponding Author).
Email: seyed_1976mo@yahoo.com
3. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.

Citations: Shakerin, S.; Mosavi, S. & Aminifard, A., (2022). "Economic-Environmental Analysis of Adoption of Green Tax Policy in Iran with Calculable General Balance Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(42), 195-218 (doi: 10.22084/aes.2021.25078.3360).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4315.html?lang=en

1. Introduction

Every country seeks to improve the economic structure and stability of stable and permanent incomes. One of these economic policies and programs is environmental tax. Imposing a tax on the emission of pollutants is a common policy that is recommended by economists to achieve some environmental goals and eliminate pollution.

Receiving a tax on pollution will reduce the emission of pollution. Karydas & Zhang (2017) test the effects of environmental tax reforms using an endogenous growth model in Switzer land. Also, Hu[1] et al. (2019) investigated the effects of pollution tax on pollution emission in a study. Metcalf (2019) showed in her study that pollution tax will have significant economic effects. Next, Ionescu (2020) showed that in developing countries, higher economic growth is associated with more pollution.

The main purpose of this research is to investigate the effects of adopting an environmental tax on economic indicators including welfare and poverty among Iranian households, and for this purpose, the calculable general equilibrium model was used. Also, in addition to the emission of pollutants caused by fuel consumption, the emission from the place of the production process has also considered.

2. Materials and methods

Environmental effects are calculated based on the exogenous coefficients of each sector or product. Based on this, the total amount of pollution for the pollutant is calculated as p:

$$EN_p = \sum_i \beta_i^p XP_i + \sum_j \pi_j^p \left[\sum_i INT_{ij} + \sum_h XA_{jh} \right] + \sum_h \theta_h^p C_j \qquad (1)$$

The most common environmental indicator is carbon dioxide (Bohringer & Loschel, 2006)[2]. In this study, an attempt was made to apply an environmental tax on greenhouse gases, including carbon dioxide, methane and nitrogen oxides, and its effect on different sectors of the economy.

The pollution tax policy was applied in the form of receiving a specific amount from each polluting unit (ton). Receiving the specified amount of tax from the polluters means

1. Karydas & Zhang
2. Hu et al.
3. Ionescu
4. Ionescu
2. Bohringer & Loschel,

receiving different tax rates from the energy carriers. which was shown as below in the equations (Begin et al. 2002):

$$PQS_C = (\delta_C PD_C^{-\rho_c} + (1-\delta_C) PM_C^{-\rho_C})^{-\frac{1}{\rho_C}} + \sum_p \pi_C^p \tau^p \quad (2)$$

$$XD_C = \delta_C \left[(PQS_C - \sum_P \pi_C^P \tau) / PD_C \right]^{\frac{-1}{\rho_c}} XA_C \quad (3)$$

$$XM_C = (1-\delta_C) \left[(PQS_C - \sum_P \pi_C^P \tau) / PM_C \right]^{\frac{-1}{\rho_c}} XA_C \quad (4)$$

The above relations show the pattern of applying tax on the consumption of goods containing pollutants.

The production tax collection policy will be as follows:

$$PX_a (1-TX_a) XP_a = (PVA_a . VA_a) + (PINT_a . INT_a) \quad (5)$$

The lower and upper limit for the amount of damage caused by various types of greenhouse gases can be seen in the reports of the World Bank (2019). These amounts was considered as the green tax scenario in this study.

3. Conclusions and Suggestions

The level of carbon dioxide emissions as the most important pollutant in Iran is at a high level compared to the world average. Therefore, the requirement to reduce it can be highly evaluated. The results of the study showed that pollution tax is collected through the reduction of the production level of the industrial and transportation sectors and the agricultural and energy sectors. According to the results that show the vulnerability of the country in front of the green tax policy, it is suggested that a comprehensive plan and practical action be developed to adapt and counter to reduce its negative effects. Therefore, the development of the service sector, which has a high potential, can be defended from an environmental point of view. Also, considering the negative effects in the agricultural sector, it is suggested that necessary measures be taken to support agriculture and domestic production so that it is not affected by the conditions after the implementation of the green tax policy.

Although at the highest level, pollution tax reduces about %21/32 of GDP and this figure is equivalent to %40/96 for total consumption. But it was observed that in the same scenario, the reduction of emissions of pollutants such as carbon dioxide, methane and nitrogen oxides varies between 12/40-22/60 percent. Therefore, while considering the effects of tax collection as desirable, especially from an environmental point of view and recommending its implementation, it is suggested to use the financial resources resulting from the implementation of this policy to support vulnerable households. Therefore, considering the effects of the environmental tax on the income level of households, the necessary support packages for urban and rural households should be considered in the future, because these households will face the negative effects of this policy. Finally, it is suggested that in addition to the fact that the government steps forward with more emphasis on the approval and implementation of the aforementioned policy, it should spend part of the income from the green tax on pollution-reducing technologies, especially polluting industries.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

تحلیل اقتصادی-زیست‌محیطی اتخاذ سیاست مالیات سبز در ایران با رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه

شاهرخ شاکرین[۱]، سید نعمت‌اله موسوی[۲]، عباس امینی‌فرد[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.25078.3360
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۲۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۰۴
صص: ۲۱۸-۱۹۵

چکیده

اگرچه هدف رشد و توسعهٔ اقتصادی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اهداف مشترک تمامی اقتصادهای دنیا مطرح می‌شود، اما عمدتاً رشد اقتصادی بالاتر همراه با آسیب‌های زیست‌محیطی می‌باشد؛ لذا، آلودگی‌های زیست‌محیطی از چالش‌های اصلی جهان محسوب می‌شود. مالیات‌های زیست‌محیطی به‌عنوان یکی از محورهای توسعهٔ پایدار کشورها ازجمله سیاست‌های مؤثر در زمینهٔ کنترل عوامل زیست‌محیطی با استفاده از ابزارهای اقتصادی می‌باشد. با توجه به اهمیت موضوع، هدف اصلی این تحقیق بررسی آثار اتخاذ مالیات زیست‌محیطی بر شاخص‌های اقتصادی، ازجمله رفاه و فقر در بین خانوارهای ایرانی با رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه است. بر این‌اساس، در این مطالعه میزان زیان ناشی از انتشار هر تن آلاینده مبنایی برای مالیات زیست‌محیطی درنظر گرفته شد. نتایج مطالعه نشان‌داد که پس از اتخاذ سیاست مالیات زیست‌محیطی، تولید ناخالص داخلی، مصرف بخش خصوصی و درآمد خانوارهای شهری و روستایی روند کاهشی را تجربه خواهند کرد؛ بنابراین خانوارهای ایرانی ازنظر رفاهی نسبت به‌شرایط پایه در وضعیت بدتری قرار می‌گیرند. در مقابل، ضمن بهبود درآمد مالیاتی دولت، مطابق با انتظار با کاهش سطح تولید و مصرف در کشور، میزان انتشار آلاینده‌هایی هم‌چون دی‌اکسید کربن، متان و اکسید نیتروژن با کاهش همراه خواهد بود.

کلیدواژگان: ایران، مالیات بر الودگی، رفاه، دی‌اکسید کربن، تعادل عمومی.
طبقه‌بندی JEL: O13, Q53, H23.

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد منابع و محیط‌زیست، واحد مرودشت، دانشگاه آزاد اسلامی، مرودشت، ایران.
Email: sh66ir@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، واحد مرودشت، دانشگاه آزاد اسلامی، مرودشت، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: seyed_1976mo@yahoo.com
۳. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
Email: aaminifard@yahoo.com

ارجاع به مقاله: شاکرین، شاهرخ؛ موسوی، سیدنعمت اله؛ و امینی‌فرد، عباس، (۱۴۰۱). «تحلیل اقتصادی-زیست‌محیطی اتخاذ سیاست مالیات سبز در ایران با رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۱۹۵-۲۱۸ (doi: 10.22084/aes.2021.25078.3360).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4315.html

۱. مقدمه

هر کشوری برای رسیدن به رشد و توسعه، اهداف و برنامه‌های مختلفی را مدنظر قرار می‌دهد. در این‌میان کشورهای درحال توسعه برای رسیدن به این اهداف با معضل تخریب محیط‌زیست روبه‌رو هستند؛ چراکه بیشتر فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها وابسته به استفاده از منابع طبیعی است و کمتر فعالیتی را می‌توان یافت که درنهایت منجر به ایجاد ضایعات زیست‌محیطی نگردد.

رشد اقتصادی سریع معمولاً باعث ایجاد زیان‌های جدی به منابع طبیعی، تخریب سامانه‌های زیستی، الگوی جهانی تغییر اقلیم، افزایش بی‌رویه جمعیت و پایین آمدن کیفیت زندگی انساهای حال و آینده می‌شود. این آثار منفی می‌تواند به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم اثر نامطلوبی بر زندگی انسان می‌گذارد. به‌طوری‌که امروزه مسأله اساسی بشر درک پیامدهای ناشی از روند تحولات و تمدن بشری و به‌طورکلی اثر فعالیت‌های انسانی بر اقلیم و محیط‌زیست است؛ لذا موضوع تعارض بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست به یکی از موضوعات مورد بحث در حوزهٔ اقتصاد محیط‌زیست تبدیل شده است و دولت‌ها برحسب احساس نیاز و متقابلاً خطر نسبت به این مسأله به وضع برخی قوانین در سطح ملی پرداخته‌اند (مرادحاصل و مزینی، ۱۳۸۷).

یکی از مهم‌ترین الزامات برای قرار گرفتن در مدار توسعهٔ پایدار، توجه به تعادل بخشی و تخصیص بهینهٔ منابع بین مناطق برای رسیدن به توسعهٔ پایدار است. در سال ۲۰۰۶م. اتحادیهٔ اروپا، استراتژی توسعهٔ پایدار را برقرار نمود که تعیین‌کنندهٔ یک نگاه پایداری در رشد اقتصادی، مصلحت اجتماعی و حفاظت محیط‌زیستی است که با هم ترکیب شده‌اند و در تعامل هستند (قرخلو و حسینی، ۱۳۸۶)؛ بنابراین توسعه را زمانی پایدار می‌نامیم که مخرب نباشد و امکان حفظ منابع را برای آیندگان فراهم آورد (هجورث و باقری[1]، ۲۰۰۶).

هر کشور به‌دنبال بهبود ساختار اقتصادی و ثبات درآمدهای پایدار و دائمی است. استفاده از ابزارها و سیاست‌های جدید اقتصادی برای مدیریت کارا محیط‌زیست ضروری به‌نظر می‌رسد. یکی از این سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی مالیات زیست‌محیطی است؛ چراکه محیط‌زیست یکی از مؤلفه‌های اصلی در سیاست‌های کلان جهانی است؛ لذا مهم‌ترین عامل و پیش‌نیاز هر فعالیت کلان، سازگاری آن فعالیت با محیط‌زیست است (آرورا و میشرا[2]، ۲۰۱۹). مالیات‌های زیست‌محیطی یکی از ابزارهای نوین اعمال معیارهای توسعهٔ پایدار در فرآیند فعالیت‌های اقتصادی است. این مالیات در چارچوب آثار تخصیص مالیات‌ها هدف استفادهٔ بهینه از منابع و تخصیص مناسب و هماهنگی منابع با شرایط محیطی را دنبال می‌کند. مالیات‌های زیست‌محیطی از آنجا که موجب می‌شوند محیط‌زیست دیگر یک کالای رایگان نبوده و آلوده نمودن آن برای آلوده‌کننده و نفع برنده از این آلودگی هزینه داشته باشد تا حد زیادی به کنترل آلودگی کمک می‌نماید. این نوع مالیات علاوه‌بر این‌که یکی از اصلی‌ترین منابع کسب درآمد برای دولت تلقی می‌گردد یکی از راه‌های کنترل و اعمال سیاست‌های مدنظر دولتمردان در زمینه‌های مختلف نیز می‌باشد (گرایی‌نژاد و چیردار، ۱۳۹۱).

---

[1]. Hjorth & Bagheri
[2]. Arora & Mishra

وضع مالیات بر انتشار آلاینده‌ها نوعی سیاست معمول است که برای دستیابی به برخی از اهداف زیست‌محیطی و دفع آلودگی توسط اقتصاددانان توصیه می‌شود. مالیات اختلاف میان قیمت‌های کارآمد خصوصی و اجتماعی را که ناشی از زیان‌های جانبی انتشار آلودگی است، حذف می‌کند. با وضع مالیات قیمت‌های بخش خصوصی به مرز قیمت‌های اجتماعی نزدیک می‌شود. به‌منظور دستیابی به یک سطح آلودگی کارآمد اقتصادی باید مالیات با نرخی معادل ارزش پولی خسارت نهایی آلودگی در سطح بهینهٔ آلودگی بر هر واحد آلودگی منتشر شده وضع شود. چنین مالیاتی از این جنبه که تولیدکننده آثار جانبی تصمیم می‌گیرد تا از توابع هزینه‌ای استفاده کند که هزینه‌های اجتماعی آلودگی نیز در آن لحاظ شده است، موجب داخلی کردن اثرات جانبی می‌شود. پس از وضع مالیات تولیدکننده به‌جای آن‌که فقط هزینه‌های خصوصی خود را به‌حساب بیاورد تمام هزینه‌ها را منظور می‌کند؛ لذا سطح آلودگی با حداکثر شدن سود با سطح کارآمد اجتماعی منطبق است (زیمر و کوچ[1]، ۲۰۱۷).

هم‌چنین باید توجه داشت این نوع مالیات دارای اثرات جانبی مطلوبی می‌باشد، ازجمله مصرف‌کنندگان را نسبت به عواقب آلودگی کالاهایی که خریداری می‌کنند، اگاه می‌سازند و علاوه‌بر آن ازطریق سیستم توزیع مجدد درآمد، رفاه اقشار آسیب‌پذیر و فقیر جامعه را افزایش می‌دهند. مالیات بر آلودگی، نفع شخصی آلوده‌کننده را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، بدیهی است که حفظ منافع شخصی، آلوده‌کننده را وادار می‌سازد تا راه‌هایی را برای کاهش پرداخت‌های مالیاتی خود بیابد؛ از این‌رو، بنگاه آلوده‌کننده به‌منظور کاهش میزان مالیات، میزان تولید خود را کاهش می‌دهد و این‌امر می‌تواند منجر به کاهش هزینه‌های اجتماعی ناشی از آلودگی نیز شود (پال و ساها،[2] ۲۰۱۵).

دریافت مالیات بر آلودگی مطابق با انتشار موجب کاهش انتشار آلودگی می‌شود، اما ازسوی دیگر با کاهش تولید و رفاه نیز همراه خواهد بود. در مطالعهٔ «ویسما» و «دلینک»[3] (۲۰۰۷) کاهش رفاه ناشی از مالیات ۱۵–۱۰ یورو به ازای هر تن دی‌اکسید کربن برابر با ۱٪ برآورد گردید. «لیانگ» و همکاران[4] (۲۰۰۷) نیز نشان‌دادند در صورتی‌که هدف کاهش انتشار دی‌اکسید کربن به‌میزان ۱۰–۵٪ باشد بدون پرداخت یارانه به تولید یا معافیت مالیاتی، موجب کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود که بخش‌های مصرف‌کنندهٔ انرژی و فعال‌تر در زمینهٔ تجارت آسیب بیشتری می‌بینند؛ اما مشخص شد که با معاف کردن بخش‌های مصرف‌کنندهٔ انرژی و تجاری‌تر، حتی امکان افزایش تولید ناخالص داخلی نیز وجود دارد.

«کاریداس» و «زنگ»[5] (۲۰۱۷) اثرات اصلاحات مالیات زیست‌محیطی را با استفاده از یک مدل رشد درون‌زا در سوئیس آزمون کردند. نتایج حاصل از آن بیانگر این است که مالیات زیست‌محیطی کربن موجود را در سال ۲۰۵۰م. نسبت به ۱۰، ۲۰، ۶۵٪ کاهش می‌دهد. هم‌چنین نشان‌دادند که این اصلاحات نه‌تنها منجر به کاهش رشد اقتصادی نمی‌شود، بلکه رفاه را نیز کاهش نمی‌دهد.

«هو» و همکاران[6] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات مالیات بر آلودگی بر انتشار آلودگی پرداختند.

---

1. Zimmer & Koch
2. Pal & Saha
3. Wissema & Dellink
4. Liang et al.
5. Karydas & Zhang
6. Hu et al.

تجزیه‌وتحلیل آن‌ها نشان‌داد که سیاست مالیاتی فعلی به‌طورکلی قادر به کاهش بسیاری از آلاینده‌های هوا است، اما اثرات قابل‌توجه فقط در مناطقی با مقیاس بزرگ اقتصادی (به‌عنوان مثال، استان‌های گوانگدونگ، شاندونگ و ژجیانگ) و در بخش‌هایی با شدت انتشار بالا (یعنی بخش‌های تولید برق و غیرفلز) رخ می‌دهد. با این‌حال، در سطح ملی، تأثیر کلی سیاست فعلی در کاهش آلودگی هوا نسبتاً ناچیز است. در صورت افزایش مالیات، پتانسیل‌های زیادی برای کاهش انتشار وجود دارد. «متکالف»[1] (۲۰۱۹) در مطالعهٔ خود نشان‌داد که مالیات بر آلودگی اثرات اقتصادی قابل‌توجهی درپی خواهد داشت؛ در ادامه «یونسکو»[2] (۲۰۲۰) نشان‌داد که در کشورهای درحال توسعه رشد اقتصادی بالاتر با انتشار آلودگی بیشتر همراه است. سیاست مالیات بر آلودگی اگرچه می‌تواند با کاهش انتشار آلودگی همراه باشد، تولید در بخش‌های مختلف را کاهش خواهد داد.

درمیان مطالعات داخل، ارزیابی مالیات بر آلودگی چندان موردتوجه نبوده است. از معدود مطالعات در این‌زمینه «مقیمی» و همکاران (۱۳۹۰) است. در این مطالعه که از یک الگوی تعادل عمومی بهره گرفته شد برای لحاظ کردن انتشار آلودگی تلاش شده تا میان انتشار آلاینده‌ها منتخب و هم‌چنین میزان مصرف رابطه‌ای برقرار شود. در این مطالعه، انتشار آلاینده‌ها تابعی از مصرف فرآورده‌های نفت و گاز طبیعی درنظر گرفته شده است. البته باید توجه داشت که بر حسب توان انتشار آلاینده‌ها میان فرآورده‌های مختلف تفاوت بالایی وجود دارد؛ و از این‌رو می‌توان مقادیر به‌دست آمده را تنها متوسط دانست که هم‌زمان با تغییر ترکیب استفاده از فرآورده‌های نفتی تغییرات را به‌خوبی نشان نمی‌دهد. یافته‌های مطالعه نشان‌داد که دریافت ۱۰٪ مالیات، انتشار آلاینده‌های دی‌اکسید کربن، متان و اکسید نیتروژن را ۵/۹-۵/۶٪ کاهش می‌دهد. «مقدسی» و «طاهری» (۱۳۹۱) با استفاده از روش تعادل عمومی به بررسی پیامدهای مالیات بر آلودگی پرداختند. نتایج نشان‌داد که دریافت مالیات بر آلودگی ناشی از سوخت و تولید موجب کاهش تولید ناخالص داخلی، افزایش سطح تولید خدمات و برخی از بخش های کشاورزی می‌گردد. «جعفری‌صمیمی» و «علیزاده» (۱۳۹۴) آثار افزایش مالیات سبز را برروی رشد اقتصادی براساس طراحی یک الگوی تعادل عمومی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج بیانگر این است که افزایش نرخ مالیات سبز به‌عنوان مالیات غیرمستقیم در تمامی سناریوها، رشد اقتصادی را افزایش داده است.

«حسین‌زاده» و «مداح» (۱۳۹۷) با تخمین سیستم مخارج خطی، اثر مالیات بر آلودگی ناشی از مصرف سه کالای آلوده‌کنندهٔ محیط‌زیست در سبد مصرفی خانوارهای شهری شامل سوخت وسایل‌نقلیه، برق و آب مورد مطالعه و تحلیل تجربی قرار دادند. نتایج حاصل از تخمین سیستم مخارج خطی نشان‌داد؛ اولاً، کنش مالیاتی تقاضا برای کالاهای آلوده‌کنندهٔ محیط‌زیست شامل سوخت وسایل‌نقلیه، برق و آب به‌ترتیب (۰/۳۶۴-)، (۰/۳۲۶-) و (۰/۲۳۳-) است که بر این‌اساس وضع مالیات، مصرف این کالاها را کاهش می‌دهد و ازطریق آن انتشار آلودگی کاهش می‌یابد. ثانیاً، اثر مالیات بر سوخت وسایل‌نقلیه بر کاهش مصرف آن در مقایسه با اثر مالیات بر مصرف دیگر کالاها قوی‌تر است.

براساس آن‌چه تاکنون گفته شد هدف اصلی این تحقیق بررسی آثار اتخاذ مالیات زیست‌محیطی بر شاخص‌های اقتصادی ازجمله رفاه و فقر در بین خانوارهای ایرانی است و براساس نتایج حاصله پیشنهادهایی جهت بهبود

---

[1]. Metcalf
[2]. Ionescu

برنامه‌ریزی برای کنترل و کاهش آلودگی، تداوم رشد اقتصادی و افزایش سطح رفاه جامعه ارائه خواهد شد. بدین‌منظور از الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه بهره گرفته شد؛ هم‌چنین افزون‌بر انتشار آلاینده‌های ناشی از مصرف سوخت، انتشار از محل فرآیند تولید نیز موردتوجه قرار گرفته است.

۲. مواد و روش‌ها

انتظار می‌رود دریافت مالیات بر آلودگی به‌طور مستقیم قیمت کالاهای حاوی آلاینده‌ها را تغییر داده و درنهایت این تغییر در قیمت‌ها، الگوی تخصیص منابع تولید را تغییر دهد. با توجه به تغییرات گستردهٔ ناشی از این سیاست، لازم است از تعادل عمومی که ابزاری جامع برای تحلیل سیاست محسوب می‌شود، استفاده شود. در این مطالعه به‌طور مشخص تأکید برروی زیربخش‌های دارای آلایندگی بالا خواهد بود. عوامل تولید مورداستفاده شامل نیروی کار و سرمایه و خانوارها نیز شامل دو گروه خانوارهای شهری و روستایی می‌باشد. نیروی کار در قالب دو گروه ماهر و غیرماهر مورداستفاده قرار گرفت. به‌منظور ارائه مدل مورداستفاده در مطالعه نیز از مدل‌های ارائه شده توسط «مک‌دانلد» و همکاران[1] (۲۰۰۷)، «لاف‌گرین»[2] (۱۹۹۹) و «بگین» و همکاران[3] (۲۰۰۲) استفاده شد. مدل‌های ارائه شده توسط مک‌دانلد و همکاران (۲۰۰۷) و لاف‌گرین (۱۹۹۹) نمونهٔ استاندارد برای یک اقتصاد کوچک است و در مطالعات متعدد از آن‌ها استفاده شده است. مدلِ بگین و همکاران (۲۰۰۲) نیز دارای جنبه‌های زیست‌محیطی افزون‌بر مدل‌های دیگر است. در این مطالعه به‌منظور انتخاب بخش‌ها میزان مصرف انرژی و هم‌چنین آلایندگی بخش‌ها موردتوجه قرار گرفت. البته برروی بخش کشاورزی تمرکز بیشتری صورت گرفت. بر این‌اساس در بخش کشاورزی زیربخش‌ها عبارت از گندم، برنج، سایر غلات، جنگل و مرتع، شیلات، دام و سایر محصولات کشاورزی می‌باشد. بخش‌های غیرکشاورزی نیز شامل معدن، صنایع وابسته به کشاورزی، سایر صنایع، نفت و گاز، فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی، برق، حمل‌ونقل و سایر خدمات می‌باشد. فرآورده‌های نفتی نیز خود شامل: بنزین، گازوئیل، نفت سفید، نفت کوره، گاز مایع و سایر فرآورده‌های نفتی به‌طور مجزا لحاظ شد. هم‌چنین تغییرات رفاهی براساس شاخص رفاهی تغییرات معادل محاسبه گردید. به‌منظور رعایت اختصار ازمیان معادلات متعدد استفاده شده، تنها معادلات مربوط به محاسبهٔ مقادیر انتشار آلاینده‌ها یا همان اثرات زیست‌محیطی و هم‌چنین معادلات مالیات بر آلودگی ارائه شده است.

۳. اثرات زیست‌محیطی

اثرات زیست‌محیطی براساس ضرایب برون‌زای هر یک از بخش‌ها یا کالاها محاسبه می‌گردد. این ضرایب با محصول یا نهاده مرتبط شده و مقادیر شاخص زیست‌محیطی به ازای واحد محصول یا نهاده می‌باشد. تغییر در شاخص زیست‌محیطی ممکن است از مصرف واسطهٔ نهاده‌ی آلاینده، تولید کالا و مصرف نهایی ناشی شود (دساس

---

[1]. McDonald et al.
[2]. Lofgren
[3]. Beghin et al.

و بوسولو[1]، ۱۹۹۸). اما در این مطالعه به‌منظور تحلیل عمیق‌تر، انتشار ناشی از مصرف انرژی، خود به انتشار از محل مصرف واسطهٔ نهاده‌های انرژی و مصرف نهایی انرژی تقسیم‌بندی شده است. لازم به ذکر است که ازمیان کالای مختلف، تنها مصرف واسطهٔ انرژی متضمن انتشار آلودگی است. بر این‌اساس میزان کل آلودگی برای آلایندهٔ p به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$EN_p = \sum_i \beta_i^p XP_i + \sum_j \pi_j^p \left[\sum_i INT_{ij} + \sum_h XA_{jh} \right] + \sum_h \theta_h^p C_j \qquad (۱)$$

که در آن i شاخص بخش، j شاخص محصول، h شاخص خانوار، INT مصرف واسطه، XP محصول تولید شده، XA مصرف نهایی کالای آلاینده، C کل مصرف، π_j^p مقدار انتشار آلایندهٔ p در اثر مصرف کل خانوار j حاوی آلاینده می‌باشد. هم‌چنین θ_h^p مقدار انتشار آلایندهٔ p در اثر مصرف کل خانوار گروه h است. به‌همین‌ترتیب β_i^p انتشار آلایندهٔ p به ازای یک واحد تولید یا محصول در بخش i را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در رابطهٔ فوق دیده می‌شود، آلودگی عبارت است از مصرف نهادهٔ واسطهٔ آلاینده، آلودگی ناشی از مصرف کالاها به‌عنوان کالای نهایی و هم‌چنین سایر آلودگی‌ها که در جریان تولید کالا ایجاد می‌شود و توسط دو گروه قبل درنظر گرفته نمی‌شود. اما مصرف کالای آلاینده خود شامل مصرف واسطه و مصرف نهایی می‌باشد. درمورد مصرف نهایی که به‌عنوان جزء آخر مشاهده می‌شود، می‌توان آن را کل مصرف دانست و آلودگی ناشی از آن آلودگی نسبت داده شده به کل مصرف و نه مصرف کالای خاص است. این جزء در یافته‌ها به‌عنوان مصرف نهایی غیرسوخت مورد اشاره قرار گرفته است.

معمول‌ترین شاخص زیست‌محیطی دی‌اکسید کربن است. این شاخص ازسوی مطالعات متعددی مورداستفاده قرار گرفته است (فانو و هولموی[2]، ۲۰۰۳؛ ادکینز و گاریاسیو[3]، ۲۰۰۷). دی‌اکسید کربن مهم‌ترین منبع گرمایش جهانی است (بورینگر و لاشکل[4]، ۲۰۰۶). آلاینده‌های منتخب شامل: دی‌اکسید کرین، متان، اکسید دی نیتروژن، مونوکسید کربن، اکسید نیتروژن و دی‌اکسید سولفور است. در این مطالعه تلاش شد تا مالیات زیست‌محیطی بر گازهای گلخانه‌ای شامل دی‌اکسید کربن، متان و اکسید نیتروژن اعمال و اثر آن بر بخش‌های مختلف اقتصاد مورد بررسی قرار گیرد.

۴. سیاست دریافت مالیات از آلودگی

سیاست مالیات بر آلودگی به‌صورت دریافت مبلغی مشخص از هر واحد (تن) آلاینده اعمال شد. با توجه به تفاوت در سطح انتشار آلاینده‌ها توسط حامل‌های انرژی مختلف، دریافت مبلغ تعیین‌شدهٔ مالیات از آلاینده‌ها به‌معنی دریافت نرخ‌های مختلف مالیات از حامل‌های انرژی خواهد بود. دریافت مالیات از مصرف حامل‌های انرژی را می‌توان به‌صورت زیر در معادلات نشان‌داد (بگین و همکاران، ۲۰۰۲):

---

1. Dessus & Bussolo
2. Fæhn & Holmøy
3. Adkins & Gariasio
4. Bohringer & Loschel

$$PQS_C = (\delta_C PD_C^{-\rho_c} + (1-\delta_C) PM_C^{-\rho_C})^{-\frac{1}{\rho_C}} + \sum_p \pi_C^p \tau^p \quad (۲)$$

در معادلهٔ فوق PD قیمت کالای د اخلی عرضه شده به بازار داخل، PM قیمت کالای وارداتی، δ_C پارامتر سهم، π_C^P میزان انتشار آلایندهٔ نوع p به ازای هر واحد از حامل انرژی نوع c، τ^p میزان مالیات دریافتی به ازای هر واحد آلودگی آلایندهٔ p و p_c کشش است. پس از دریافت مالیات بر آلودگی از کالاهای حامل آلاینده‌ها مقادیر تقاضای بهینهٔ داخلی (XD_C) و وارداتی (XM_C) نیز به‌صورت زیر خواهد بود:

$$XD_C = \delta_C \left[(PQS_C - \sum_P \pi_C^P \tau) / PD_C \right]^{\frac{-1}{\rho_c}} XA_C \quad (۳)$$

$$XM_C = (1-\delta_C) \left[(PQS_C - \sum_P \pi_C^P \tau) / PM_C \right]^{\frac{-1}{\rho_c}} XA_C \quad (۴)$$

در معادلات فوق XA تقاضای کل است. روابط فوق الگوی اعمال مالیات بر مصرف کالاهای حاوی آلاینده‌ها را نشان می‌دهد. در بخش دیگری نیز اثر دریافت مالیات بر تولید مورد بررسی قرار گرفته است که می‌توان آن را یک مالیات بر تولید دانست؛ لذا رابطهٔ یاد شده برای سناریو دریافت مالیات بر تولید نیز به‌صورت زیر خواهد بود:

$$PX_a (1-TX_a) XP_a = (PVA_a . VA_a) + (PINT_a . INT_a) \quad (۵)$$

که در آن PX قیمت محصول تولیدی بخش a قبل از دریافت مالیات بر آلودگی، TX مالیات آلودگی دریافتی از بخش a، XP میزان محصول تولید شده در بخش a و PVA و VA به‌ترتیب قیمت و مقدار نهاده‌های ارزش افزوده و PINT و INT قیمت و مقدار نهاده واسطه می‌باشند. میزان انتشار آلودگی نیز براساس آخرین داده‌های در دسترس محاسبه و وارد مدل شد.

در این مطالعه تلاش شد تا براساس مبانی نظری و اطلاعات منتشر شده در بانک جهانی میزان مالیات سبز برابر با میزان زیان ناشی از انتشار هر تن آلاینده (گازهای گلخانه‌ای) تعریف شود. همان‌طورکه در جدول (۱) ارائه شده است حد پایین و بالایی برای میزان خسارت ناشی از انواع گازهای گلخانه‌ای در گزارشات بانک جهانی دیده می‌شود. این مقادیر به‌عنوان سناریو مالیات سبز در این مطالعه مدنظر قرارگرفت تا اثرات این نوع مالیات بر شاخص‌های اقتصادی و زیست‌محیطی مورد ارزیابی قرار گیرد. به‌طور جزئی‌تر در این مطالعه تلاش شده است تا در قالب دو سناریو (حد بالای خسارت برآوردی و حد پایین خسارت برآوردی) اثرات مالیات زیست‌محیطی با رویکرد تعادل عمومی تجزیه‌وتحلیل شود.

جدول ۱: زیان ناشی از انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی (دلار بازای هر تن).
Tab. 1: Damage caused by the release of environmental pollutants (dollars per ton).

گازهای گلخانه‌ای	حد پایین (سناریو دوم)	حد بالا (سناریو اول)
کربن CO2	۱۰	۵۱
متان CH4	۵۰۰	۱۵۰۰
اکسید نیتروژن N2O	۱۰۰۰	۱۸۰۰۰

۵. بانک جهانی (۲۰۱۹)

داده‌های مورداستفاده در این بخش، ماتریس حسابداری اجتماعی می‌باشد که از مطالعهٔ «فرجزاده» (۲۰۱۷) و «فرجزاده» و «بخشوده» (۲۰۱۵) اخذ شده است و برخی از اطلاعات ورودی به مدل براساس آخرین اطلاعات ارائه شده در گزارشات مرکز آمار ایران و بانک مرکزی ایران (ازجمله میزان تولید آلودگی در فرآیند تولید) به‌روز شده است؛ هم‌چنین تعدیل‌هایی هم در این ماتریس صورت گرفته است. این تعدیل‌ها شامل تفکیک بخش کشاورزی به بخش‌های جزئی‌تر شامل بخش‌های تولید گندم، برنج، سایر محصولات زراعی، دام، جنگل، شیلات و سایر بخش‌های کشاورزی است؛ هم‌چنین، به‌منظور کالیبره کردن و بررسی اثرات سناریوهای اقلیمی در قالب مدل تعادل عمومی از نرم‌افزار GAMS25.1.2 بهره گرفته شد.

۶. نتایج و بحث

در جدول (۲) اثرات سناریوهای مالیات زیست‌محیطی بر تولید بخش‌های مختلف کشاورزی و سایر بخش‌های تولیدی ارائه گردید. علامت مثبت بیانگر افزایش و علامت منفی نشان‌دهندهٔ کاهش تولید بر اثر سناریوهای مالیات زیست‌محیطی است. لازم به ذکر است که اثرات بر بخش کشاورزی به تفکیک زیربخش‌های مختلف آن مورد تحلیل و ارزیابی قرار گرفت.

جدول ۲: اثرات سناریوهای مالیات زیست‌محیطی بر تولید بخش‌های مختلف اقتصادی.
Tab. 2: The effects of environmental tax scenarios on the production of different economic sectors.

بخش‌های تولیدی	سناریو ۱ (درصد تغییرات)	سناریو۲ (درصد تغییرات)	بخش‌های تولیدی	سناریو ۱ (درصد تغییرات)	سناریو۲ (درصد تغییرات)
گندم	−۶۰/۹	−۵۶/۶	نفت سفید	−۴۶/۷	−۴۶/۱
برنج	−۴۲/۸	−۳۹/۶	گازوئیل	−۱۸/۶	−۱۷/۲
سایر غلات	−۱۱/۱	−۱۰/۵	نفت کوره	+۱۸۷/۲	+۱۵۱/۳
دام	−۱۰/۷	−۱۰/۱	گاز مایع	−۱۰۰	−۱۰۰
جنگل و مرتع	−۶۲/۸	−۲۶/۲	سایر فرآورده‌های نفتی	−۳۰/۸	−۲۳/۲
شیلات	−۵۶/۳	−۵۳/۶	گاز طبیعی	−۲۲/۲	−۲۱
سایر محصولات کشاورزی	+۱۶/۶	+۱۷/۱	برق	−۱۱/۳	−۱۰/۱
معدن	−۸۱/۹	−۴۸/۳	سایر صنایع	−۱۷/۶	−۱۴/۷
صنایع غذایی	−۵۴/۳	−۵۰	حمل و نقل	−۲۰/۹	−۲۰/۵
نفت و گاز	−۹/۷	−۱۱/۱	سایر خدمات	+۲۲/۸	+۲۱/۸
بنزین	−۱۹/۶	−۱۹			

(مأخذ: یافته‌های مطالعه).

همان‌گونه که در جدول (۲) مشخص است، با اعمال سناریو اول مالیات سبز، در تمامی زیربخش‌های تولیدی کشاورزی به جزء زیربخش سایر محصولات کشاورزی، کاهش تولید رخ می‌دهد. به‌عبارتی اتخاذ مالیات زیست‌محیطی با افزایش هزینه‌های تولید منجر به اثرات منفی تولیدی بر بخش کشاورزی خواهد شد. در بین محصولات زراعی تغییرات میزان تولید گندم، برنج و سایر دانه‌ها به ترتیب معادل ۶۰/۹-٪، ۴۲/۸-٪ و ۱۱/۱-٪ ارزیابی شده است؛ بنابراین همان‌طورکه ملاحظه می‌شود بیشترین اثربخشی به تولید گندم اختصاص دارد و کمترین آن به سایر دانه‌ها، ازجمله جو، ذرت، چغندرقند و... که به‌صورت تجمیع شده در این مطالعه مدنظر قرار گرفت.

با اعمال سیاست مالیات برآلودگی تحت سناریو اول میزان تغییر در تولید زیربخش دام معادل ۱۰/۷-٪ برآورد شده است. این درحالی است که میزان تغییر در زیربخش شیلات و جنگل و مرتع در سناریو اول به‌ترتیب معادل ۵۶/۳-٪ و ۶۲/۸-٪ ارزیابی شده است؛ بنابراین آن‌چه که از مقایسهٔ نتایج تغییرات تولید بخش کشاورزی برمی‌آید آن است که میزان تولید بخش جنگل و مرتع بیش از سایر بخش‌ها دستخوش تغییر خواهد شد و اتخاذ مالیات بر آلودگی بیشترین اثربخشی را در این بخش خواهد داشت.

در بخش صنعت میزان تغییر در تولید بخش معدن و صنعت غذا در کشور در نتیجه اتخاذ سیاست مالیات زیست‌محیطی تحت سناریو اول به‌ترتیب معادل ۸۱/۹-٪ و ۵۴/۳-٪ محاسبه شده است.

نتایج نشان می‌دهد اعمال سیاست مالیات بر آلودگی بر تولید سایر بخش‌های اقتصادی به جزء زیربخش‌های کشاورزی و دو بخش معدن و صنعت غذا، اثر مثبتی بر دو بخش نفت کوره و سایر خدمات دارد، به‌گونه‌ای که بیشترین اثر مثبت بر بخش تولیدی نفت کوره است که برای سناریو اول مالیات بر آلودگی معادل ۱۸۷/۲+٪ افزایش تولید را نشان می‌دهد. افزایش تولید بخش سایر خدمات نیز معادل ۲۲/۸+٪ ارزیابی شده است.

در گروه محصولات نفتی میزان اثربخشی سیاست مالیات زیست‌محیطی بر تولید نفت و گاز، بنزین، نفت سفید و گازوئیل به‌ترتیب معادل ۹/۷-٪، ۱۹/۶-٪، ۴۶/۷-٪ و ۱۸/۶-٪ می‌باشد. در زیربخش تولید گازمایع بیشترین اثربخشی منفی به‌دست آمده است، به‌گونه‌ای که به‌نظر می‌رسد پس از اعمال سیاست مالیات زیست‌محیطی این محصول از فرآیند تولید خارج شده است. با اتخاذ سیاست مالیات بر آلودگی صنایعی که بیشترین سهم را در تولید آلاینده‌ها به‌خود اختصاص می‌دهند باید بیشترین مالیات را نیز پرداخت کنند؛ لذا با افزایش هزینهٔ تولید و عدم صرفهٔ اقتصادی، تولید کنندگان ناکارآمد از چرخهٔ تولید خارج شده و تولیدکنندهٔ کارا که قابلیت تطبیق با شرایط جدید را دارند در چرخهٔ تولید باقی‌مانده و یا به چرخهٔ تولید وارد خواهند شد.

همان‌طورکه نتایج نشان می‌دهد با اتخاذ سیاست اول مالیات بر آلودگی، تغییرات مقدار تولید سایرفرآورده‌های نفتی، گازطبیعی و برق به‌ترتیب معادل ۳۰/۸-٪، ۲۲/۲-٪ و ۱۱/۳-٪ برآورد شده است. اثربخشی سیاست مالیات بر آلودگی تحت سناریو اول بر بخش حمل‌ونقل معادل ۲۰/۹-٪ به‌دست آمده است.

در ادامه، اثربخشی سناریو دوم بر تولید بخش‌های مختلف اقتصادی نیز مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. همان‌طورکه در جدول (۲) ملاحظه می‌شود با کاهش میزان مالیات بر آلودگی نسبت به سناریو اول، تغییرات تولید گندم، برنج به ۵۶/۶-٪ و ۳۹/۶-٪ می‌رسد که نسبت به سناریو اول در سطح پایین‌تری قرار دارد. برای بخش دام نیز این میزان از ۱۰/۷-٪ در سناریو اول به ۱۰/۱-٪ کاهش می‌یابد.

اثربخشی سیاست مالیات بر آلودگی تحت سناریو دوم بر تولید جنگل و مرتع، شیلات و سایر محصولات کشاورزی به ترتیب معادل ۲۶/۲-٪، ۵۳/۶-٪ و ۱۷/۱+٪ محاسبه شده است. برای بخش معادن و صنعت غذا نیز این میزان به ۴۸/۳-٪ و ۵۰-٪ می‌رسد. انتظار می‌رود با کاهش تولید صنعت غذا در کشور قیمت محصولات غذایی با رشد همراه باشد.

در بخش تولید فرآورده‌های نفت نظیر: تولید نفت و گاز، بنزین، نفت سفید و گازوئیل نیز میزان تغییرات تولید در نتیجهٔ اعمال سناریو دوم مالیات بر آلودگی به ترتیب معادل ۱۱/۱-٪، ۱۹-٪، ۴۶/۱-٪، ۱۷/۲-٪ ارزیابی شده است؛ به‌عبارت دیگر، در این حالت نیز در این بین بیشتر تغییرات تولید متوجه زیربخش نفت سفید خواهد بود. با این‌حال نفت کوره هم‌چنان تغییرات مثبت در تولید را تجربه می‌نماید؛ به‌طوری‌که در نتیجهٔ اعمال سیاست موردنظر میزان تولید این بخش معادل ۱۵۱/۳+٪ تغییر خواهد کرد. درنهایت براساس یافته‌های مطالعهٔ تغییرات تولید سایرفرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق به‌ترتیب معادل ۲۳/۲-٪، ۲۱-٪ و ۱۰/۱-٪ محاسبه شده است. اثربخشی سیاست مالیات زیست‌محیطی تحت سناریو دوم نیز هم‌چون سیاست اول مثبت ارزیابی شده است، اما درصد این تغییر معادل ۲۱/۸+ محاسبه شده است.

کاهش تولید بخش‌های اقتصادی ناشی از اخذ مالیات بر آلودگی ممکن است دو پیامد مهم کاهش اشتغال و افزایش تورم در جامعه را درپی داشته باشد؛ بنابراین، برای بررسی افزایش تورم ناشی از سناریوهای مالیات بر آلودگی، اثرات این سناریوها بر قیمت محصولات تولیدی زیر بخش‌های کشاورزی و سایر بخش‌های تولیدی محاسبه گردید که نتایج آن در جدول (۳-۴) ارائه شده است.

همان‌گونه که در جدول (۳) مشخص است، با اعمال سناریوهای مالیات زیست‌محیطی اول و دوم یاد شده، افزایش قیمت در اکثر زیربخش‌های کشاورزی رخ می‌دهد. از دلایل افزایش قیمت می‌توان به کاهش تولید داخلی این محصولات اشاره کرد. کمترین میزان افزایش قیمت مربوط به سایر دانه‌ها است، به‌طوری‌که اعمال سناریوهای مالیاتی اول و دوم به‌ترتیب افزایش ۰/۰۵۲ و ۰/۲٪ این محصولات را به‌دنبال دارد. افزایش قیمت محصول گندم تحت دو سناریو موردنظر به‌ترتیب معادل ۱۰/۴+٪ و ۱۰/۱+٪ ارزیابی شده است. در این بین، اما تغییرات قیمت برنج باوجود کاهش تولید، به‌ترتیب معادل ۶/۳-٪ و ۵/۳-٪ به‌دست آمده است. حال سؤال این است که چرا این محصول با وجود کاهش تولید، با کاهش قیمت نیز همراه است؟ پاسخ به این سؤال به تجارت بازرگانی این محصول مرتبط است.

تغییرات قیمت محصولات دامی، جنگل و مرتع و شیلات تحت سناریو اول مالیات زیست‌محیطی به‌ترتیب معادل ۹/۴+٪، ۸۶/۸+٪ و ۲۵+٪ محاسبه شده است. مطابق با انتظار با کاهش بیشتر تولید بخش جنگل و مرتع، تغییرات قیمت فرآورده‌های جنگلی نیز بیشتر از سایر گروه‌ها ارزیابی شده است. این تغییرات در سناریو دوم مالیات بر آلودگی به‌ترتیب معادل ۴/۹+٪، ۶/۴+٪ و ۲۴/۱+٪ می‌رسد.

همان‌طورکه از نتایج پیداست مطابق با انتظار با افزایش ۱۶/۶٪ تولید سایر محصولات کشاورزی در نتیجهٔ اعمال سناریو مالیاتی اول، قیمت این محصولات کاهش ۴/۱-٪ را تجربه می‌کند. تحت سناریو دوم مالیاتی با افزایش تولید، قیمت این محصولات با کاهش ۴/۷-٪ همراه است.

تغییرات قیمت تولیدات بخش معدن و صنعت غذا تحت سناریو اول به‌ترتیب معادل ۱۰۹/۵+٪ و ۸/۷+٪ محاسبه شده است که این میزان با اعمال سناریو دوم مالیاتی به ۲۸/۲+٪ و ۶/۷+٪ کاهش می‌یابد.

جدول ۳: اثرات سناریوهای مالیات زیست‌محیطی بر قیمت محصولات تولیدی.
Tab. 3: The effects of environmental tax scenarios on the price of manufactured products.

بخش‌های تولیدی	سناریو ۱ (درصد تغییرات)	سناریو۲ (درصد تغییرات)	بخش‌های تولیدی	سناریو ۱ (درصد تغییرات)	سناریو۲ (درصد تغییرات)
گندم	+۱۰/۴	+۱۰/۱	نفت سفید	−۹/۲	−۹/۸
برنج	−۶/۳	−۵/۳	گازوئیل	−۲/۴	−۷/۲
سایر غلات	+۰/۰۵۲	+۰/۲	نفت کوره	−۳۶/۲	−۳۳
دام	+۹/۴	+۴/۹	گاز مایع	−۳۸/۵	−۳۶
جنگل و مرتع	+۸۶/۸	+۶/۴	سایر فرآورده‌های نفتی	+۱۹/۲	+۷
شیلات	+۲۵	+۲۴/۱	گاز طبیعی	−۱/۹	−۷/۳
سایر محصولات کشاورزی	−۴/۱	−۴/۷	برق	+۱۰/۸	+۹
معدن	+۱۰۹/۵	+۲۸/۲	سایر صنایع	+۸/۲	+۶
صنایع غذایی	+۸/۷	+۶/۷	حمل و نقل	+۳۵/۵	+۳۴/۱
نفت و گاز	−۱۱	−۱۰/۹	سایر خدمات	+۳/۲	+۳/۵
بنزین	−۶/۴	−۷/۹			

(مأخذ: یافته‌های مطالعه).

در گروه فرآورده‌های نفتی تغییرات قیمت ناشی از اعمال سناریوهای مالیات بر آلودگی منفی ارزیابی شده است. به‌طور جزئی‌تر اثر بخشی سناریو اول بر قیمت: نفت و گاز، بنزین، نفت سفید، گازوییل و نفت کوره، به‌ترتیب معادل ۱۱−٪، ۶/۴−٪، ۹/۲−٪، ۲/۴−٪ و ۳۶/۲−٪ خواهد بود؛ هم‌چنین در نتیجهٔ اعمال سناریو دوم این فرآورده‌ها به‌ترتیب تغییرات ۱۰/۹−٪، ۷/۹−٪، ۹/۸−٪، ۷/۲−٪ و ۳۳−٪ در قیمت را تجربه می‌کنند. در بین محصولات مورد بررسی گاز طبیعی با کاهش قیمت و برق با رشد قیمت همراه است. همان‌طورکه در جدول (۳) ملاحظه می‌شود در نتیجهٔ اعمال سناریو اول تغییرات قیمت این محصولات به‌ترتیب معادل ۱/۹−٪ و ۱۰/۸+٪ ارزیابی شده است. تحت سناریو دوم نیز این اثربخشی به‌ترتیب معادل ۷/۳−٪ و ۹+٪ خواهد بود. درنهایت با اعمال سناریو مالیات بر آلودگی در بخش حمل‌ونقل رشد ۳۵/۵+٪ قیمت و در بخش خدمات رشد ۳/۲+٪ قیمت مورد انتظار خواهد بود.

در این بخش از مطالعه، خلاصه‌ای از اثربخشی سیاست مالیات بر آلودگی بر متغیرهای کلان اقتصادی ارائه شده است.

اولین متغیر، متغیر تولید ناخالص واقعی است. تحت سناریو اول مالیاتی، میزان تغییرات این متغیر معادل ۲۱/۳۲٪ و تحت سناریو دوم مالیاتی به ۱۹/۹۰−٪ می‌رسد. با کاهش میزان تولید در اقتصاد، قیمت تمایل به افزایش دارد؛ بنابراین اعمال سیاست موردنظر منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی واقعی و توان اقتصادی کشور خواهد شد.

مطابق با انتظار در نتیجهٔ اعمال این سیاست تغییرات قیمت مصرف‌کننده در بازهٔ ۱۵/۷۵+٪ و ۱۶/۹۴+٪ قرار خواهد گرفت. نتایج حاکی از آن است که اتخاذ این سیاست مخارج دولت را افزایش خواهد داد؛ به‌گونه‌ای‌که به‌طور متوسط اتخاذ سیاست مالیات بر آلودگی در بخش تولید، رشد ۸۰٪ مخارج دولت را به‌همراه خواهد داشت. این درحالی است میزان تغییرات درآمد مالیاتی دولت به‌ترتیب برای سناریو اول معادل ۴۶/۳۶+٪ و برای سناریو دوم ۱۲/۷۷+٪ ارزیابی شده است. همان‌طورکه در جدول (۴) ارائه شده است، مصرف بخش خصوصی تغییرات ۴۰/۹۶- ٪ را در نتیجهٔ اعمال سیاست مالیاتی اول تجربه می‌کند. در ادامه با اتخاذ سیاست دوم مالیاتی این تغییرات معادل ۳۸/۱۲-٪ پیش‌بینی می‌شود.

اعمال سیاست مالیاتی اول، یعنی حد بالای خسارت در مدل‌سازی، کاهش ۴۲/۲۵-٪ مصرف خانوارهای شهری و کاهش ۳۵/۹۵-٪ مصرف خانوارهای روستایی را به‌دنبال خواهد داشت. اثربخشی سیاست مالیاتی دوم نیز تغییرات ۳۹/۴۹-٪ مصرف خانواری شهری و تغییرات ۳۲/۸۶-٪ مصرف خانوارهای روستایی را به‌دنبال خواهد داشت.

برخلاف مخارج واقعی دولت، میزان سرمایه‌گذاری واقعی در سناریوهای مالیاتی اول و دوم کاهش خواهد یافت. اثربخشی سناریو اول مالیاتی بر این متغیر معادل ۱۰/۵۸-٪ و برای سناریو دوم مالیاتی معادل ۱۰/۷۷-٪ ارزیابی شده است.

هر دو متغیر صادرات کل و واردات کل در نتیجهٔ اتخاذ سیاست مالیات بر آلودگی روند رو به رشدی را تجربه می‌کنند. این درحالی است که تغییرات مجموع واردات از تغییرات مجموع صادرات پیشی گرفته و منجر به منفی شدن تراز تجاری کشور می‌شود. به‌طور جزئی‌تر در نتیجهٔ اعمال سیاست مالیاتی اول تغییرات واردات معادل ۱۲/۲۲+٪ و تغییرات صادرات کشور معادل ۷/۵۰+٪ خواهد بود. تحت این شرایط تغییرات تراز تجاری کشور نیز معادل ۰/۲۸-٪ پیش‌بینی شده است. برای سناریو دوم نیز مجموع صادرات با تغییرات ۴/۱۳+٪ و مجموع واردات با تغییرات ۷/۵۱+٪ همراه است. نتیجهٔ تغییرات این دو متغیر منجر به تغییر ۰/۶۰-٪ تراز تجاری کشور خواهد شد.

جدول ۴: اثرات سناریوهای مالیات زیست‌محیطی بر متغیرهای کلان اقتصادی.
Tab 4: Effects of environmental tax scenarios on macroeconomic variables

متغیرهای کلان اقتصادی	سناریو ۱	سناریو ۲
تولید ناخالص داخلی واقعی	-۲۱/۳۲	-۱۹/۹۰
قیمت مصرف‌کننده	+۱۶/۹۴	+۱۵/۷۵
درصد مخارج واقعی دولت	+۸۰/۶۵	+۸۰/۸۱
درصد درآمد مالیاتی دولت	+۴۶/۳۶	+۱۲/۷۷
مصرف خصوصی	-۴۰/۹۶	-۳۸/۱۲
مصرف خانوارهای شهری	-۴۲/۲۵	-۳۹/۴۹
مصرف خانوارهای روستایی	-۳۵/۹۵	-۳۲/۸۶
سرمایه‌گذاری واقعی	-۱۰/۵۸	-۱۰/۷۷
مجموع صادرات	+۷/۵۰	+۴/۱۳
مجموع واردات	+۱۲/۲۲	+۷/۵۱
تراز تجاری	-۰/۲۸	-۰/۶۰

(مأخذ: یافته‌های مطالعه).

در این بخش به ارزیابی اثرات رفاهی سناریوهای مالیات بر آلودگی پرداخته شد. به‌طورکلی نتایج نشان می‌دهد که سناریوهای مالیات بر آلودگی اول و دوم موجب کاهش رفاه مصرف‌کنندگان خواهد شد؛ چراکه تحت این‌شرایط، میزان تولید داخلی کاهش، سطح قیمت‌ها افزایش و درآمد عوامل تولید نیز کاهش‌یافته و این امر باعث کاهش درآمد خانوارها و در نتیجه کاهش تقاضای آن‌ها خواهد شد. همان‌طورکه در جدول (۵) ارائه شده است تغییرات درآمد خانوارهای شهری از ۱۸/۸۵-٪ به ۲۰/۳۷-٪ تحت دو سناریو مورد بررسی می‌رسد. با توجه به کاهش درآمد، انتظار می‌رود خانوارهای مورد بررسی ازنظر رفاهی در وضعیت بدتری نسبت به شرایط پایه قرار گیرند. مقدار مطلق درصد تغییر در درآمد خانوارهای روستایی بیشتر از تغییر درآمد خانوارهای شهری ارزیابی شده است. به‌طور جزئی‌تر تحت اعمال سناریو اول درآمدی میزان تغییر درآمد خانوارهای روستایی معادل ۲۲/۵۵-٪ است که با حرکت به‌سمت سناریو دوم این میزان به ۲۰/۷۵-٪ می‌رسد.

جدول ۵: اثرات مالیات زیست‌محیطی بر درآمد خانوارها.
Tab. 5: Effects of environmental tax on household income.

شاخص اثرات رفاهی	سناریو اول	سناریو دوم
خانوارهای شهری	-۲۰/۳۷	-۱۸/۸۵
خانوارهای روستایی	-۲۲/۵۵	-۲۰/۷۵

(مأخذ: یافته‌های مطالعه).

نتایج مربوط به شاخص تغییرات معادل در جدول (۶) گزارش شده است. همان‌طورکه مشخص است، تحت سناریو اول مالیاتی با اتخاذ حد بالای خسارت به‌عنوان مالیات بر آلودگی، شاخص تغییرات معادل برای خانوارهای شهری معادل ۴۲/۷۳-٪ به‌دست آمده است؛ به‌عبارت دیگر، با رشد قیمت‌ها مخارج خانوارها افزایش یافته و نسبت به قبل از اعمال سناریو در وضعیت بدتری ازنظر رفاهی قرار خواهند گرفت. با اعمال سناریو دوم مالیات تغییرات رفاه خانوارهای شهری معادل ۳۹/۹۳٪ کاهش خواهد یافت. نتایج آثار رفاهی سیاست مالیات بر آلودگی برای خانوارهای روستایی حاکی از آن است که کاهش رفاه این خانوارها بین ۳۰/۸۹٪ تا ۳۳/۸۲٪ متغیر است؛ به‌عبارت دیگر، در نتیجهٔ اعمال سیاست اول مالیاتی تغییرات رفاه خانوارهای روستا معادل ۳۳/۸۲-٪ محاسبه شد که این میزان در سناریو دوم مالیاتی به ۳۰/۸۹-٪ می‌رسد. میانگین کاهش رفاه یک خانوار ایرانی تحت سناریو اول و دوم مالیاتی به‌ترتیب معادل ۴۰/۶۳-٪ و ۳۷/۷۹-٪ ارزیابی شده است؛ بنابراین می‌توان انتظار داشت که با افزایش قیمت کالا و خدمات در نتیجهٔ اعمال سیاست مالیات زیست‌محیطی، خانوارهای ایرانی در وضعیت بدتری ازنظر رفاهی قرار گرفته و مخارج آن‌ها افزایش می‌یابد.

جدول ۶: اثرات مالیات زیست‌محیطی بر شاخص رفاهی تغییرات معادل.
Table (6). The effects of environmental tax on the welfare index of equivalent changes

شاخص اثرات رفاهی	سناریو اول	سناریو دوم
خانوارهای شهری	-۴۲/۷۳	-۳۹/۹۳

خانوارهای روستایی	-۳۳/۸۲	-۳۰/۸۹
میانگین خانوارهای ایرانی	-۴۰/۶۳	-۳۷/۷۹

(مأخذ: یافته‌های مطالعه).

براساس نتایج به‌دست آمده تغییرات رفاه خانوارهای روستایی در مواجه با سیاست مالیات بر آلودگی بیش از خانوارهای شهری است. علت نتایج می‌تواند این باشد که اکثر خانوارهای روستایی دارای مشاغل کشاورزی و دامداری بوده و نتایج نشان می‌دهد که محصولات کشاورزی کمتر از سایر محصولات تحت‌تأثیر مالیات زیست‌محیطی قرار خواهند گرفت؛ از این‌رو، تغییرات رفاهی خانوارهای روستایی در مواجه با شرایط اخذ مالیات، کمتر خواهد بود.

به‌منظور اندازه‌گیری خط فقر بر پایهٔ مفهوم نسبی می‌توان با محاسبهٔ میانگین مخارج خانوارها و تعیین درصدی از آن به‌عنوان خط فقر اقدام نمود. البته در این روش، اگرچه به مفهوم نسبی فقر تأکید شده اما دیدگاه نظری مستدلی برای تعیین درصد مورد نظر وجود ندارد و درواقع تعیین ۵۰٪ و یا ۶۶٪ اختیاری و تجربی است و هر محقق می‌تواند آن‌را برای خود تعیین نماید. با این‌حال در این مطالعه به پیروی از مطالعات «خدادادکاشی» و همکاران (۱۳۸۴) و «ارشدی» و «کریمی» (۱۳۹۲) از ۶۶٪ میانگین مخارج کل خانوارها به‌عنوان معیار تعیین خط فقر نسبی استفاده شده است. به این‌ترتیب که ابتدا میانگین مخارج کل خانوارها را به‌دست آورده و سپس این عدد را در ۰/۶۶ ضرب می‌کنیم. عدد حاصل خط فقر نسبی می‌باشد که در این مطالعه از آن استفاده می‌گردد.

(میانگین مخارج خانوارها)×۰/۶۶=خط فقر قبل از تغییر قیمت

شاخص رفاهی+خط فقر قبل از تغییر قیمت=خط فقر پس از تغییر قیمت

بنابراین ابتدا خط فقر نسبی قبل از تغییر قیمت محاسبه شده و در ادامه با اعمال تغییرات قیمت و محاسبهٔ شاخص رفاهی، خط فقر جدید محاسبه شد. درواقع خط فقر ثانویه به اندازهٔ شاخص رفاهی ناشی از افزایش قیمت، از خط فقر اولیه فاصله دارد و بررسی تعداد افراد بالا و یا پایین خط فقر براساس آن صورت می‌پذیرد. به‌عبارت دیگر، پس از افزایش قیمت کالا و خدمات، خانوارها ازنظر رفاهی در وضعیت بدتری قرار گرفته و مخارج آن‌ها افزایش می‌یابد؛ لذا باید مبلغی معادل شاخص رفاهی محاسبه شده به‌منظور جبران کاهش رفاه ناشی از تغییر قیمت به خانوارها داده شود که این میزان در محاسبهٔ خط فقر لحاظ شده است. همان‌طورکه در جدول (۷) ارائه شده است خط فقر اولیه برای خانوارهای شهری معادل ۲۶۰۹۰/۸ هزار ریال و برای خانوارهای روستایی معادل ۱۴۳۵۵/۳ هزار ریال محاسبه شده است. محاسبهٔ خط فقر اولیه براساس متوسط مخارج ماهانهٔ خانوارها در سال ۱۳۹۸ صورت گرفت. با اعمال مالیات بر آلودگی تحت سناریو اول، خط فقر ثانویه برای خانوارهای شهری معادل ۳۷۲۳۹/۵ هزار ریال و برای خانوارهای روستایی معادل ۱۹۲۱۰/۳ هزار ریال به‌دست آمده است. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود با افزایش خط فقر در بین خانوارهای شهری و روستایی انتظار می‌رود تعداد بیشتری از خانوارها به زیر خط فقر منتقل شوند. برای سناریو دوم مالیاتی نیز خط فقر ثانویه برای خانوارهای شهری و روستایی به‌ترتیب معادل ۳۶۵۰۸/۹ هزار ریال و ۱۸۷۸۹/۷ هزار ریال ارزیابی شده است.

جدول ۷: اثرات مالیات زیست‌محیطی بر خط فقر در ایران (براساس مخارج ماهانه سال ۱۳۹۸).

Tab. 7: Effects of environmental tax on the poverty line in Iran (Based on monthly expenses of 2018).

خط فقر	پایه	سناریو اول	سناریو دوم
خانوارهای شهری	۲۶۰۹۰/۸	۳۷۲۳۹/۵	۳۶۵۰۸/۹
خانوارهای روستایی	۱۴۳۵۵/۳	۱۹۲۱۰/۳	۱۸۷۸۹/۷

(مأخذ: یافته‌های مطالعه).

در آخرین بخش از این مطالعه، اثرات سیاست مالیات زیست‌محیطی بر میزان انتشار آلودگی براساس منبع انتشار مورد سنجش قرار گرفت. نتایج این بررسی در جدول ۸، ارائه شده است.

جدول ۸: انتشار آلودگی پس از اتخاذ سیاست مالیات زیست‌محیطی.

Tab. 8: Emissions of pollution after the adoption of environmental tax policy.

منابع آلودگی زیست‌محیطی	سناریو۱		سناریو۲	
	درصد تغییرات انتشار آلودگی ناشی از منبع انرژی	درصد تغییرات انتشار آلودگی ناشی از فرآیند تولید	درصد تغییرات انتشار آلودگی ناشی از منبع انرژی	درصد تغییرات انتشار آلودگی ناشی از فرآیند تولید
NOX	-۱۹/۴۵	-۲۸/۱۵	-۱۸/۴۲	-۱۸/۲۵
N2O	-۲۰/۳۴	-۱۹/۳۴	-۱۹/۲۲	-۱۷/۴۹
SO2	-۱۲/۴۰	-۹/۷۳	-۱۱/۷۴	-۱۱/۰۹
CO2EQ	-۲۲/۶۵	-۱۵/۲۰	-۲۱/۶۳	-۱۱/۳۹
CO	-۱۹/۸۹	-۸/۱۶	-۱۹/۳۴	-۵/۸۶
CO2	-۲۲/۲۹	-۲۰/۴۰	-۲۱/۱۶	-۱۲/۳۲
CH4	-۲۰/۹۷	-۶/۲۱	-۲۰/۰۸	-۷/۹۸

(مأخذ: یافته‌های مطالعه).

در قسمت اول، درصد تغییرات انتشار آلودگی ناشی از منبع انرژی گزارش شده است؛ همان‌طورکه ملاحظه می‌شود بیشترین درصد تغییر در انتشار آلودگی به معادل فاکتور CO2 و کمترین درصد تغییر در انتشار به SO2 مربوط است. به‌طور جزئی‌تر با اتخاذ سیاست مالیات بر آلودگی اول، تغییر در انتشار آلودگی ناشی از منبع انرژی برای معادل فاکتور CO2، ۲۲/۶۵-٪ و برای SO2 معادل ۱۲/۴۰-٪ پیش‌بینی شده است. تحت سناریو مالیاتی اول، میزان انتشار NOX، N2O، CO، CO2 و CH4 به‌ترتیب معادل ۱۹/۴۵-٪، ۲۰/۳۴-٪، ۱۹/۸۹-٪، ۲۲/۲۹-٪ و ۲۰/۹۷-٪ تغییر خواهد کرد. هم‌چنین درصد تغییرات انتشار آلودگی ناشی از فرآیند تولید برای NOX و N2O به‌ترتیب معادل ۲۸/۱۵-٪ و ۱۹/۳۴-٪ محاسبه شده است. هم‌چنین میزان انتشار SO2 و CH4 ناشی از فرآیند تولید تحت اتخاذ سیاست مالیاتی اول به‌ترتیب معادل ۹/۷۳-٪ و ۶/۲۱-٪ پیش‌بینی شده است. برای منابع آلودگی

CO2EQ، CO و CO2 نیز میزان تغییر در انتشار در فرآیند تولید با کاهش ۱۵/۲۰٪، ۸/۱۶٪ و ۲۰/۴۰٪ همراه خواهد بود.

پس از اتخاذ سیاست مالیاتی دوم میزان انتشار NOX ناشی از منابع انرژی و ناشی از فرآیند تولید به‌ترتیب معادل ۱۸/۴۲-٪ و ۱۸/۲۵-٪ محاسبه شده است. برای N2O نیز این میزان به‌ترتیب با تغییرات ۱۹/۲۲-٪ و ۱۷/۴۹-٪ همراه است. درصد تغییرات انتشار آلودگی ناشی از منبع انرژی برای آلاینده‌های SO2، CO2EQ، CO، CO2 و CH4 به‌ترتیب معادل ۱۱/۷۴-٪، ۲۱/۶۳-٪، ۱۹/۳۴-٪، ۲۱/۱۶-٪ و ۲۰/۰۸-٪ به‌دست آمده است.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مالیات‌های زیست‌محیطی یکی از ابزارهای اقتصادی موردنظر برای کاهش هزینه‌های خارجی فعالیت‌های اقتصادی است. اهمیت و نقش مالیات در دستیابی به رشد مستمر و پایداری اقتصادی، اشتغال، کاهش تورم، ثبات سطح عمومی قیمت‌ها و هم‌چنین به‌عنوان مهم‌ترین منبع درآمدی دولت درحال حاضر پس از نفت برای همهٔ آگاهان و مسئولان اقتصادی و سیاسی کشور آشکار و مهم می‌باشد. در این بین، مالیات بر آلاینده‌های زیست‌محیطی یکی از پایه‌های مالیاتی جدید است که علاوه‌بر اثر درآمدی، دارای آثار تخصیص بسیار مهمی است و اکنون در بسیاری از کشورهای جهان اجرا می‌شود. مالیات سبز به‌عنوان یکی از محورهای توسعهٔ پایدار در کشورها، از سیاست‌های مؤثر در زمینهٔ کنترل عوامل زیست‌محیطی با استفاده از ابزارهای اقتصادی می‌باشد.

سطح انتشار دی‌اکسید کربن به‌عنوان مهم‌ترین آلاینده در ایران در مقایسه با متوسط جهانی در سطح بالایی قرار دارد؛ از این‌رو، می‌توان الزام کاهش آن را بالا ارزیابی نمود؛ لذا در این مطالعه تلاش شد تا با به‌کارگیری رهیافت تعادل عمومی قابل محاسبه، اثرات اخذ مالیات زیست‌محیطی بر گازهای گلخانه در ایران مورد بررسی قرار گیرد. نتایج مطالعه نشان داد که دریافت مالیات بر آلودگی ازطریق کاهش سطح تولید بخش‌های صنعتی و حمل‌ونقل درنهایت موجب کاهش تولید در اغلب بخش‌های کشاورزی و انرژی می‌شود. با توجه به نتایج مطالعهٔ حاضر که نشان از آسیب‌پذیری کشور در مقابل سیاست اتخاذ مالیات سبز دارد، پیشنهاد می‌شود که یک برنامهٔ جامع و اقدام عمل جهت تطبیق و مقابله برای کاهش اثرات منفی آن تدوین شود. از این حیث می‌توان گفت که توسعهٔ بخش خدمات که دارای پتانسیل بالایی نیز می‌باشد و بالاترین سهم را در اقتصاد داراست، از نگاه زیست‌محیطی نیز قابل دفاع است. در همین‌راستا، توصیه می‌شود که امکانی برای توسعهٔ زیربخش خدمات فراهم شود. از آنجا که شرایط اتخاذ سیاست مالیات زیست‌محیطی اثرات منفی در بخش کشاورزی دارد، پیشنهاد می‌شود که اقدامات لازم جهت حمایت از کشاورزی و تولید داخل صورت گیرد تا تولید این بخش چندان تحت‌تأثیر شرایط پس از اجرای سیاست مالیات سبز قرار نگیرد.

هرچند در بالاترین سطح، مالیات بر آلودگی حدود ۲۱/۳۲٪ تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد و این رقم برای مصرف کل نیز معادل ۴۰/۹۶٪ است، اما مشاهده شد که در همین سناریو، کاهش انتشار آلاینده‌ها ازجمله دی‌اکسید کربن، متان و اکسید نیتروژن بین ۱۲/۴۰ – ۲۲/۶۰٪ متغیر است؛ لذا ضمن مطلوب دانستن آثار دریافت مالیات، به‌ویژه از نگاه زیست‌محیطی و توصیهٔ اجرای آن، پیشنهاد می‌شود از منابع مالی حاصل از اجرای این

سیاست در جهت حمایت از خانوارهای آسیب‌پذیر اقدام شود؛ چراکه نتایج نشان‌داد که سیاست اخذ مالیات بر آلودگی، درآمد خانوارها و رفاه آنان را تحت‌تأثیر قرار داده و مخارج آنان را افزایش می‌دهد. با افزایش خط فقر در بین خانوارهای شهری و روستایی پس اعمال سناریو مالیات بر آلودگی، انتظار می‌رود تعداد بیشتری از خانوارها به زیر خط فقر منتقل شوند؛ لذا با توجه به اثرات مالیات زیست‌محیطی بر سطح درآمد خانوارها، در آینده بسته‌های حمایتی لازم برای خانوارهای شهری و روستایی درنظر گرفته شود، چراکه این خانوارها با اثرات منفی این سیاست روبه‌رو خواهند شد. درنهایت پیشنهاد می‌گردد علاوه‌بر این‌که دولت با تأکید بیشتری نسبت به تصویب و اجرای سیاست یاد شده قدم برمی‌دارد، باید بخشی از درآمد حاصل از مالیات سبز را در تکنولوژی‌های کاهندهٔ آلودگی، به‌ویژه صنایع آلوده‌کننده و بخش دیگر را برای کمک به بخش سلامت هزینه نماید.

پیوست:

Table 1. Energy-Fuel Based Emission (in ton)

	CO_2	CH_4	N_2O
LV	144605	43	6
FO	3566186	982	130.1
MN	40801	0.4	1
GLN	77352386	36728	3563
KER	6156540	257	51
GOL	93957725	4572	6579
FU	17247297	577	115
LGA	6734383.6	123	11
OIL	642839	60	9
NGA	416197082	25189	762

(Source: Farajzadeh etal, 2017)

Table 2. Production Based Emission (in ton) (not assigned to Fuel)

	CO_2	CH_4	N_2O
Wheat	0	1587.5	22627.8
Rice	0	60737.7	6328.3
Other Grains	0	663.4	6781.5
Livestock	0	858607.5	27322.8
Forestry	7166629.7	239.2	1.7
Fishary	0	0	0
Agriculture	0	8163.1	21796.1
Mining	28286956.2	9489.9	0
Agriculture Industry	0	625985.7	0
Oil Industry	0	790311.4	0
Gasolin	5930516.9	197649.5	0
Kerosene	2846962.8	94882.2	0
Gas oil	11330370.6	377613.3	0
Fuel oil	10286782.1	342833.1	0
Liquid gas	1076396.5	35873.6	0
Other oil products	3330414.4	110994.5	0
Natural gas	17444044.8	581367.0	0
Electricity	0	0	0
Industry	38289215.7	10733.3	8058.4

(Source: Farajzadeh etal, 2017).

Table 3. Housedhold Final Consumption Based Emission (in ton)

	CH_4	N_2O	CO_2Eq
Rural	13991.2	10871.7	3664045.1
Urban	714892.2	41996.5	28031638.2

(Source: Farajzadeh, 2017).

Table 4. Parameters used in the model

1.5	Substitution elasticity between imported and domestic goods
0.11	The share of imports in total consumption
1.56	Substitution elasticity between domestic and imported consumer goods
0.42	The share of capital in production
0.0139	Fixed capital depreciation rate

(Source: Farajzadeh etal, 2017).

کتابنامه

– جعفری‌صمیمی، احمد؛ و علیزاده‌ملفه، الهام، (۱۳۹۴). «شبیه سازی مالیات سبز بر رشد اقتصادی در ایران با کاربرد روش تعادل عمومی قابل محاسبه». *فصلنامهٔ پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۲۲(۶): ۵۷–۷۰.

– حسین‌زاده کندسری، زهرا؛ و مداح، مجید، (۱۳۹۷). «اثر مالیات بر تقاضای خانوارها بر کالاهای آلوده‌کنندهٔ محیطزیست». *فصلنامهٔ علوم و تکنولوژی محیطزیست*، ۲۰ (۳): ۱۰۵–۱۱۵.

– قرخلو، مهدی؛ و حسینی، سید هادی، (۱۳۸۶). «شاخص‌های توسعهٔ پایدار شهری». *جغرافیا و توسعهٔ ناحیه‌ای*، ۸(۵): ۱۵۷–۱۷۷.

– گرایی‌نژاد، غلامرضا؛ و چیردار، الهه، (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران». *اقتصاد مالی*، ۶(۲۰): ۶۹–۹۲.

– مزینی، امیرحسین؛ و مرادحاصل، نیلوفر، (۱۳۹۳). «بررسی اثر فعالیت‌های غیر رسمی اقتصادی بر آلودگی هوا، برآورد منحنی زیست‌محیطی کوزنتس». *فصلنامه علوم و تکنولوژی محیطزیست*، ۱۶(۳): ۳۸–۳۴.

– مقدسی، رضا؛ و طاهری، فرزانه، (۱۳۹۱). «پیامدهای اقتصادی و زیست‌محیطی مالیات بر آلودگی». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. ۴ (۳): ۷۷–۱۱۱.

- Arora, N. K. & Mishra, I., (2019). *United Nations Sustainable Development Goals 2030 and environmental sustainability.* race against time.

- Beghin, J.; Dessus, S.; Ronald-Holst, D. & Mensbrugghe, V. D., (2002). "Empirical Modeling of Trade and Environment". *Trade and Environment in General Equilibrium: Evidence from Developing Economics,* Chapter 3: 31-78.

- Bohringer, C. & Loschel, A., (2006). "Computable general equilibrium models for sustainability impact assessment: Status quo and prospects". *Ecological Economics,* 60: 49–64.

- Dessus, S. & Bussolo, M., (1998). "Is there a trade-off between trade liberalization and pollution abatement?". *Journal of Policy Modeling*, 20(1): 11-31.

- Fæhn, T. & Holmøy, E., (2003). "Trade liberalization and effects on pollutive emissions to air and deposits of solid waste. A general equilibrium assessment for Norway". *Economic Modeling,* 20: 703-727.

- Farajzadeh, Z., (2012). "Envronmental and welfare impacts of trade energy policy reforms in Iran". Ph.D thesis. Shiraz University. Shiraz.

- Farajzadeh, Z. & Bakhshoodeh, M., (2017). *Trade reform in Iran for accession to the World Trade Organization:* Analysis of welfare and environmental impacts Economic Modelling, Pages 75-85

- Jafari Samimi, A. & Alizadeh Melfeh, E., (2014). "Simulation of green tax on economic growth in Iran using calculable general equilibrium method". *Economic Growth and Development Research Quarterly,* 22(6): 57-70.

- Hjorth, P. & Bagheri, A., (2006). "Navigating towards sustainable development: A system dynamics approach". *Futures*, 38(1): 74-92.

- Hosseinzadeh Kandsari, Z. & Madah, M., (2017). "Effect of tax on household demand for environmentally polluting goods". *Environmental Science and Technology Quarterly*, 20 (3): 105-115.

- Hu, X.; Sun, Y.; Liu, J.; Meng, J.; Wang, X.; Yang, H.; ... & Tao, S., (2019). "The impact of environmental protection tax on sectoral and spatial distribution of air pollution emissions in China". *Environmental Research Letters,* 14(5.

- Garkhlo, M. & Hosseini, S. H., (2006). "Indices of sustainable urban development". *Geography and Regional Development*, 8(5): 157-177.

- Garanjad, Gh. & Chirdar, E., (2011). "Investigation of factors affecting tax revenues in Iran". *Financial Economics*, 6(20): 69-92.

- Lofgren, H., (1999). *Exercises in general equilibrium modeling Using GAMS. International Food Policy Research Institute.* Washington, D. C. United States.

- Ionescu, L., (2020). "Pricing Carbon Pollution: Reducing Emissions or GDP Growth?". *Economics, Management, and Financial Markets,* 15(3): 37-43.

- Mazini, A. H. & Muradhatshil, N., (2013). "Investigating the effect of informal economic activities on air pollution, estimating the Kuznets environmental curve". *Environmental Science and Technology Quarterly*, 16(3): 34-38.

- Metcalf, G. E., (2019). "On the economics of a carbon tax for the United States". *Brookings Papers on Economic Activity,* 2019(1): 405-484.

- McDonald, S.; Thierfelder, K. & Robinson, S., (2007). *Globe: A SAM based global CGE model using GTAP Data.* Available at http://econpapers.repec.org/paper/usnusnawp/14.htm.

- Moghdisi, R. & Taheri, F., (2011). "Economic and environmental consequences of pollution tax". *Agricultural Economics Research*, 4 (3): 77-111.

- Moghimi, M.; Shahnooshi-Forooshani, N.; Danesh, S.; Akbari-Moghaddam, B. & Daneshvar, M., (2011). "Investigating welfare and environmental impacts of green tax and energy subsidy reduction using computable general equilibrium". *Agricultural Economics and Development,* 75: 79-108.

- Pal, R. & Saha, B., (2015). "Pollution tax, partial privatization and environment". *Resource and Energy Economics,* 40: 19-35.

- Wissema, W. & Dellink, R., (2007). "AGE analysis of the impact of a carbon energy tax on the Irish economy". *Ecological Economics,* 61: 671-683.

- Zimmer, A. & Koch, N., (2017). "Fuel consumption dynamics in Europe: Tax reform implications for air pollution and carbon emissions". *Transportation Research Part A: Policy and Practice,* 106: 22-50.

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

The Effect of Public Goods on Residential Mobility: Comparison all Households and High-Income Groups in Tehran, Iran

Asadi, R.[1], Modiri, A.[2], Gholizadeh, A. A.[3], Hosseynali, F.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25003.3356
Received: 2021.10.07; Accepted: 2022.04.10
Pp: 219-250

Abstract

Households move in cities for better housing and access to better public goods services, but the public goods are not equally important for households and their spatial distribution is not uniform in the city. In order to investigate in detail, we divvied the public goods into two groups: net and gross and modeling the housing residential choice. The main purpose of the study is to measure the impact of this product among all households and high-income groups. Data were collected from Census (2016) and the neighborhood quality survey (2015-2016) of Tehran Municipality. We use agent-based model for investigate the behavior of households. The results showed that the gross public goods are effective in choosing the house of all households in the city. Among the variables in this group, for all households in the city, "access to the public transportation system" has the greatest impact, but this variable does not affect the choice of high-income households. The variable "access to educational space" also has the least impact among all households, but in the high-income group, this variable has the most impact. In the group of net public goods, all variables are effective in choosing the house of all households in the city, and the variable "security" has the greatest impact. Compared to the high-income group, except for "distance to educational space", other variables do not have a significant effect on housing choice, which indicates the unbalanced spatial distribution of net public goods in the city and the homogeneity of spatial distribution in high-income households. Also, based on the research background, educational space in the high-income group is considered as a measure of neighborhoods quality.

Keywords: Life-Cycle Theory, Public Goods, Agent-based Modeling, Residential Mobility.
JEL Classification: C6, D1, R2.

1. PhD student of Urban Planning, Department of Urban Planning, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor of Urban Planning Department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** at.modiri@gmail.com
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
4. Assistant Professor, Mapping Engineering Department, Faculty of Civil Engineering, Shahid Rajaee Tarbiat University, Tehran, Iran.

Citations: Asadi, R.; Modiri, A.; Gholizadeh, A. & Hosseynali, F., (2022). "The Effect of Public Goods on Residential Mobility: Comparison all Households and High-Income Groups in Tehran, Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(42), 219-250 (doi: 10.22084/aes.2022.25003.3356).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4653.html?lang=en

1. Introduction

How do households choosing their house? Spatial modeling of housing choice was proposed by Alonso, who assumed households had a specific budget and had to be allocated among deferent needs. To simplify the process, Alonso hypothesized that cities have a single-center structure where households tend to be closer to the city center to spend less time on daily trips. These initial assumptions were developed over the years.

Variables of Housing selection are divided into two groups. The first group was defined as, "household characteristics" group, which is based on the needs of household members in the Alonso model, and the second group is, "housing characteristics", which emphasize in this article. These characteristics range from residential unit variables to qualities variables such as air pollution and the city's public transportation system.

Housing selection studies have presented various categories based on the internal and external characteristics of housing, social and external housing environment, etc. but so far, few studies have categorized the variables of housing environment based on the characteristics of public goods.

The variable of housing selection is divided in two groups; (1) all residents of the city and (2) high income groups. Public goods in this study are divided in two groups of net and gross public goods.

Although there is a pattern of rising land and housing prices from south to north, there is a question that has the distribution of public goods also been in a way that influences the choice of housing for the city's households? And if public goods are effective in the choice of households, can this effect be generalized to a subset of residents such as high-income groups?

2. Materials and Methods

2.1. Housing selection function

Every household try to get highest satisfaction by changing their houses. In this study, we use NSGA-II algorithm for simulation of this choice. Each household has different criteria and preferences in choosing housing according to their demographic, economic and social characteristics. In the form of stated information, a sample of households with different characteristics of neighborhoods is used as representatives of the whole community and an example of stated priorities.

2.2. Simulation of agents (households)

In agent-based models, it is possible for each household to correspond to one agent, the whole community is simulated and for each member, a distinct selection function is defined by "Monte Carlo" simulation method.

3. Data

The most important limitation in selecting research variables for housing selection is access to big data in cities scale. Data sources of this research are census 2016 and data which is collected by Tehran Municipality in the survey of “the quality of Tehran neighborhoods”. The survey’s data collected from all neighborhoods and households in Tehran.

4. Discussion

Public goods and all households

Gross Public Goods: public transportation system has the greatest impact on the selection of household, which confirms the research background (Hu and Neg, 2019; De Palma et al., 2005; Habib and Miller, 2009).

Also, the higher priority for access to the park is shown compared to the educational space. The results of the model are different from the findings of Hu and Wong (2019), which can be due to the distribution of educational spaces in the city. In Tehran, students can access to educational services at a greater distance as their neighborhood, which in developed countries is rare, and neighborhood's residents are required to use educational services from their neighborhoods. As a result, families move to specific.

Net public goods: neighborhood security is the most influential of the net public goods variables. In this study, instead of measuring "security", the concept of "feeling of security" was measured. The crime rate was assessed with a separate index called "Security Services." The result of such a change in the approach to measuring security is the impact of this index on housing choice, while the index of security services does not affect the choice of housing.

5. Public goods and high-income households

In the High-income group, access to the public transportation system is not important. High-income family groups have a personal vehicle, which results in less importance for the public transportation system, confirmed by the findings of Andrew and Maine (2006) and Hu and Wong (2019). Among other variables, the only variable of access to educational spaces is effective which have two possible explanations. First, the lack of influence of other variables on housing choice of high-income group indicates a balanced distribution of public goods for high-income groups. Second, the reason for the impact of educational space on housing selection can be interpreted based on research background. Pinjari et al. (2009) and Hu and Wong (2019) showed that educational spaces did not prove the assumption of having children and access to educational spaces for high-income groups. It is a sign of the quality of the neighborhood and does not necessarily mean better access to educational space. In Tehran, due to the concentration of educational spaces (especially the possibility of establishing private schools) in the northern neighborhoods of Tehran.

6. Conclusion

In this study, agent-based modeling was used as the latest approach in urban models to allow a more accurate study of public goods on housing selection. The results show that increasing household incomes has consequences such as the possibility of proper access to urban highways, living near the workplace, resulting in a lack of spatial dependence on the transportation system.

The important conclusion is educational space, that has a small impact on the housing choice of all households, but for the high-income group, it has the greatest impact among public goods variables. Schimmer and AxiHeston (2014) and Bio et al. (2006) found completely opposite, they conclude that the educational space is effective for all households but is ineffective for high-income households. The reason for this situation is the possibility of moving the children of these families and providing school services.

However, subsequent research has shown that the position of educational space in choosing a neighborhood does not mean adequate access to educational space, but this space is more concentrated in those neighborhoods of the city where high income groups are concentrated and indicates a higher quality neighborhood.

The reduction of government responsibility in providing educational spaces, and especially among high-income groups who can afford to pay for their children's education, has caused private educational spaces in Tehran to be part of the prestige and higher quality of the neighborhood.

The most important pure public good in choosing a home for households is their understanding of the sense of security is effective but indicators of security (such as police stations, etc.) do not affect the choice of housing.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

مقایسهٔ اثر کالای عمومی در انتخاب مسکن، میان تمامی خانوارهای شهر و گروه درآمدی بالا
نمونهٔ موردی: شهر تهران*

رضا اسدی[۱]، آتوسا مدیری[۲]، علی‌اکبر قلی‌زاده[۳]، فرهاد حسینعلی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25003.3356
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۱۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۱/۲۱
صص: ۲۵۰-۲۱۹

چکیده
خانوارها برای مسکن بهتر در شهر جابه‌جا می‌شوند و کالای عمومی یکی از عوامل مهم در این جابه‌جایی است اما این کالا برای تمامی خانوارهای شهر اهمیت یکسانی ندارد و توزیع فضایی آن در شهر یکنواخت نیست. به‌منظور بررسی تفصیلی کالای عمومی به دو گروه خالص و ناخالص تفکیک شده است و هدف اصلی پژوهش سنجش تأثیر این کالا درمیان تمامی خانوارها و گروه درآمدی بالا است. روش پژوهش به‌صورت کمّی و مدل‌سازی عامل‌مبنا انجام شده است. داده‌های اولیه مدل از سرشماری عمومی نفوس و مسکن (۱۳۹۵) و طرح رصد کیفیت محلات (۹۵-۱۳۹۴) شهرداری تهران اخذ شدند. نتایج نشان‌داد گروه کالای عمومی ناخالص در انتخاب مسکن کلِ خانوارهای شهر مؤثر است. ازمیان متغیرهای این گروه، برای تمامی خانوارهای شهر، بیشترین تأثیر را «دسترسی به سیستم حمل‌ونقل عمومی» دارد، ولی این متغیر در انتخاب خانوارهای بادرآمد بالا تأثیرگذار نیست. متغیر «دسترسی به فضای آموزشی» نیز کمترین تأثیر را میان تمامی خانوارها دارد، ولی در گروه درآمدی بالا، این کالا بیشترین تأثیر را دارد. در گروه کالای عمومی خالص، تمامی متغیرها در انتخاب مسکن کلِ خانوارهای شهر مؤثر است و متغیر «امنیت» بیشترین میزان تأثیر را دارد. در مقام مقایسه با گروه درآمدی بالا، به‌جز «فاصله تا فضای آموزشی»، سایر متغیرها تأثیر معناداری در انتخاب مسکن ندارند که نشان از توزیع فضایی نامتوازن کالای عمومی خالص در سطح شهر و همگنی توزیع فضایی در محل سکونت خانوارهای با درآمد بالا دارد، هم‌چنین براساس پیشینهٔ پژوهش، فضای آموزشی در گروه درآمدی بالا به‌عنوان معیاری از کیفیت محله مطرح است.

کلیدواژگان: نظریهٔ ادوار زندگی، انتخاب مسکن، کالای عمومی محلی، بهینه‌سازی چندمعیاره، عامل مبنا.
طبقه‌بندی JEL: C6, D1, R2.

*. این مقاله برگرفته از رسالهٔ نویسندهٔ اول با عنوان: «نقش کالای عمومی در انتخاب مسکن با استفاده از مدل عامل‌مبنا» است که با راهنمایی نویسندهٔ دوم و مشاورهٔ نویسندگان سوم و چهارم در گروه شهرسازی دانشکدهٔ معماری و شهرسازی دانشگاه آزاداسلامی واحد تهران مرکزی درحال انجام است.

۱. دانشجوی دکتری شهرسازی، گروه شهرسازی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
Email: r.asadi.pl@gmail.com
۲. استادیار گروه شهرسازی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: at.modiri@gmail.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: a.gholizadeh@basu.ac.ir
۴. استادیار گروه مهندسی نقشه‌برداری، دانشکدهٔ مهندسی عمران، دانشگاه تربیت‌دبیر شهید رجایی، تهران، ایران.
Email: f.hosseinali@sru.ac.ir

ارجاع به مقاله: اسدی، رضا؛ مدیری، آتوسا؛ قلی‌زاده, علی‌اکبر؛ و حسینعلی، فرهاد، (۱۴۰۱). «مقایسهٔ اثر کالای عمومی در انتخاب مسکن، میان تمامی خانوارهای شهر و گروه درآمدی بالا نمونهٔ موردی: شهر تهران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۲۱۹-۲۵۰ (doi: 10.22084/aes.2022.25003.3356).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4653.html

۱. مقدمه

جابه‌جایی مسکن خانوارها در بستر شهر چگونه تبیین می‌شود؟ مدل‌سازی فضایی انتخاب مسکن با کارهای «آلونسو»[1] (۱۹۶۴) مطرح شد، وی فرض کرد خانوارها دارای بودجه‌ی مشخصی هستند که می‌بایست مابین نیازهای اعضای خانوار تخصیص یابد که محل سکونت خانوارها را تعیین می‌کند. به‌منظور ساده‌سازی فرآیند انتخاب محل سکونت، آلونسو شهرها را دارای ساختاری تک‌مرکزی فرض کرد که خانوارها تمایل دارند تا به مرکز شهر نزدیک باشند تا زمان کمتری برای سفرهای روزانه کاری صرف کنند، این فرض‌های ابتدایی در طول سالیان مورد توسعه قرار گرفت و موجب اضافه شدنِ متغیرهای گوناگونی در انتخاب مسکن شد.

توسعهٔ متغیرهای پژوهش انتخاب مسکن در دو گروه تفکیک شده است؛ نخست، گروه «ویژگی خانوارها» که برپایه نیازهای اعضای خانوارها در مدل آلونسو است؛ و دوم، «ویژگی‌های مسکن» است که پژوهش حاضر بر گروه ویژگی‌های مسکن تأکید دارد. این ویژگی‌ها طیفی از متغیرهای واحد مسکونی تا کیفیت‌هایی نظیر آلودگی هوا و سیستم حمل‌ونقل عمومی شهر را شامل می‌شوند.

پژوهش‌های انتخاب مسکن دسته‌بندی‌های گوناگونی براساس ویژگی داخلی و خارجی مسکن، محیط داخلی، اجتماعی و خارجی مسکن و... (لویر و تیمرمن[2]، ۱۹۹۰؛ مولینر و آلگرنز[3]، ۲۰۱۸؛ کولتر[4]، ۲۰۱۸؛ اسچیمر و آکسیهستون[5]، ۲۰۱۴) ارائه کرده‌اند، اما تاکنون کمتر پژوهشی متغیرهای مؤثر در انتخاب محیط سکونت را برمبنای ویژگی‌های کالای عمومی دسته‌بندی کرده است؛ در نتیجهٔ پژوهش حاضر بر مفهوم کالای عمومی در انتخاب مسکن تأکید داشته است.

به‌منظور پاسخ به شکاف مطالعاتی، الگوی انتخاب مسکن در دو گروهِ خانوارهای شهر تهران مورد پژوهش قرار گرفت. ۱) تمامی ساکنین شهر و ۲) گروه درآمدی بالا. کالای عمومی در این پژوهش در دو گروه کالای عمومی خالص و ناخالص تقسیم شده است و تأثیر هرکدام از متغیرهای این کالا بر انتخاب مسکن در قالب مدل‌سازی عامل‌مبنا تحلیل شد.

نوآوری پژوهش در بحث تکنیکی استفاده از مدل‌سازی عامل‌مبنا در انتخاب مسکن با استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی چندمعیاره است؛ هرچند تحقیقات متعددی به موضوع انتخاب مسکن در قالب مدل‌سازی عامل‌مبنا پرداخته‌اند (هوانگ[6] و همکاران، ۲۰۱۳؛ واگنر و ویگینر[7]، ۲۰۰۷؛ هوانگ و همکاران، ۲۰۱۳)، تاکنون تابع انتخاب مسکن با الگوریتم بهینه‌سازی چندمعیاره تلفیق نشده است. ازنظر محتوایی نوآوری پژوهش، بحث درخصوص

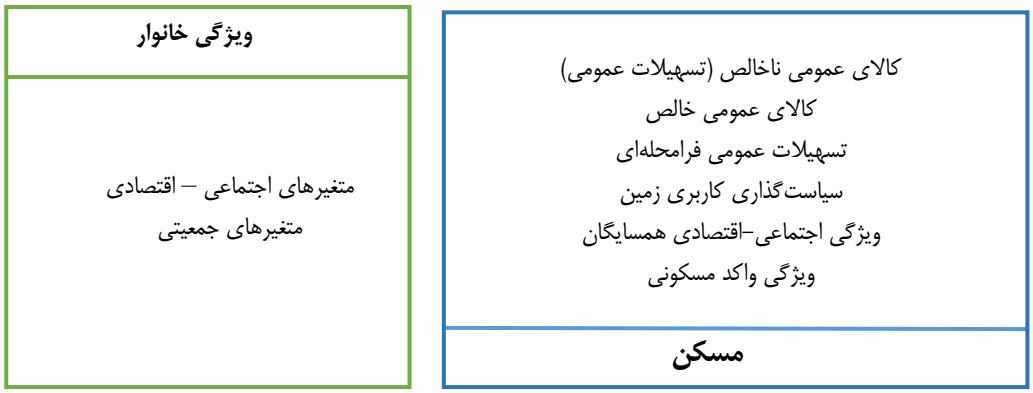
---

1. Alonso
2. Louviere and Timmermans
3. Mulliner & Algmas
4. Coulter
5. Schirmer & Axhausen
6. Huang
7. Wagner and Wegener

تأثیر فضای آموزشی در انتخاب مسکن تمامی خانوارها و گروه درآمدی بالا است؛ هرچند سنجش فضای آموزشی در انتخاب در پیشینهٔ پژوهش برای خانوارها با ویژگی‌های متفاوت درآمدی، فرزند در سن تحصیل و... انجام شده است (کیم و همکاران، ۲۰۰۸؛ بایو و همکاران[1]، ۲۰۰۶؛ زو و کوکلمن[2]، ۲۰۰۸؛ اسچیمر و آکسیهستون، ۲۰۱۴) تاکنون در یک پژوهش واحد و به‌صورت یکپارچه به تمایز این کالا در انتخاب مسکن میانگین شهر و گروه درآمدی بالا پرداخته نشده است.

شهر تهران محل زندگی گروه‌های اجتماعی و اقتصادی متعددی است که در طول دهه‌های گذشته و براساس ویژگی‌های اقتصادی و نیازهای خانوارها در بخشی از شهر سکونت دارند و هرچند الگوی افزایش قیمت زمین و مسکن از جنوب به‌سمت شمال شهر وجود دارد، این سؤال وجود دارد که آیا توزیع کالای عمومی نیز به‌نحوی بوده است که در انتخاب مسکن خانوارهای شهر تأثیرگذار باشد؟ و در صورتی‌که کالای عمومی در انتخاب خانوارها مؤثر است، این تأثیر برای زیرگروهی از ساکنین نظیر گروه‌های درآمدی بالا نیز قابل‌تعمیم است یا تنها اثر کالای عمومی در طیف خانوارهای ساکن تهران قابل تعریف است؟

سنجش ویژگی‌های خانوارها و مسکن در پژوهش‌های مرتبط برای تنها گروهی از خانوارها انجام شده است که فهرستی از متغیرها در نمودار ۱، مشاهده می‌شود؛ اما در این پژوهش موضوع «کالای عمومی» درمیان دو گروه خانوار سنجش شده است. این دو گروه شامل تمامی خانوارها و خانوارهای با درآمد بالا هستند و مهم‌ترین نوآوری پژوهش استفاده از آن‌دسته از ویژگی‌های کالای عمومی در انتخاب مسکن است که جنبه‌ی موقعیت مکانی و فضایی در شهر دارند. نوآوری مهم دیگر، استفاده از مدل‌سازی عامل‌مبنا در انتخاب مسکن خانوارها است که تاکنون برای شهر تهران این مدل‌سازی انجام نشده است.



نمودار ۱: مدل مفهومی انتخاب مسکن (ویژگی خانوار و مسکن) با تأکید بر کالای عمومی (ماخذ: نگارندگان، براساس ادبیات موضوع).

Diag. 1: Conceptual Model of Housing Choice (Household and Housing Characteristics) with an Emphasis on Public Goods.

[1]. Bayoh and et al.
[2]. Zhou & Kockelman

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. «نظریهٔ کالای عمومی محلی»

«منکیو»[1] (۲۰۰۱) دو ویژگی برای هرنوع کالا نام می‌برد؛ ۱) استثناپذیر بودن، و ۲) رقابتی بودن و براین اساس چهارنوع کالا در اقتصاد را معرفی می‌کند: ۱)کالای خصوصی، ۲) کالای عمومی، ۳) منابع مشترک، و ۴) انحصارات طبیعی (جدول ۱).

جدول ۱: دسته‌بندی نوع کالا و ویژگی‌های آن.
Tab. 1: Categorizing the Type of Product and its Features.

	کالاها مانعه‌الجمع است؟	
	بلی	**خیر**
کالاها استثناپذیر یا محروم کردنی است؟	**کالای خصوصی** بستنی قیفی / پوشاک / جاده پرترافیک با عوارض	**انحصارات طبیعی** اداره آتش‌نشانی / تلویزیون کابلی / جاده‌های بدون ترافیک با عوارض
	منابع مشترک ماهیگیری در اقیانوس / محیط زیست / جاده‌های پرترافیک بدون عوارض	**کالای عمومی** امنیت و دفاع ملی / آموزش / جاده بدون ترافیک و بدون عوارض

(ماخذ: منکیو، ۲۰۰۱: ۲۶۷).

کالای عمومی به دو گروه: ۱) کالای عمومی خالص، و ۲) کالای عمومی ناخالص تقسیم شده است. کالای عمومی خالص به آن‌دسته‌ای از کالای عمومی اطلاق می‌شود که ازدحام استفاده‌کنندگان از کالا موجب کاهش کیفیت آن نیست؛ نظیر: صلح، امنیت، دفاع ملی و ... . کالای عمومی ناخالص آن‌دسته از کالای عمومی است که ازدحام استفاده‌کنندگان موجب کاهش کیفیت آن است؛ نظیر: بزرگ‌راه‌ها، سیستم حمل‌ونقل عمومی و ... (دادگر، ۱۳۹۳: ۸۰).

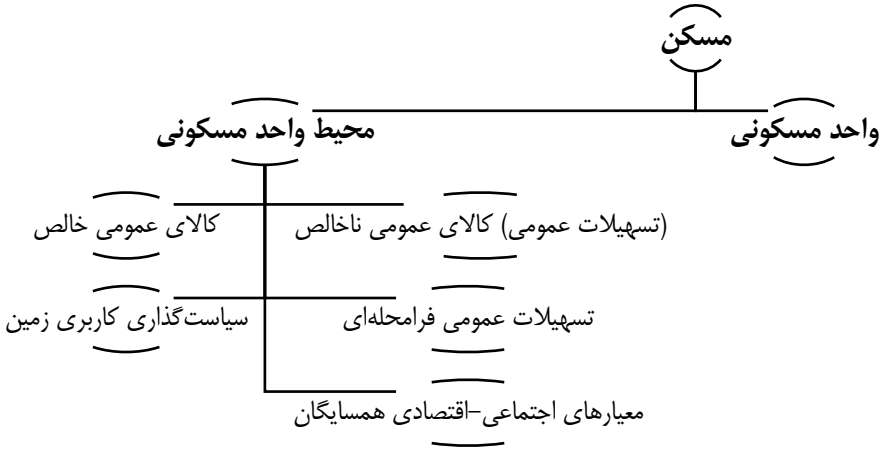
براساس تعریف بالا، مصداق کالای عمومی در مقیاس شهر، فعالیت‌های بخش عمومی در موقعیت مکانیِ مشخصی در شهر است که امکان جابه‌جایی و تغییر آن تا مدت‌های مدیدی وجود ندارد؛ به‌طور مثال، شبکهٔ ایستگاه‌های حمل‌ونقل عمومی اصلی شامل ایستگاه مترو، پارک‌های شهری، موزه، بیمارستان و ساختمان‌های اداری حکومت (تیس[2]، ۱۹۹۲).

---

1. Mankiw
2. Thisse

۲-۲. «جایگاه کالای عمومی در دسته‌بندی ویژگی‌های مسکن»

ویژگی‌های مسکن به دو بخش: ۱) واحد مسکونی، و ۲) محیط پیرامونی، دسته‌بندی و پژوهشگران براساس اهداف پژوهش، دسته‌بندی‌های دقیق‌تری را ارائه کرده‌اند. «لویر» و «تیمرمن» (۱۹۹۰) چهار دسته ویژگی نام‌می‌برند؛ ۱) ویژگی‌های مسکن، ۲) ویژگی‌های محیط سکونت، ۳) روابط اجتماعی و اقتصادی، ۴) موقعیت مکانی. «مولینر» و «آلگرنز» (۲۰۱۸) سه دسته ویژگی: ۱) موقعیت مکانی و محیطی، ۲) ویژگی‌های بیرونی، ۳) ویژگی‌های درونی را نام‌می‌برند. در این پژوهش ویژگی‌های مسکن به سه دسته متغیر تقسیم شده است؛ نخست، متغیرهای «واحدمسکونی»؛ دوم، متغیرهای محیط اجتماعی–اقتصادی ساکنین؛ و سوم، متغیرهای کیفیت محیط سکونت که طیفی از کالاهای عمومی و خصوصی را شامل می‌شود.



نمودار ۲: دسته‌بندی مسکن در پژوهش با تأکید بر تعریف جایگاه کالای عمومی (ماخذ: نگارندگان براساس ادبیات موضوع).

Diag. 2: Classification of Housing in Research with an Emphasis on Public Goods

۲-۳. کالای عمومی در پژوهش‌های انتخاب مسکن

ازمیان کالاهای عمومی ذکر شده در ادبیات موضوع، این پژوهش به ارتباط انتخاب مسکن و کالاهای عمومی مهم‌تر و پرتکرار در پیشینهٔ پژوهش پرداخته است. دلیل این انتخاب، فقدان پیشینهٔ پژوهش در نمونهٔ موردی است. بسیاری از پژوهش‌های مرتبط با انتخاب مسکن به تأثیر متغیرها در چارچوب نظام برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری زمین اشاره دارند و به‌دلیل این محدودیت، از متغیرهایی استفاده شده است که در پیشینهٔ پژوهش بیشترین تأثیر را بر انتخاب مسکن خانوارها داشته است.

مدرسه و آموزش: مدارس بر انتخاب مسکن مؤثر است (کولتر، ۲۰۱۸؛ بوگارت[1] و کروموول[2]، ۲۰۰۰؛ بایو و همکاران، ۲۰۰۶؛ اسچیمر و آکسیهستون، ۲۰۱۴). این شاخص تأثیر مثبتی بر جذابیت سکونت برای تمامی

[1]. Bogart
[2]. Cromwell

خانوارها و میزان جذابیت بیشتر برای خانوارهای داری فرزند دارد (کیم[۱] و همکاران، ۲۰۰۵؛ زو و کوکلمن[۲]، ۲۰۰۸؛ چن[۳] و همکاران، ۲۰۰۵؛۲۰۰۸).

«فریدمن»[۴] (۱۹۸۱) سرانهٔ هزینهٔ آموزشی برای هر دانش‌آموز را به‌عنوان معیار آموزش عمومی درنظر گرفت؛ هرچند خود بیان داشت که این شاخص، توصیف مناسبی از وضعیت آموزش عمومی نیست و منابع دیگر این نظر را تأیید کردند (روزن[۵] و فلورتن[۶]، ۱۹۷۷). «بایو» و همکاران (۲۰۰۶) کیفیت مدارس را برمبنای میزان نمرهٔ آزمون شاگردان کلاس ۹ در آزمون ریاضی و انگلیسی را معیار قرار دادند. «پینجاری»[۷] و همکاران (۲۰۰۹) از شاخص تراکم مدارس در منطقه استفاده کردند. باوجود پژوهش‌های انجام شده، ازنظر «اسچیمر» و «آکسیهستون» (۲۰۱۴) تاکنون تحقیقی برروی امکانات آموزشی نظیر مراکز تدریس یا محدوده‌های پیش-دبستانی و تعریف مشخصی از کیفیت آموزشی انجام نشده است.

امنیت اجتماعی (جرم و جنایت): «فریدمن» (۱۹۸۱) نرخ جنایت را به‌عنوان شاخص خدمات امنیت و پلیس انتخاب می‌کند و میان جرم‌ها تفاوتی قائل نمی‌شود، ولی در پژوهش‌های بعدی هزینهٔ خدمات پلیس یا سرانهٔ هزینهٔ شاخص مناسبی نبوده است و ارتباط معناداری میان هزینه‌های پلیس و نرخ جرم و جنایت محلات پیدا نشده است. در نتیجه، برای تعریف امنیت اجتماعی، میزان نرخ جنایت را استفاده می‌کنند (بایو و همکاران، ۲۰۰۶؛ نچیبا[۸] و استرواس[۹]، ۱۹۹۸). «همیلتون» و «فانئوف»[۱۰] (۲۰۱۵) از شاخص نرخ جنایت به‌ازا هر ۱۰۰۰ نفر استفاده می‌کند و نچیبا و استرواس (۱۹۹۸: ۶۴) نرخ جرم «میزان سالانهٔ نرخ جرم خشن در هر محدوده (میانگین جرم خشن به‌ازا هر هزار ساکن در سال‌های ۱۹۸۵، ۱۹۸۶ و ۱۹۸۷م.)» تعریف می‌کنند. در این پژوهش با استناد به اطلاعات موجود از میزان احساس امنیت استفاده شده است که مفهوم مدنظر در پیشینهٔ پژوهش است.

فضای تفریحی و سبز: بسیاری از محققان از میزان هزینه‌کرد استفاده می‌کنند (نچیبا و استوارس، ۱۹۹۸؛ تن[۱۱]، ۲۰۱۱؛ گرین[۱۲] و اورتوزر[۱۳]، ۲۰۰۲؛ یوسف[۱۴] و روسوسدرام[۱۵]، ۲۰۰۹). «پینجاری» و همکاران (۲۰۰۹؛ ۲۰۱۱) فضای باز و سبز را متغیری تأثیرگذار می‌دانند، ولی مشخص نکرده‌اند که منظور از فضای باز، فضای

---

1. Kim
2. Zhou & kockelman
3. Chen
4. Friedman
5. Rosen
6. Fullerton
7. Pinjari
8. Nechyba
9. Strauess
10. Hamilton & Hofman
11. Tan
12. Greene
13. Ortuzar
14. Yusuf
15. Resosudarmo

تفریحی است یا ساخته نشده. این متغیر به‌صورت درصدی از فضای کلی محله سنجش شده است (چن و همکاران، ۲۰۰۸؛ حبیب[۱] و میلر[۲]، ۲۰۰۹؛ زونداگ[۳] و پیترس[۴]، ۲۰۰۵)؛ هرچند نتایجی از تأثیر منفی فضای باز بر زوج‌ها نیز وجود دارد (گو[۵] و بهات[۶]، ۲۰۰۷).

کیفیت هوا: میزان آلودگی براساس شاخص پی‌ام ۱۰[۷] سنجش می‌شود (یوسف و روسوسدرام، ۲۰۰۹؛ هافمن[۸]، هالمن[۹] و یون[۱۰]، ۲۰۰۶؛ زابل[۱۱] و کیل[۱۲]، ۲۰۰۰).

تسهیلات حمل‌ونقل: «اسچیمر» و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهش خود بیان می‌کنند، نزدیکی به ایستگاه مترو در پاریس ارزشمند است، حال آن‌که نزدیکی به ایستگاه حمل‌ونقل ریلی تأثیر منفی دارد (گلاستر و وسل[۱۳]، ۲۰۱۹؛ دی‌پالما[۱۴] و همکاران، ۲۰۰۵). از دیگرسو، دارا بودنِ وسیله‌نقلیه شخصی اثر مثبت در انتخاب مسکن مجاور اتوبان‌ها دارد (حبیب و میلر، ۲۰۰۹). «هو»[۱۵] و «ونگ»[۱۶](۲۰۱۹) نشان‌دادند که خانوارهای فقیر و بدون اتومبیل تمایل بیشتری به خانه در نزدیکی سیستم حمل‌ونقل عمومی دارند، ولی ارتباط معناداری میان این خانوارها و دسترسی به اتوبان‌های شهری وجود ندارد و تنها خانوارهای با درآمد بالا، تمایل به مجاورت اتوبان‌های شهری دارند.

۵-۲. چارچوب نظری پژوهش

مهم‌ترین محدودیت در انتخاب متغیرهای پژوهش انتخاب مسکن، دسترسی به داده‌های کلان و در مقیاس شهر است. در این پژوهش نیز متغیرها برمبنای اطلاعات موجود تدقیق شده‌است و تمامی متغیرهای موجود در مدل وارد شده است. منابع دادهٔ این پژوهش طرح‌های سرشماری و جمع‌آوری اطلاعات شهرداری تهران است که در ادبیات موضوع نیز بسیاری از محققان به‌دلیل عدم امکان جمع‌آوری اطلاعات از داده‌های دست دو سایر مراکز استفاده می‌کنند. معیار و متغیرهای پژوهش در جدول ۲، آورده شده است.

---

1. Habib
2. Miller
3. Zondag
4. Pieters
5. Guo
6. Bhat
7. PM10
8. Hofman
9. Halman
10. Ion
11. Zabel
12. Kiel
13. Glaster & Wessel
14. De Palma
15. Hu
16. Wang

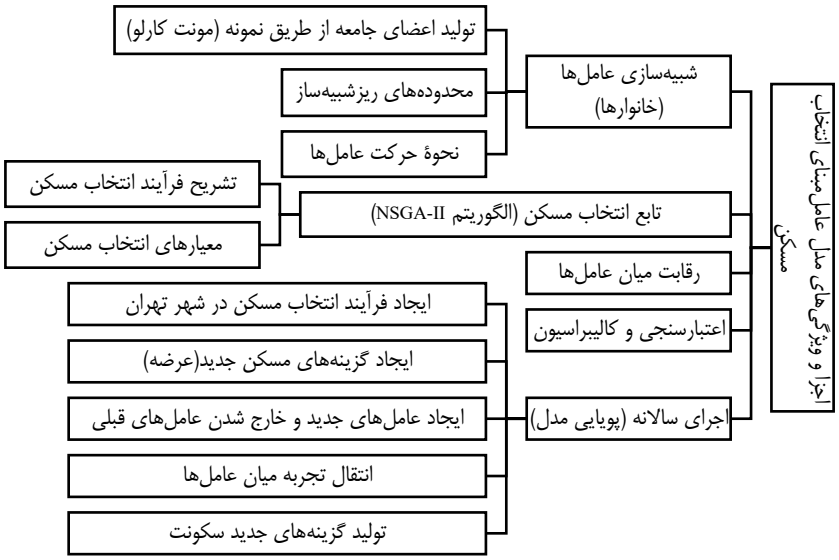
جدول ۲: چارچوب نظری پژوهش.
Tab. 2: The Theoretical Framework of the Research.

معیار	متغیر	منابع
کالای عمومی ناخالص (تسهیلات عمومی)	آموزشی / فرهنگی / اماکن مذهبی / مراکز تفریحی / مراکز درمانی / تسهیلات حمل‌ونقل شهری	Hu & Wang, 2019; Champion et al., 2014; Tan, 2011; Wang & Li,2006; Jabareen, 2005; Karim, 2008; Yusuf & Resosudarmo, 2009; Hurtubia, Gallay & Bierlaire, 2010; Schirmer & Axhausen, 2014;
کالای عمومی خالص	تجهیزات شهری / کیفیت محیط عمومی محله / احساس امنیت محله / کیفیت هوا	Shen & Liu, 2016; Champion et al., 2014; Tan,2011; Hurtubia, Gallay & Bierlaire,2010
تسهیلات عمومی فرامحله‌ای	آموزشی / فرهنگی / مراکز تفریحی / مراکز درمانی	Shen & Liu, 2016; Champion et al., 2014; Schrimer and Achausen, 2014; Kim et al.,2005; Lee & Waddell 2010;۱۳۹۸ ایزدخواست و همکاران،
سیاست‌گذاری کاربری زمین	خدمات خرده‌فروشی / موقعیت کاربری‌های صنعتی / پهنه‌بندی شهر تهران / الگوی سکونت	
معیارهای اجتماعی – اقتصادی خانوار(همسایه)	ویژگی اجتماعی / ویژگی اقتصادی	Galster & Wessel, 2019; Druta et al., 2019; Du, 2017; Champion et al., 2014; Hurtubia, Gallay & Bierlaire,2010; Chen,2009; Lee & Waddell,2010; Waddell,2006; Habib & Miller,2009; قلـی زاده و خاکساز، ۱۳۹۶

۳. روش تحقیق

۳-۱. ویژگی و اجزای مدل‌سازی انتخاب مسکن پژوهش

در این پژوهش اجزای مدل عامل‌مبنا به ۵ گروه تقسیم شده است که ساختار اصلی مدل‌سازی عامل‌مبنای پژوهش را شکل می‌دهد و در نمودار ۴ مشاهده می‌شود.



نمودار ۳: ویژگی‌های مدل عامل‌مبنای انتخاب مسکن پژوهش (ماخذ: نگارندگان).
Diag. 3: Features of the Agent-based Model of Research Housing Selection.

همان‌طورکه در ادبیات موضوع اشاره شد، مدل‌سازی انتخاب مسکن دارای دو گروه داده‌است. نخست ایجاد خانوارها به‌عنوان انتخاب‌کنندگان مسکن و گروه دوم، ویژگی‌های مسکن به‌عنوان کالای انتخاب شده. در ادامه نحوه‌ی ایجاد خانوارها ذکر شده است و سپس در بخش تابع انتخاب نحوه‌ی ایجاد ویژگی برای مسکن تشریح شده است.

۳-۱-۱. شبیه‌سازی عامل‌ها (خانوارها)

تولید اعضای جامعه (شبیه‌سازی «مونت کارلو»[1]): در مدل‌های عامل‌مبنا این امکان وجود دارد که هر خانوار متناظر با یک عامل باشد و در نتیجه، تمامی جامعه شبیه‌سازی و برای هر عضو، تابع انتخاب متمایزی تعریف شود. ایجاد جامعه شبیه‌سازی شده با روش‌های گوناگون انجام می‌شود که مشهورترین آن روش شبیه‌سازی «مونت کارلو» است. در این روش و با استفاده از اعداد تصادفی، جامعه نمونه به‌نحوی به کل جامعه بسط پیدا می‌کند که میانگین و انحراف معیار تجمیع شده‌ی خصوصیات عامل‌ها در هر ناحیه مشابه نمونه باشد؛ هرچند به‌دلیل استفاده از اعداد تصادفی، اجرای مجدد نتایج متفاوتی به‌دست می‌دهد.

در این پژوهش، روش «شبیه‌ساز مونت کارلو» با استفاده از نرم‌افزار «متلب» انجام شد. مهم‌ترین در ابتدا اطلاعات ۴۵هزار پرسش‌نامهٔ خانوار در طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران و ۱۰۰۰ خانوار طرح هزینه–درآمد مرکز آمار ایران استخراج و میانگین و انحراف معیار برای هر بلوک شهری محاسبه و یک‌میلیون عامل در سطح شهر تهران ایجاد شد.

جدول ۳: ویژگی خانوارها در تولید جامعه شبیه‌ساز (نگارندگان).
Tab. 3: Characteristics of households in simulation society.

داده	ماخذ داده	توضیحات
۴۵هزار پرسش‌نامه در سطح شهر تهران	طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران	این طرح در سال ۱۳۹۵ توسط شهرداری تهران انجام شده است. در هر محلهٔ شهر تهران تعداد ۳۰۰ پرسش‌نامه تکمیل شده است که شامل اطلاعات خانوارها و موقعیت مکانی آن‌ها در شهر تهران است. هرواحد مسکونی در محله دارای کد مختص به خود بود و انتخاب واحدمسکونی جهت اخذ اطلاعات به‌صورت اتفاقی انجام شده است.
۱۰۰۰۰ خانوار	طرح هزینه–درآمد مرکز آمار ایران	این طرح به‌صورت سالانه در شهر تهران و توسط مرکز آمار انجام می‌شود. انتخاب خانوارها براساس دسته‌بندی بلوک‌های شهری و انتخاب تصادفی در هرکدام از بلوک‌ها انجام شده است. هر خانوار در بلوک شهری دارای یک شناسه‌ی یکتا است.

به‌منظور جلوگیری از تولید خانوارهای غیرمنطقی برخی قوانین برای روش مونت‌کارلو تعیین شد؛ ۱) در تولید هر خانوار می‌بایست حداقل دو عضو با سن بیشتر از ۱۸ سال وجود داشته باشد. ۲) اختلاف سنی فرزندان با

[1]. Monte Carlo

سرپرستان خانوار بیشتر از ۱۷ سال است. ۳) تعداد اعضای دارای درآمد هر خانوار بیشتر از تعداد افراد بالای ۱۸ سال خانوار نیست. ۴) فرزندان خانوار در سه حالت سن کمتر از ۱۸ سال (دانش آموز)، بیشتر از ۱۸ سال و دانشجو و بیشتر از ۱۸ سال و سایر دسته‌بندی شدند.

شبیه‌سازی ویژگی عامل‌ها در شهر تهران با پیشینهٔ پژوهش تمایز دارد، در کشورهای توسعه‌یافته فرزندان پس از ۱۸ سالگی از محیط خانه خارج می‌شوند و می‌توان هر فرد بالای ۱۸ سال را یک خانوار درنظر گرفت، ولی در شهر تهران معمولاً تا زمان ازدواج، فرزندان با خانوادهٔ خود زندگی می‌کنند.

برخی فرض‌های دیگر به‌منظور تولید جامعه شبیه‌سازی استفاده شد؛ ۱) هم‌راستا با پیشینهٔ پژوهش و ازمیان اعضای جامعه شبیه‌سازی شده، تنها خانوارهای مستأجر در مدل وارد شدند، زیرا این گروه به‌صورت سالانه مسکن انتخاب می‌کنند و به‌منظور محاسبهٔ نرخ مستأجران جامعه شبیه‌سازی شده، نرخ مستأجران هر بلوک از اطلاعات سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۹۵ استخراج شد. ۲) فرض شد خانوارهای مالک در طول اجرای مدل تمایل به جابه‌جایی ندارند و از تحلیل کنارگذاشته شدند. ۳) قیمت اجارهٔ کنونی واحدهای مسکونی، میزان پرداختی خانوارها درنظر گرفته شد. ۴) عواملی نظیر ارث بردن، اجاره‌دادن ملک شخصی و مستأجر بودن در ناحیهٔ دیگری از شهر تهران از تحلیل کنارگذاشته شد.

۳-۱-۲. تابع انتخاب مسکن

هر خانوار به‌دنبال کسب بیشترین سطح رضایت از انتخاب مسکن است و در مدل‌های عامل‌مبنا امکان استفاده از الگوریتم‌های پیچیده‌تر و مختص هر عامل وجود دارد. در این پژوهش از الگوریتم «ان‌اس‌جی‌آ-دو»[1] برای تدوین تابع انتخاب مسکن استفاده شد.

هر عامل معیارها، اهداف و اولویت‌های متفاوت و گاهی متضادی با یکدیگر دارد؛ به‌عنوان مثال، ممکن است ترجیح یک عامل به سکونت در ناحیه‌ای با دسترسی بالا به خدمات عمومی و اجاره‌بهای پایین باشد، ولی این اهداف با یکدیگر در تضاد است؛ زیرا دسترسی بالا به خدمات موجب افزایش اجاره‌بها می‌شود که در نتیجه برای حل این مسأله، الگوی تصمیم‌گیری چندهدفهٔ مقید استفاده می‌شود. برای حل مسائل بهینه‌سازی چندهدفه، الگوریتم‌های تکاملی مختلفی نظیر: «پایس»[2]، «اسپیا»[3]، «ان‌پجا»[4]، «موگا»[5] توسعه داده شده است، ولی الگوریتم ان اس‌جی‌آ به‌دلیل استفاده از نخبه‌گرایی توجه بسیاری از محققین را به خود جلب کرده است.

هر خانوار با توجه به خصوصیات جمعیتی، اقتصادی و اجتماعی خود معیارهای متفاوتی برای انتخاب مسکن دارد که به‌صورت اطلاعات اظهار شده نمونه‌ای از خانوارها در واقعیت با خصوصیات مختلف محلات به‌عنوان

---

1. NSGA-II
2. PAES
3. SPEA
4. NPGA
5. MOGA

نمایندگانی از کل جامعه استفاده و نمونه‌ای از اولویت‌های اظهار شده و مشاهده شده به‌عنوان ورودی برای شبیه‌سازی معیارها استفاده شد. براساس چارچوب[1] نظری پژوهش برای مفهوم مسکن در پژوهش پنج دسته معیار مشخص و اولویت‌های انتخاب و امتیاز به این عامل‌ها از دو روش اخذ شد: ۱) نظرسنجی از ساکنین محدوده‌ها، ۲) اطلاعات عینی نظیر تحلیل‌های فضایی. اطلاعات نظرسنجی ساکنین از طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران و اطلاعات فضایی از برداشت کالبدی طرح تفصیلی شهر تهران اخذ شده است.

جدول ۴: ویژگی مسکن در تابع انتخاب مسکن (نگارندگان).
Tab. 4: Housing Characteristics in Housing Selection Function.

داده	ماخذ داده	توضیحات
طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران	شهرداری شهر تهران	استفاده از اولویت‌بندی و درجه اهمیت معیارها براساس نظرسنجی از خانوارهای شهر تهران
طرح تفصیلی شهر تهران	شهرداری تهران	موقعیت مکانی تسهیلات و کالاهای عمومی شهری در شهر تهران

دسترسی به کالا و تسهیلات عمومی: دسترسی به تسهیلات عمومی و فرامحله‌ای، شامل دسترسی به فضای آموزشی و فضای پارک یا درمانی و ... است و با استفاده از رابط ۀ پژوهش «تسو»[2] و همکاران (۲۰۰۵) تعریف شده است (رابطه ۱). در این‌رابطه، فاصله عامل تا تسهیلات شهری براساس تحلیل‌های فضایی و ضریب اهمیت از اطلاعات پرسش‌نامه اخذ شد.

$$max \sum_{K} \sum_{j(k)} \text{Pka*Wj(k)*Dij-2}$$

رابطۀ ۱: رابطه‌ی تعیین شاخص دسترس پذیری (تسو و همکاران، ۲۰۰۵)

k: نوع تسهیلات J(k) : خانوار i ام از نوع k ام خدمات

Pka : میزان اهمیت عامل a به نوع خدمات k است که مقدار آن در بخش خصوصیات عامل‌ها از روش مؤنت کارلو شبیه‌سازی شده است. dij: فاصلۀ میان خانوار i و j(k) است.

متناسب با سؤالات پرسش‌نامه طرح رصد کیفیت محلات و برداشت‌های کالبدی، معیارها و تعریف عملیاتی متغیرهای تابع انتخاب مسکن تدوین شد که در جدول ۵ مشاهده می‌شود.

1. Framework
2. Tsou

جدول ۵: زیرمعیارها و متغیرهای ویژگی مسکن (ماخذ: نگارندگان).
Tab. 5: Housing Characteristic Subcriteria and Variables.

معیار	زیر معیار	تعریف عملیاتی متغیر	ابزار اندازه‌گیری	منبع آماری
کالای عمومی ناخالص (تسهیلات عمومی)	آموزشی	فاصلهٔ فضایی تا فعالیت‌های سطح محله (متر)	موقعیت تسهیلات شهری (استخراج از داده‌های طرح تفصیلی)، (داده‌های اسنادی)	نقشه‌های طرح تفصیلی شهر تهران
	فرهنگی	فاصلهٔ فضایی تا فعالیت‌های سطح محله (متر)	موقعیت تسهیلات شهری (استخراج از داده‌های طرح تفصیلی)، (داده‌های اسنادی)	نقشه‌های طرح تفصیلی شهر تهران
	اماکن مذهبی	فاصلهٔ فضایی تا فعالیت‌های سطح محله (متر)	موقعیت تسهیلات شهری (استخراج از داده‌های طرح تفصیلی)، (داده‌های اسنادی)	نقشه‌های طرح تفصیلی شهر تهران
	مراکز تفریحی	فاصلهٔ فضایی تا فعالیت‌های سطح محله (متر)	موقعیت تسهیلات شهری (استخراج از داده‌های طرح تفصیلی)، (داده‌های اسنادی)	نقشه‌های طرح تفصیلی شهر تهران
	مراکز درمانی	فاصلهٔ فضایی تا فعالیت‌های سطح محله (متر)	موقعیت تسهیلات شهری(استخراج از داده‌های طرح تفصیلی)، (داده‌های اسنادی)	نقشه‌های طرح تفصیلی شهر تهران
	تسهیلات حمل‌ونقل شهری	فاصلهٔ فضایی تا دسترسی به سیستم حمل‌ونقل عمومی / دسترسی به اتوبان‌های شهری	موقعیت تسهیلات شهری (استخراج از داده‌های طرح تفصیلی)، (داده‌های اسنادی)	نقشه‌های طرح تفصیلی شهر تهران
کالای عمومی خالص	تجهیزات شهری	فاصله تا مراکز خدمات‌رسانی خدمات‌رسان (اورژانس، مراکز آتش‌نشانی)	موقعیت تسهیلات شهری (استخراج از داده‌های طرح تفصیلی)، (داده‌های اسنادی)	نقشه‌های طرح تفصیلی شهر تهران
	خدمات امنیت	فاصلهٔ فضایی تا نزدیک‌ترین مرکز انتظامی (متر)	موقعیت تسهیلات شهری (استخراج از داده‌های طرح تفصیلی)، (داده‌های اسنادی)	نقشه‌های طرح تفصیلی شهر تهران
	کیفیت محیط عمومی محله	وضعیت حیوانات موذی / وضعیت روشنایی / آلودگی صوتی / کیفیت پیاده رو	پرسش‌نامه طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران (دادهٔ ثانویه)	طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران
	احساس امنیت محله	امنیت کودکان (خلافکاران) / امنیت کودکان (تردد خیابان) / امنیت زنان (در شب) / امنیت زنان (در روز) / زورگیری / سرقت ماشین / اراذل اوباش	پرسش‌نامه طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران (دادهٔ ثانویه)	طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران
	خدمات عمومی	حمل زباله / آسفالت خیابان / خانهٔ سلامت / سرای محله	پرسش‌نامه طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران (دادهٔ ثانویه)	طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران
	کیفیت هوا	تعداد روزهای ناسالم در سال	اطلاعات مرکز کنترل کیفیت هوا (داده‌های اسنادی)	اطلاعات ایستگاه‌های سنجش آلودگی هوای شهر تهران

۳-۱-۳. رقابت میان عامل‌ها

یکی از مزیت‌های مهم در مدل‌های عامل‌مبنا امکان تعریف رقابت میان عامل‌ها است؛ در مدل‌های عامل‌مبنا میان عامل‌ها برای تصاحب واحد مسکونی رقابت (جنگ) تعریف می‌شود تا هر مسکن تنها به یک عامل تعلق گیرد. این فرآیند سبب می‌شود نتایج مدل دقت بیشتری داشته باشد.

در مدل پژوهش هر عامل (خانوار) مسکن انتخابی را اولویت‌بندی می‌کند و سپس تخصیص فضای مسکونی انجام می‌شود، در صورتی‌که با محدودیت عرضهٔ مسکن مواجه شویم، میان عامل‌ها برای تصاحب اولویت‌های مسکن رقابت شکل می‌گیرد. برخی قوانین برای تعیین برنده‌ی رقابت در مدل تعریف شدند؛ ۱) هر عامل اولویت‌بندی از مسکن انجام می‌دهد و اگر موقعیت کنونی درمیان اولویت‌های اول تا پنجم باشد، در مکان خود باقی‌می‌ماند و برنده‌ی رقابت با سایر عامل‌ها است. ۲) هر عامل موقعیت بهتری از وضعیت کنونی در اولویت‌های دَه‌گانه خود داشت و هزینهٔ اجاره مکان جدید مساوی یا حداکثر ۱۰٪ بیشتر از موقعیت فعلی باشد، خانوار جابه‌جا شود (میزان ۱۰٪ به مفهوم تمایل خانوار برای پرداخت هزینه‌های نقل مکان است). ۳) در سایر شرایط، عاملی برنده است که محل سکونت او نزدیک‌تر به محل جدید باشد. ۴) اگر عاملی در طول اجرا مکانی مناسب پیدا نکرد، از سطح شهر تهران مهاجرت کرده و از مدل خارج می‌شود.

جست‌وجوی عامل‌ها: با ظهور نظریه‌های عقلانیت محدود[1] فرض دردسترس بودن تمامی اطلاعات توسط خانوارها در بازار مسکن زیرسؤال است. به‌منظور انعکاس این ویژگی در مدل‌سازی، ابتدا شبیه‌سازی مناطق و محدوده‌ی شهری به‌صورت مختصات جغرافیایی جهانی[2] انجام و موقعیت مکانی عامل‌ها مشخص شد، معمولاً خانوارها اطلاعات بیشتری از بازار مسکن در محیط پیرامونی خود دارند و موقعیت قبلی سکونت بر انتخاب مسکن مؤثر است. در نتیجه، برخی قوانین برای مدل پژوهش اعمال شده است؛ ۱) هر منطقهٔ شهرداری تهران به‌عنوان محدودهٔ مورد جستجوی عامل در مدل تعریف شده است. ۲) خانوارهای دارای بُعد دو(زوج‌ها)، تعداد مناطق بیشتری جستجو می‌کنند. ۳) هر خانوار مناطق پیرامونی خود را حتماً جستجو می‌کنند.

۳-۱-۴. اعتبارسنجی

در روش‌های مکان-مبنا شاخص‌هایی نظیر «انالیز ماتریس خطا[3]» یا «آمارهٔ کاپا[4]» استفاده گسترده‌ای دارد و به‌طور معمول مقدار کاپا بین ۰.۶ تا ۰.۸ نتایج خوب و بالاتر نتایج عالی است (حسینعلی، ۱۳۸۹).

در مباحث آمار استنباطی مفهومی به‌نام اندازه‌گیری توافق وجود دارد که به بررسی و ارزیابی ارتباط بین دو کمّیت می‌پردازد. سنجش جداگانهٔ اندازه‌های این دو کمّیت توسط دو فرد، پدیده و یا دو منبع تصمیم‌گیری، اندازهٔ توافق توسط ضریبی به‌نام «ضریب کاپای کوهن» سنجیده می‌شود. آن‌چه که در ضریب کاپای کوهن به‌دنبال آن هستیم ارزیابی اندازهٔ توافق بین دو فرد، پدیده و یا منبع تصمیم‌گیری است. روش تنظیم پارامترهای اجرای مدل با استفاده از داده‌های سال ۱۳۹۴ از طرح رصد کیفیت محلات شهر تهران و سپس مقایسه‌ی نتایج با داده‌های سال ۱۳۹۸ سندتوسعهٔ محلات شهر تهران است. از آنجا که مدل عامل مبنا به‌صورت قطعی نیست،

---

1. Bounded rationality
2. UTM
3. Confusion Matrix
4. Cappa

نتایج اجراهای مختلف مدل متفاوت است و در نتیجهٔ هر تنظیم مدل ۱۰بار اجرا و در هر اجرا شاخص کاپا محاسبه شد که میانگین شاخص ۰.۶۴ است.

۳-۱-۵. پویایی مدل (اجرای سالانه)

در مدل انتخاب مسکن و برای هر دورهٔ اجرای مدل، سه رویداد درنظر گرفته شده است.

ایجاد عامل‌ها (خانوارها) جدید: هر دوره، تعدادی عامل (خانوار) جدید –تشکیل خانواده یا ورود مهاجران از شهرهای دیگر– و برخی خارج –مهاجرت– می‌شوند.

ایجاد گزینه‌های انتخاب مسکن: هر سال تعدادی واحدهای مسکونی وارد مدل شدند. در بسیاری از پژوهش‌های انتخاب مسکن موضوع عرضهٔ مسکن در هر ناحیه با استفاده از آمارهای تجمعی واحدهای مسکونی خالی در سطح محدودهٔ مشخص می‌شود، ولی یکی از وجوه تمایز پژوهش حاضر استفاده از آمار دقیق و موقعیت مکانی منتشره در سایت وزارت راه و شهرسازی است.

۴. نتایج مدل

نخستین موضوعات مدل‌سازی، ارتباط میان حمل‌ونقل و کاربری زمین بود و از برهم‌کنش مکانی (مدل جاذبهٔ نیوتنی) به‌عنوان پایگاه نظری استفاده می‌شد (یاکونو[1] و همکاران، ۲۰۰۸). درحال حاضر، مدل‌های بسیار اندکی از این نسل باقی‌مانده است و مهم‌ترین انتقاد بر آن‌ها فقدان پایگاه نظری و روش‌های ریاضی مناسب در برآورد رفتار ساکنین است. در نتیجهٔ مدل‌سازی مبتنی‌بر مطلوبیت اتفاقی، پایگاه نظری مدنظر را به‌وجود آورد (یانوکو و همکاران، ۲۰۰۸؛ هوروتز[2]، ۲۰۰۴؛ ابراهام[3] و هانت[4]، ۲۰۰۷). به‌دلیل وجود مشکلات در نسل نخست مدل‌ها و خطای برآورد، از روش‌های آماری نظیر کالیبراسیون در مدل‌های برپایهٔ نظریه مطلوبیت اتفاقی استفاده شد؛ هرچند تمامی مشکلات موجود در مدل‌سازی‌ها مرتفع نشد، ولی این مدل‌ها به‌کار خود ادامه دادند (یانوکو و همکاران، ۲۰۰۸).

دو ایراد کلی بر این مدل‌ها وارد بود؛ نخست، آن‌که فرض این تئوری بر انتخاب گزینه‌ای با بیشترین مطلوبیت است، ولی تحقیقات مؤخر نشان از غیرواقعی بودن این فرض دارد؛ زیرا خانوارها دانش کاملی از بازار و شرایط آن ندارند و در نتیجه به‌صورت بهینه عمل نمی‌کنند و مسکن انتخابی الزاماً دارای بیشترین مطلوبیت نیست. دوم، آن‌که گروه‌های خانواری مشابه، رفتار انتخاب مسکن مشابه‌ای را داشتند (رشیدی[5] و همکاران، ۲۰۱۲).

---

1. Iacono
2. Horowitz
3. Abraham
4. Hunt
5. Rashidi

محققان برای رفع مشکلات، رویکردهای نوینی را اتخاذ کردند که شامل مدل‌های سلول مبنای کاربری زمین، مدل‌های فعالیت مبنای سفر، مدل‌های عامل مبنا و مدل‌های ریزشبیه‌ساز است. درحال حاضر، مدل Urbanism در ایالات متحده و براساس رویکرد عامل مبنا و به زبان برنامه‌نویسی پایتون درحال تدوین و توسعه در شهرهای این کشور است و هنوز مورداستفاده عموم محققان قرار نگرفته است (سایر مدل‌های عامل مبنا ن.ک. به: بهات و کوپلمن[1]، ۲۰۰۰؛ چانگ[2]، ۲۰۰۶).

مدل‌های عامل مبنا تقریباً محدودیتی در نمایش رفتار و اجزای تشکیل‌دهندهٔ یک شهر ندارند و مجموع رفتار عامل‌ها سبب تشکیل رفتار کلی سیستم می‌شود (هانگ و همکاران، ۲۰۱۴) . در ادامه برخی از مهم‌ترین مدل‌های عامل‌مبنا برای انتخاب مسکن و مشخصات کلی آن آورده شده است.

جدول ۶: برخی از مهم‌ترین مدل ریزشبیه‌ساز عامل مبنا در انتخاب مسکن.

Tab. 6: Some of the Most Important Microsimulator Models that are the Basis for Choosing Housing.

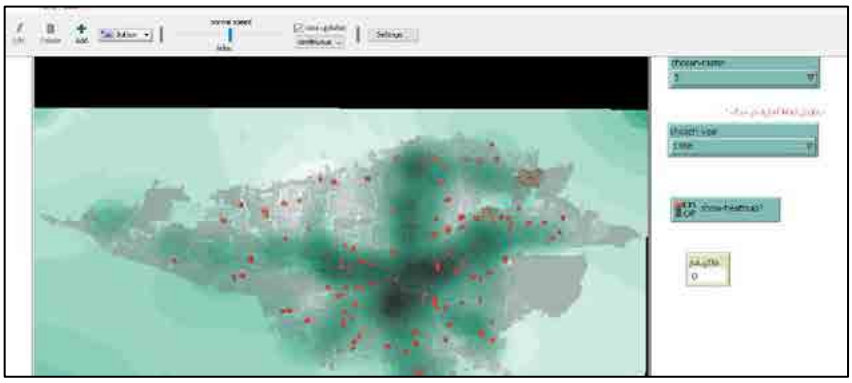
نام مدل	منبع	مشخصات کلی
ILUTE	سالوینی و میلر[3](۲۰۰۵)	به‌عنوان جایگزینی بر مدل‌های متداول تجمعی، دارای ساختار عامل مبنا است. رفتاها متشکل از چهارمؤلفه وابسته به‌هم، کاربری زمین، انتخاب مالکان، مالکیت خودرو و الگوهای فعالیت/سفر. مدل‌سازی خانوارها، موسسات تجاری و توسعه‌دهندگان به‌صورت عامل‌های مستقل.
Ramblas	ولدوزیم[4] و همکاران (۲۰۰۰)	مدل‌سازی قاعدهٔ مبنا و بررسی سیاست‌های برنامه‌ریزی حمل‌ونقل–کاربری زمین
UrbanSim	واددل[5](۲۰۱۰) وادل و همکاران (۲۰۰۳)	مدل ریزشبیه‌ساز پویا و عدم تعادل، شبیه‌سازی بازار زمین و مدل‌سازی خانوارها، مؤسسات تجاری، توسعه‌دهندگان و دولت به‌صورت عامل‌های مستقل. مدل پیش‌بینی سفر فعالیت–مبنا و استفاده از مؤلفه‌های مجزا برای مدل‌سازی انتخاب محل. تفکیک مفصل خانوارها ازنظر حسب درآمد، سن سرپرست خانوار، اندازهٔ خانوار، تعداد شاغلین، فرزند.
ILUMASS	استراچ[6] و همکاران (۲۰۰۵)	برگرفته از مدل IRPUD. مدل‌سازی خانوارها، مؤسسات تجاری و توسعه‌دهندگان به‌صورت عامل‌های مستقل. شامل مدل‌های توسعهٔ جمعیت، سازمان‌دهی اطلاعات خانوارها، چرخهٔ زندگی مؤسسات تجاری، توسعهٔ مسکونی و غیرمسکونی و ...
PUMA	اتیما[7] و همکاران (۲۰۰۷)	مدل توسعهٔ چندعامله، مدل‌سازی خانوارها، مؤسسات تجاری، سرمایه‌گذاری، توسعه‌دهندگان، کشاورزان و مراجع صدور مجوز به‌صورت عامل‌های مستقل. مفهوم‌سازی بهینه‌سازی مطلوبیت دورهٔ زندگی برای اتخاذ تصمیمات جابه‌جایی. استفاده از مدل لوجیت آشیانه‌ای.
MALUT	کی و دوی[8] (۲۰۰۵)	مدل چندعاملهٔ حمل‌ونقل–کاربری زمین، مدل‌سازی خانوارها و مؤسسات تجاری به‌صورت عامل‌های مستقل.
HI-LIFE	فونتن و روزولن[1] (۲۰۰۹)	مدل‌سازی عامل مبتنی‌بر تقاضای آتی مسکن، مدل‌سازی خانوارها و واحدهای مکانی کاربری زمین به‌صورت عامل‌های مستقل. مدل‌سازی فرآیندهای ازدواج، بچه‌دار شدن، ترک خانواده توسط فرزندان، بازنشستگی.

1. Bhat & Koppelman
2. Chang
3. Salvini and Miller
4. Veldhuisen
5. Waddel
6. Strauch
7. Ettema
8. Kii & Doi

MoSeS	وو و بیرکین[2] (۲۰۱۲)	شبیه‌سازی پویای مکانی تغییرات جمعیتی، مدل‌سازی خانوارها به‌صورت عامل‌های مستقل، پیش‌بینی وضعیت جمعیت در ۳۰سال آینده، شبیه‌سازی چرخهٔ زندگی خانوارها در بازه‌های زمانی یک‌ساله. استفاده از ۶ ماژول برای شبیه‌سازی فرآیندهای مسن شدن، وفات، باروری، تغییر سلامتی، ازدواج و مهاجرت.

همان‌طورکه در جدول ۶، مشاهده می‌شود، هرکدام از مدل‌های عامل‌مبنای انتخاب مسکن برروی بخشی از ویژگی‌های انتخاب مسکن تأکید دارند و تاکنون مدل در بخش تابع انتخاب مسکن از الگوریتم‌های بهینه‌سازی چندمعیاره استفاده نشده است.

در این بخش با استفاده از مدل‌سازی عامل‌مبنا و الگوریتم بهینه‌سازی، مدل اجرا شد. در ابتدا مدل در نرم‌افزار «نت لوگو»[3] اجرا شد که یکی از نرم‌افزارهای تخصصی در امر مدل‌سازی عامل مبنا است و سپس در شرایطی که به‌دلیل تعداد بالای عامل‌ها، امکان اجرا در این نرم‌افزار نبود، از «پکیج نام‌پای»[4] برای محاسبات آماری و برنامه‌نویسی در زبان پایتون استفاده شد.



تصویر ۱: خروجی نرم افزار نت‌لوگو در سال نخست (ماخذ: یافته‌های پژوهش).
Fig. 1: Netlogo Software Output in the First Year.

تصویر خروجی از نرم‌افزار است که نشان می‌دهد بیشترین میزان جستجوی مسکن در کدام مناطق شهر بوده است.

نتایج مدل در دو بخش ارائه شده است؛ نخست، اثرگذاری کالای عمومی در انتخاب مسکن تمامی خانوارها بررسی شده است؛ و دوم، اثرگذاری این کالا در انتخاب مسکن گروه درآمدی بالا تحلیل شد.

---

1. Fontaine and Rounsevell
2. Wu & Birkin
3. Netlogo
4. Num Py

۴-۱. نقش کالای عمومی در انتخاب مسکن تمامی خانوارهای شهر

۴-۱-۱. کالای عمومی ناخالص در انتخاب مسکن تمامی خانوارهای شهر: در دو حالت ورود/عـدم ورود «کالاهای عمومی ناخالص»، نتایج مدل بررسی شدند و فرض بر وجود تفاوت معنادار میان اجرای دو حالت است.

تحلیل شاخص کاپا: عدم ورود کالای عمومی در مدل باعث اُفت پیش‌بینی صحیح شد و با توجه به آن‌کـه ممکن است تغییرات کاپا مشهود نباشد؛ علاوه‌بر مقدار متوسط، مقادیر کمینه، بیشینه و انحـراف معیـار کاپـا نیـز محاسبه شد. هم‌چنین به‌منظور اطمینان بیشتر از تأثیر روش‌ها در پاسخ دو مدل از آزمون «آنووا»[1] استفاده شد.

جدول ۷: نتایج آزمون آنووا برای مقادیر کاپای حاصل از دو حالت دارا/فاقد کـالای عمـومی ناخـالص (ماخـذ: یافتـه‌های پژوهش).

Tab. 7: The Results of the ANOVA Test for the Kappa Values Obtained from the Two States with/without Gross Public Goods.

تغییرات	مجموع مربعات (SS)	(df)	میانگین مربعات (MS)	P-Value	F	f-crit
بین گروه‌ها	۰.۰۰۱۵	۱	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰	۲۳.۸۵	۶.۹۴
درون گروه‌ها (خطا)	۰.۰۰۱۲	۳۴	۰.۰۰۰۱			
جمع کل	۰.۰۰۲۷	۳۵				

میزان «پی-ولیو»[2] در جدول ۸، تقریباً برابر صفر است و آمارهٔ f بزرگ‌تر از f-crit است، در نتیجهٔ فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود و تفاوت معنادار نتایج میـان دو حالـت وجود/فاقـد عامـل‌هـای کـالای عمـومی ناخالص در انتخاب مسکن رد نمی‌شود.

تحلیل حساسیت مدل: با تغییر برخی پارامترهـای انتخـاب کـالای عمـومی ناخـالص و مفروضـات مـدل، حساسیت خروجی به این تغییرات سنجیده شد. به نوبت وزن تمامی کالاهای عمومی برابـر صـفر و پاسـخ‌هـا بـا شاخص کاپا ارزیابی شد (جدول ۸).

جدول ۸: مقادیر آماری شاخص کاپا در تحلیل حساسیت (ماخذ: یافته‌های پژوهش).

Tab. 8: The kappa statistic as a function of sensitivity.

شرح	میانگین کاپا	انحراف معیار
وزن کالاهای عمومی برابر صفر	۰.۶۱۹۸۲۳۸۵۴	۰.۰۰۰۹۳۵۷۲۳۸
یکسان بودن همه عامل‌ها	۰.۷۰۷۵۲۳۹۵۷	۰.۰۰۱۲۹۵۷۲۹۲
یکسان بودن احتمال انتخاب	۰.۶۴۹۲۷۴۱۹۱	۰.۰۰۸۲۳۵۷۸۳۹

1. ANOVA
2. P-value

نتایج نشان‌داد که تمامی متغیرهای کالای عمومی بر خروجی مدل مؤثر هستند. در مرحلهٔ بعد، میزان تأثیرگذاری تک‌به‌تک متغیرهای کالای عمومی ناخالص سنجش شد و بیشترین تأثیر را دسترسی به سیستم حمل‌ونقل عمومی دارد، پس از آن دسترسی به فضای پارک و تفریح دارای بیشترین تأثیر است و کمترین تأثیر را دسترسی به فضای آموزشی دارد.

۴-۱-۲. نقش کالای عمومی خالص: در دو حالت ورود/عدم ورود «کالاهای عمومی خالص»، نتایج مدل بررسی شدند و فرض بر وجود تفاوت معنادار میان اجرای دو حالت است.

تحلیل شاخص کاپا: عدم ورود «کالای عمومی خالص» در مدل، باعث اُفت پیش‌بینی صحیح مدل شده است و در نتیجه کالای عمومی خالص در انتخاب مسکن مؤثر است. ممکن است تغییرات کاپا مشهود نباشد و علاوه‌بر مقدار متوسط، مقادیر کمینه، بیشینه و انحراف معیار کاپا نیز محاسبه شد، هم‌چنین به‌منظور اطمینان بیشتر از آزمون آنووا استفاده شد. فرض صفر این است که پاسخ‌ها درمیان دو مدل تفاوت معناداری ندارد و تفاوت مشاهده شده به‌صورت اتفاقی است (جدول ۹).

جدول ۹: نتایج آزمون آنووا برای مقادیر کاپای حاصل از دو حالت دارا/فاقد کالای عمومی خالص (ماخذ: یافته‌های پژوهش).

Tab. 9: The Results of the ANOVA Test for the Kappa Values Obtained from the Two States with/without Gross Public Goods.

تغییرات	مجموع مربعات (SS)	درجه آزادی (df)	میانگین مربعات (MS)	P-Value	F	f-crit
بین گروه‌ها	۰.۰۰۵۲	۱	۰.۰۰۰۳۵	۰.۰۰۰۰	۴۸.۶۵	۷.۵۶
درون گروه‌ها (خطا)	۰.۰۰۳۴	۲۴	۰.۰۰۰۱۹			
جمع کل	۰.۰۰۴۹	۲۶				

میزان پی-ولیو تقریباً برابر صفر است و آمارهٔ f بزرگ‌تر از f-crit است. فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود و در نتیجه تفاوت معنادار نتایج میان دو حالت وجود/فاقد عامل‌های کالای عمومی خالص در انتخاب مسکن رد نمی‌شود.

تحلیل حساسیت مدل : با تغییر برخی پارامترهای انتخاب کالای عمومی خالص و مفروضات مدل، حساسیت خروجی و تأثیرگذاری پارامترها مشخص شد. به‌ترتیب وزن تمامی متغیرهای کالاهای عمومی خالص برابر صفر قرار داده شد و نتایج مدل با شاخص کاپا ارزیابی شد.

جدول ۱۰: مقادیر آماری شاخص کاپا در تحلیل حساسیت (ماخذ: یافته‌های پژوهش).
Tab. 10: The kappa statistic as a function of sensitivity.

شرح	میانگین کاپا	انحراف معیار
وزن کالاهای عمومی خالص برابر صفر	۰.۵۹۴۱۲۳۵۷۱	۰.۰۰۰۵۶۸۹۷۴۱
یکسان بودن همه عامل‌ها	۰.۸۵۲۱۴۵۳۶۷	۰.۰۰۰۳۵۱۲۵۷۴
یکسان بودن احتمال انتخاب	۰.۷۱۳۲۵۹۷۶۴	۰.۰۰۲۶۹۸۷۱۵۴

تحلیل نتایج مشخص ساخت که برخی متغیرهای کالای عمومی خالص بر خروجی مدل مؤثر هستند. در مرحلهٔ بعد، میزان تأثیرگذاری تک‌به‌تک متغیرهای کالای عمومی خالص سنجش شد که بیشترین تأثیر را میزان امنیت کودکان و زنان در محله دارد، سپس امنیت تردد و در نهایت کمترین تأثیر را کیفیت هوا در محله دارد. هم‌چنین با مقایسهٔ تأثیر متغیرهای کالای عمومی خالص و ناخالص نشان داده می‌شود که کالای عمومی ناخالص تأثیر بیشتری در انتخاب مسکن دارد.

۴-۲. نقش کالای عمومی در انتخاب مسکن خانوارهای گروه درآمدی بالا

در این بخش مدل تنها برای گروه‌های درآمدی بالا اجرا شده است. هدف از آن پاسخ به این سؤال است، «مسکن درمیان گروه‌های درآمدی بالا دارای اختلاف معناداری در توزیع فضایی و کیفیت کالای عمومی دارد؟» به‌منظور شناسایی خانوارهای با درآمد بالا، قیمت مسکن براساس اطلاعات ثبت شده در سایت وزارت راه و شهرسازی استخراج و سه‌دهک بالای قیمتی به‌عنوان مسکن خانوارهای با درآمد بالا انتخاب شد به‌منظور سنجش تأثیر کالای عمومی در انتخاب مسکن متغیرهای کالای عمومی خالص و ناخالص مشابه مدل انتخاب مسکن تمامی خانوارهای شهر اجرا شدند.

تحلیل شاخص کاپا: عدم ورود «کالای عمومی» در مدل، باعث افت پیش‌بینی صحیح مدل شده است و در نتیجه کالای عمومی در انتخاب مسکن مؤثر است. ممکن است تغییرات کاپا مشهود نباشد؛ در نتیجه علاوه‌بر مقدار متوسط، مقادیر کمینه، بیشینه و انحراف معیار کاپا نیز محاسبه شد. هم‌چنین به‌منظور اطمینان بیشتر از تأثیر روش‌ها در پاسخ دو مدل از آزمون آنووا استفاده شد. فرض صفر این است که پاسخ‌ها درمیان دو مدل تفاوت معناداری ندارد و تفاوت مشاهده شده به‌صورت اتفاقی است.

جدول ۱۱ : نتایج آزمون آنووا برای مقادیر کاپای حاصل از دو حالت دارا/فاقد کالای عمومی در گروه درآمدی بالا (ماخذ: یافته‌های پژوهش).

Tab. 11: The Results of the ANOVA Test for the Kappa Values Obtained from the Two States with/without Gross Public Goods.

تغییرات	مجموع مربعات (SS)	درجه آزادی (df)	میانگین مربعات (MS)	P-Value	F	f-crit
بین گروه‌ها	۰.۰۰۵۲	۱	۰.۰۰۰۳۵	۰.۰۰۰۰	۴۸.۶۵	۷.۵۶
درون گروه‌ها (خطا)	۰.۰۰۳۴	۲۷	۰.۰۰۰۱۹			
جمع کل	۰.۰۰۴۹	۲۸				

میزان پی–ولیو تقریباً برابر صفر است و آمارهٔ f بزرگ‌تر از f-crit است. فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود و در نتیجه تفاوت معنادار نتایج میان دو حالت وجود/فاقد عامل‌های کالای عمومی در انتخاب مسکن خانوارهای با درآمد بالا رد نمی‌شود.

تحلیل حساسیت مدل: با تغییر برخی پارامترهای انتخاب کالای عمومی در انتخاب مسکنِ خانوارهای با درآمد بالا و مفروضات مدل، حساسیت خروجی به این تغییرات سنجیده و بدین‌ترتیب تأثیرگذاری پارامترها مشخص شد. به‌ترتیب وزن تمامی کالاهای عمومی برای مسکن این گروه خانوارها در تهران برابر صفر قرار داده شد و هربار مدل اجرا و پاسخ‌ها با شاخص کاپا ارزیابی شدند.

جدول ۱۲: مقادیر آماری شاخص کاپا در تحلیل حساسیت (ماخذ: یافته‌های پژوهش).
Tab. 12: The kappa statistic as a function of sensitivity.

شرح	میانگین کاپا	انحراف معیار
وزن کالاهای عمومی خانوارهای با درآمد بالا برابر صفر	۰.۶۱۲۰۱۴۸۵۳	۰.۰۰۰۴۵۷۸۱۵۲
یکسان بودن همهٔ عامل‌ها	۰.۸۶۳۷۴۹۱۵۲	۰.۰۰۰۶۸۷۴۱۳۵
یکسان بودن احتمال انتخاب	۰.۷۰۳۵۴۹۷۸۲	۰.۰۰۳۵۷۴۴۸۵۲

تمامی متغیرهای کالای عمومی بر خروجی مدل مؤثر نیستند. در تحلیل میزان تأثیرگذاری تک‌به‌تک متغیرهای کالای عمومی مشخص شد که بیشترین تأثیر را فضاهای آموزشی دارد و کالاهای عمومی نظیر دسترسی به سیستم حمل‌ونقل عمومی و کیفیت هوا بر انتخاب مسکن تأثیر ندارد.

۵. یافته‌های تحقیق

در ابتدا یافته‌های پژوهش در «انتخاب مسکن تمامی خانوارهای شهر» بررسی و در بخش دوم یافته‌های «انتخاب مسکن گروه‌های درآمدی بالا» بررسی و تحلیل شدند. در انتهای این بخش، جمع‌بندی از یافته‌های دو مدل ارائه شده است؛ هم‌چنین، خلاصه‌ای از یافته‌های پژوهش در جدول ۱۳ آورده شده است.

– یافته‌های کالای عمومی و انتخاب مسکن تمامی خانوارهای شهر

ارتباط میان –انتخاب مسکن خانوارها و کالای عمومی– موضوعی بحث برانگیز در پیشینهٔ پژوهش است که نتایج متضادی گزارش شده است؛ در پیشینه اشاره می‌شود که وضعیت توسعهٔ کشورها، چارچوب سیاست‌گذاری کلان و میزان مداخلهٔ دولت در اثرگذار بودن یا نبودن کالای عمومی بر انتخاب مسکن خانوارهای شهر مؤثر است (کیم و همکاران، ۲۰۰۵؛ زو و کوکلمن، ۲۰۰۸؛ چن و همکاران، ۲۰۰۸).

پژوش حاضر نشان‌داد که: ۱) کالای عمومی خالص بر انتخاب مسکن تمامی خانوارها مؤثر است. ۲) کالای عمومی ناخالص بر انتخاب مسکن تمامی خانوارها مؤثر است و تمامی متغیرهای کالای عمومی ناخالص دارای این تأثیر هستند.

تأثیر کالای عمومی ناخالص در انتخاب مسکن خانوارهای شهر: ازمیان متغیرهای کالای عمومی، بیشترین تأثیر را سیستم حمل‌ونقل عمومی بر انتخاب مسکن خانوارهای شهر دارد که در تأیید پیشینهٔ پژوهش است (هو و نگ، ۲۰۱۹؛ دی‌پالما و همکاران، ۲۰۰۵؛ حبیب و میلر، ۲۰۰۹؛ هو و نگ، ۲۰۱۹).

یافتهٔ مهم دیگر اولویت بالاتر برای دسترسی به پارک در مقایسه با فضای آموزشی در نتایج مدل است. نتایج مدل، متفاوت با یافته‌های «هو» و «ونگ» (۲۰۱۹) است که می‌تواند به‌دلیل نحوهٔ توزیع فضاهای آموزشی در سطح شهر، امکان جابه‌جایی دانش‌آموزان در سطح محلات و دسترسی به خدمات آموزشی با فاصلهٔ بیشتر به‌صورت سرویس‌های مدارس باشد، امری که در پیشینهٔ پژوهش و مخصوصاً در کشورهای توسعه‌یافته عمومیت ندارد. ساکنین یک محله ملزم به استفاده از خدمات آموزشی از همان محله هستند و در نتیجه خانوارها برای دریافت خدمات آموزشی با کیفیت بالاتر در سطح شهر جابه‌جا می‌شوند؛ اما در شهر تهران امکان استفاده از خدمات آموزشی موجود در محلات دیگر شهر و استفاده از سرویس مدارس وجود دارد که تمایل خانوارهای شهر تهران برای جابه‌جایی را کاهش داده است. سایر کالاهای عمومی ناخالص در انتخاب مسکن تمامی خانوارهای شهر تهران تأثیرناچیزی دارند و قابل چشم‌پوشی است.

- تأثیر کالای عمومی خالص در انتخاب مسکن خانوارهای شهر

کالای عمومی خالص در انتخاب مسکن مؤثر است و –امنیت محله– بیشترین تأثیر را درمیان متغیرهای کالای عمومی خالص دارد. در مدل‌های نخستین انتخاب مسکن، امنیت با تعداد پلیس در محله سنجش شد (فریدمن، ۱۹۸۱) و فرض برآن بود که تعداد پلیس بیشتر به مفهوم فضای امن‌تر است؛ اما محققان بعدی این ارتباط را معکوس دانستند و در نتیجه بسیاری از پژوهش‌ها نرخ جرم و جنایت را ملاک عمل قرار دادند (بایو و همکاران، ۲۰۰۶؛ نچیبا و استرواس، ۱۹۹۸). با این‌وجود، تعریف جرم و جنایت و میزان خشونت در جرم یکی از عامل‌های مهم است که مفهوم امنیت مبهم باقی‌مانده است. در این پژوهش به‌جای سنجش «امنیت» مفهوم «احساس امنیت» سنجش شد. و میزان جرم و جنایت با شاخص جداگانه‌ای تحت‌عنوان «خدمات امنیت» بررسی شد. نتیجهٔ چنین تغییر رویکردی در سنجش امنیت تأثیرپذیری این شاخص در انتخاب مسکن است؛ درحالی‌که شاخص خدمات امنیت بر انتخاب مسکن خانوارها تأثیرگذار نیست.

به‌منظور سنجش –تأثیر کیفیت هوا بر انتخاب مسکن– از متغیر «روزهای پاک و میزان آلایندگی کلی» برای سنجش کیفیت هوا استفاده شد که قابلیت درک فضایی بیشتری برای مردم دارد. نتایج نشان از کمترین تأثیر کیفیت هوا بر انتخاب مسکن در گروه کالاهای عمومی خالص دارد. به‌نظر می‌رسد کیفیت هوا با عواملی نظیر: کیفیت محیط محله، قیمت مسکن و در نتیجه الگوی درآمدی خانوارهای ساکن ارتباط دارد و نتایج پژوهش در

تأیید یافته‌های «هافمن همیلتون» و «فانئوف» (۲۰۱۵) است که کیفیت هوا بر انتخاب منطقهٔ شهری تأثیرگذار است؛ اما بر انتخاب محل سکونت و مقیاس انتخاب محله اثرگذاری ندارد؛ هم‌چنین، سایر متغیرهای کالای عمومی خالص انتخاب مسکن تأثیر ناچیزی دارد.

- یافته‌های کالای عمومی و انتخاب مسکن خانوارهای با درآمد بالا

در گروه درآمدی بالا –دسترسی به سیستم حمل‌ونقل عمومی– اهمیت ندارد. گروه‌های خانواری با درآمد بالا دارای وسیله‌نقلیهٔ شخصی و امکان رفت‌وآمد روزانه به محل کار را دارند که در نتیجه اهمیت کمتری برای سیستم حمل‌ونقل عمومی قائل می‌شوند و یافتهٔ پژوهش در تأیید یافته‌های «اندرو» و «مین» (۲۰۰۶) و «هو» و «ونگ» (۲۰۱۹) است.

درمیان سایر متغیرهای کالای عمومی خالص و ناخالص برای انتخاب مسکن گروه درآمدی بالا، تنها متغیر –دسترسی به فضاهای آموزشی– تأثیرگذار است که دو نتیجه حاصل می‌شود.

نخست، عدم تأثیر سایر متغیرها بر انتخاب مسکن گروه درآمدی بالا نشان‌دهندهٔ توزیع متوازن کالای عمومی برای گروه درآمدی بالا در شهر و اختلاف معنادار میان این توزیع برای گروه درآمدی بالا در مقایسه با میانگین شهر دارد که نتیجهٔ آن عدم تأثیرگذاری کالای عمومی در انتخاب مسکن خانوارهای با درآمد است.

دوم، دلیل تأثیرگذاری فضای آموزشی بر انتخاب مسکن براساس پیشینهٔ پژوهش قابل تفسیر است. «اندرو» و «مین» (۲۰۰۶) اشاره دارند که دسترسی به فضاهای آموزشی برای گروه درآمدی بالا به مفهوم انتقال خانوارها نیست و این گروه استطاعت مالی برای تردد روزانهٔ فرزندان از خانه به مدرسه را دارند؛ هرچند تحقیقات بعدی توسط «پینجاری» و همکاران (۲۰۰۹) و «هو» و «ونگ» (۲۰۱۹) نشان‌داد که فضاهای آموزشی نشان‌داد که فرض داشتن فرزند و دسترسی به فضاهای آموزشی برای گروه درآمدی بالا اثبات نشده است و در نتیجهٔ فضای آموزشی در محله‌های گروه‌های درآمدی بالا نشانی از کیفیت محله است و الزاماً معنای دسترسی بهتر به فضای آموزشی نیست. در شهر تهران نیز به‌دلیل تمرکز فضاهای آموزشی (مخصوصاً امکان استقرار فضاهای آموزشی غیرانتفاعی در مناطق مختلف و دارای بازار مناسب) در محله‌های شمالی شهر تهران، کیفیت بهتر این محله‌ها و ایجاد تمایز برای انتخاب آن است. خانوارهای با درآمد بالا در شهر تهران برای دسترسی به کیفیت بهتر محله در شهر تهران جابه‌جا می‌شوند که شاخص‌ترین معیار برای تعیین این کیفیت را تراکم فضاهای آموزشی مشخص می‌سازد.

جدول ۱۳: ارتباط/عدم ارتباط کالای عمومی در انتخاب مسکن به تفکیک کل خانوار و گروه درآمدی بالا (ماخذ: یافته‌های پژوهش).

Tab. 13: The relationship/non-relationship of public goods in housing selection by the total household and high-income group.

کالای عمومی		انتخاب مسکن	
خالص/ناخالص	متغیر	کل خانوارها	خانوار درآمد بالا
کالای عمومی ناخالص	آموزشی	رتبهٔ سوم تأثیر	تأثیر دارد
	فرهنگی	تأثیر کم	بدون تأثیر
	اماکن مذهبی	تأثیر کم	بدون تأثیر
	پارک و مراکز تفریحی	رتبهٔ دو تأثیر	بدون تأثیر
	مراکز درمانی	تأثیر کم	بدون تأثیر
	تسهیلات حمل‌ونقل شهری	بیشترین تأثیر	بدون تأثیر
	مجموع	تأثیر زیاد دارد	–
کالای عمومی خالص	تجهیزات شهری	تأثیر کم	بدون تأثیر
	خدمات امنیت	تأثیر کم	بدون تأثیر
	کیفیت محیط عمومی محله	تأثیر کم	بدون تأثیر
	احساس امنیت محله	بیشترین تأثیر	بدون تأثیر
	خدمات عمومی	تأثیر کم	بدون تأثیر
	کیفیت هوا	بیشترین تأثیر	بدون تأثیر
	مجموع	تأثیر کم دارد	–

۶. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش از مدل‌سازی عامل‌مبنا به‌عنوان جدیدترین رویکرد در مدل‌های شهری استفاده شد تا امکان بررسی دقیق‌ترِ کالای عمومی بر انتخاب مسکن وجود داشته باشد؛ هرچند در فرآیند تنظیم و اجرای مدل نوآوری‌هایی وجود دارد، ولی پژوهش بر نقش و جایگاه کالای عمومی در فرآیند انتخاب تمرکز دارد. ازنظر «بومستیر»[1] (۲۰۱۱) و «بومیستر» و همکاران (۲۰۰۵) مهم‌ترین چالش مدل‌سازی شهری کمبود اطلاعات است که دلیل آن جامعهٔ هدف وسیع و هزینهٔ بالای جمع‌آوری اطلاعات است، این پژوهش با استفاده از طرح‌های جمع‌آوری داده بزرگ مقیاس در شهر تهران تلاش کرد تا جایگاه کالای عمومی در انتخاب مسکن را در ابعاد گوناگون تجزیه و تحلیل کند.

نتایج پژوهش نشان‌داده است که نخست، کالای عمومی ناخالص در انتخاب مسکن میان خانوارهای شهر مؤثر است و دسترسی به سیستم حمل‌ونقل عمومی بیشترین اهمیت را دارد، ولی در گروه درآمدی بالا، ارتباط

[1]. Boumeester

معناداری میان دسترسی به سیستم حمل‌ونقل عمومی و انتخاب مسکن وجود ندارد. افزایش درآمد خانوارها تبعاتی نظیر امکان دسترسی مناسب به بزرگ‌راه‌های شهری و رفت‌وآمد روزانه با وسیله‌نقلیه شخصی، سکونت در نزدیکی محل کار و عدم اجبار برای حضور در ساعات اوج ترافیک روزانهٔ کلانشهرها را به‌همراه دارد که نتیجهٔ آن عدم وابستگی مکانی به سیستم حمل‌ونقل عمومی و تأثیر آن در انتخاب مسکن در گروه درآمدی بالا است.

نتیجهٔ مهم مدل اهمیت بیشترِ دسترسی به فضای پارک در مقایسه با فضای آموزشی است. مهم‌ترین دلیل برای تأثیر متغیرهای تسهیلات شهری بر انتخاب خانوارها، ثابت ماندن مکان این تسهیلات در بلندمدت و امکانِ استفاده به‌دلیل مجاورت آن‌ها است، حال آن‌که در شهر تهران شرایط نامناسب سیاست‌گذاری کلان در حوزهٔ آموزش و توزیع خدمات آموزشی و ترویج فضاهای آموزشی غیرانتفاعی که به‌صورت اجاره‌ای هستند، مهجور ماندن فضاهای آموزشی دولتی، عدم نظارت بر جذب دانش‌آموزان ساکن در حوزه‌های آموزشی نزدیک به فضای آموزشی، مهم‌ترین دلایل تأثیر ناچیز فضاهای آموزشی در انتخاب مسکن خانوارها است.

نتیجهٔ قابل بحث این پژوهش بر جایگاه فضای آموزشی در انتخاب مسکن تأکید دارد. در شرایطی که فضای آموزشی در انتخاب مسکن تمامی خانوارهای شهر تهران، تأثیر ناچیزی دارد برای گروه درآمدی بالا بیشترین تأثیر را درمیان متغیرهای کالای عمومی دارد. «اسچیمر» و «آکسیهستون» (۲۰۱۴) و «بایو» و همکاران (۲۰۰۶) نتایج کاملاً متضادی با پژوهش حاضر یافتند، آنان به این نتیجه می‌رسند که فضای آموزشی در انتخاب مسکن تمامی خانوارها تأثیرگذار ولی در انتخاب مسکن خانوارهای بادرآمد بالا بدون تأثیر است. دلیل این وضعیت را امکان جابه‌جایی فرزندان این خانوارها و تهیهٔ سرویس مدارس می‌دانند. اما پژوهش‌های بعدی نشان‌دادند که جایگاه فضای آموزشی در انتخاب محله به مفهوم دسترسی مناسب به فضای آموزشی نیست، بلکه این فضا در آن‌دسته از محله‌های شهر تمرکز بیشتری دارند که گروه درآمدی بالا تمرکز دارند و نشان‌دهندهٔ کیفیت بالاتر محله است. تفسیرِ فضای آموزشی به‌عنوان معرفی از کیفیت محله به‌دلیل امکان فعالیت فضاهای آموزشی غیرانتفاعی و خارج شدن این کالای عمومی (آموزشی عمومی) از چرخهٔ وظایف کامل دولت است.

پیشنهاد می‌شود که در سیاست‌گذاری کاربری زمین و توزیع فضاهای آموزشی در سطح شهر تهران به این موضوع توجه شود که نخست، فضاهای آموزشی دولتی نیازمند توسعهٔ بیشتر و متوازن در سطح شهر هستند و این موضوع با ارتقای کیفیت این فضاها میسر است. هم‌چنین، این فضاها نمی‌بایست امکان جابه‌جایی آسان را داشته باشند و هم‌چنین براساس نیاز خانوارها در محیط پیرامونی خود اقدام به جذب دانش‌آموز کنند. کاهش مسؤلیت دولت در تأمین فضاهای آموزشی و مشخصاً درمیان گروه‌های درآمدی بالا که استطاعت مالی برای هزینهٔ آموزش فرزندان خود را دارند، سبب شده است تا فضاهای آموزشی غیردولتی در شهر تهران به منزلهٔ بخشی از پرستیژ و کیفیت بیشتر محله باشد و جایگاه آموزشی خود را ازدست بدهد.

مهم‌ترین کالای عمومی خالص در انتخاب مسکنِ خانوارها درک آنان از احساس امنیت است و شاخص‌های عینی تأمین امنیت (نظیر: ایستگاه‌های پلیس و...) بر انتخاب مسکن خانوارها مؤثر نیست. پژوهش حاضر نشان‌داد، میزان ادراک خانوارها بیشترین تأثیر را درمیان کالاهای عمومی خالص دارد.

بسیاری از شاخص‌های کالای عمومی در انتخاب مسکن خانوارهای با درآمد بالا مؤثر نیست، این شرایط نتیجهٔ عدم توزیع مناسب و متوازن کالای عمومی در سطح شهر و تمرکز آن برای مسکنِ خانوارهای ثروتمند است که پیشنهاد می‌شود سیاست‌هایی به‌منظور توزیع متوازن این کالاها و جلوگیری از تمرکز این کالا برای گروه‌های خاصی در سطح شهر فراهم آید. استفاده از سیاست‌هایی نظیر: کاهش آلودگی هوا برای تمامی ساکنین، کاهش فضاهای آموزشی غیرانتفاعی در سطح شهر و ارتقای فضاهای آموزشی عمومی، توزیع بهتر سیستم حمل‌ونقل عمومی در شهر و سیاست‌هایی به‌منظور اجبار گروه‌های درآمدی بالا بر استفاده از سیستم حمل‌ونقل عمومی بر توزیع متوازن فضایی این کالا در سطح شهر تأثیرگذار خواهد بود؛ هم‌چنین از اثرات مهم توازن در توزیع کالای عمومی، کاهش هزینه‌ها و اثرات ثانویه‌ای نظیر: جدایی‌گزینی فضایی ساکنین براساس گروه درآمدی، کاهش هزینه‌های حمل‌ونقلی درون شهری و افزایش رضایتمندی تمامی ساکنین شهر خواهد بود.

کتابنامه

– ایزدخواستی، حجت؛ عرب مازار، عباس؛ و احمدی، خلیل، (۱۳۹۸). «تحلیل عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری ایران: با تأکید بر نقش دولت». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۲۹)، ۴۱-۷۰.

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و خاکسار، مطهره، (۱۳۹۶). «اثر درآمد و تحصیلات سرپرست خانوار بر نحوهٔ تصرف مسکن در مناطق شهری ایران». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶ (۲۲): ۲۱۱-۲۳۰.

– منکیو، گ.، (۲۰۰۱). *اقتصاد کلان*. ترجمهٔ حمیدرضا ارباب (۱۳۹۲). نشر نی، تهران.

– دادگر، یدا...، (۱۳۹۳). *مبانی و اصول علم اقتصاد*. مؤسسه بوستان کتاب، قم.

- Alonso, W., (1964). *Location and Land Use.* Toward a General Theory of Land Rent. Cambridge: Harvard University Press.

- Andrew, M. & Meen, G., (2006). “Population Structure and Location Choice: A Study of London and South East England”. *Papers in Regional Science,* 85(3): 401-419.

- Bayoh, I.; Irwin, E. G. & Haab, T., (2006). “Determinants of Residential Location Choice: How Important are Local Public Goods in Attracting Homeowners to Central City Locations?”. *Journal of Regional Science,* 46(1): 97-120.

- Bell, W., (1958). *Social Choice, Life Styles and Suburban Residence.* In W. F. Dobriner (Ed.). The suburban community. New York: Putnam’s.

- Bogart, W. T. & Cromwell, B. A., (2000). ‘‘How Much is a Neighborhood School Worth?’’. *Journal of Urban Economics,* 47: 280–305.

- Boumeester, H. J., (2011). *Traditional housing demand research.* In The measurement and analysis of housing preference and choice. Springer, Dordrecht.

- Boumeester, H., (2004). *Duurdere koopwoning en wooncarrière. Een modelmatige analyse van de vraagontwikkeling aan de bovenkant van de Nederlandse koopwoningmarkt.* Volkshuisvestingsbeleid en woningmarkt, 35. Delft: Delft University Press.

- Boumeester, H.; Hoekstra, J.; Meesters, J. & Coolen, H., (2005). *Woonwensen nader in kaart: de woonbeleving van bewoners.* Voorburg: NVB.

- Chang, H. S. & Liao, C. H., (2011). "Exploring an Integrated Method for Measuring the Relative Spatial Equity in Public Facilities in the Context of Urban Parks". *Cities*, 28(5): 361-371.

- Chen C.; Gong H. & Paaswell R., (2008). "Role of the Built Environment on Mode Choice Decisions: Additional Evidence on the Impact of Density". *Transportation*, 35(3): 285-299.

- Chiu, R. L. H., (2004). "Socio-cultural Sustainability of Housing: A Conceptual Exploration". *Housing, Theory and Society*, 21(2): 65–76.

- Clark, W. A. V. & Davies, S., (1990). "Elderly Mobility and Mobility Outcomes". *Research on Aging,* 12 (4): 430–462.

- Clark, W. A. V.; Deurloo, M. C. & Dieleman, F. M., (1994). "Tenure Changes in the Context of Micro level family and Macro level Economic Shifts". *Urban Studies,* 31(1): 137–154.

- Clark, W. A. V.; Deurloo, M. C. & Dielemann, F. M., (2006). "Residential Mobility and Neighborhood Outcomes". *Housing Studies,* 21(3): 323–342.

- Cupchik, G. C.; Ritterfeld, U. & Levin, J., (2003). "Incidental Learning of Features from Interior Living Spaces". *Journal of Environmental Psychology,* 23(2): 189–197.

- De Groot, C.; Manting, D. & Boschman, S., (2008). "Verhuiswensen en Verhuisgedrag in Nederland". *Een landsdekkend onderzoek.* Den Haag: PBL.

- De Palma, A.; Kilani, M. & Lindsey, R., (2005). "Congestion pricing on a road network: A study using the dynamic equilibrium simulator METROPOLIS". *Transportation Research Part A: Policy and Practice,* 39(7-9): 588-611.

- Fawcett, J. T., (1986). "Migration Psychology: New behavioral models". *Population and Environment,* 8 (1 & 2): 5–14.

- Filipovic Hrast, M.; Sendi, R.; Hlebec, V. & Kerbler, B., (2018). "Moving House and Housing Preferences in Older Age in Slovenia". *Housing, Theory and Society,* 1-16. 10.1080/14036096.2018.1510854.

- Fontenla, M.; Gonzalez, F. & Navarro, J. C., (2009). "Determinants of housing expenditure in Mexico". *Applied Economics Letters,* 16(17): 1731–1734.

- Friedman, J., (1981). "A Conditional Logit Model of the Role of Local Public Services in Residential Choice". *Urban Studies,* 18(3): 347-358.

- Gholizadeh, A. & Khaksar, M., (2017). "Effect of Household Head's Income & Education on Housing Tenure Choice in Iran's Urban Areas". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 6(22): 211-230. doi: 10.22084/aes.2017.1891(In Persian).

- Greene, M. & Ortuzar, J., (2002). "Willingness to Pay for Social Housing Attributes: A Case Study from Chile". *International Planning Studies*, 7(1): 55–87.

- Guo, J. Y. & Bhat, C. R., (2004). "Modifiable Areal Units: Problem or Perception in Modeling of Residential Location Choice?". *Transportation Research Record,* 1898, 138-147.

- Habib, M. A. & Miller E. J., (2009): "Reference Dependent Residential Location Choice Model within a Relocation Context". *The 88th TRB Annual Meeting, Washington*, DC., USA, Jan 11-15.

- Heins, S., (2002). "Rurale Woonmilieus in stad en land, plattelandsbeelden". *vraag en aanbod van rurale woonmilieus.* Delft: Eburon.

- Heppenstall, A. J.; Crooks, A. T.; See, L. M. & Batty, M., (Eds.). (2012). *Agent-Based Models of Geographical Systems.* Springer Science & Business Media.

- Hoekstra, J., (2005). "Is there a Connection Between Welfare State Regime and Dwelling type? An Exploratory Statistical Analysis". *Housing Studies*, 20(3): 475–495.

- Hofman, E.; Halman, J. I. M. & Ion, R. A., (2006). "Variation in Housing Design: Identifying Customer Preferences". *Housing Studies,* 21(6): 929–943

- Hu, L. & Wang, L., (2019). "Housing Location Choices of the Poor: Does Access to Jobs Matter?". *Housing Studies*, 34(10): 1721-1745.

- Huang, Q.; Parker, D. C.; Filatova, T. & Sun, S., (2014). "A Review of Urban Residential Choice Models Using Agent-Based Modeling". *Environment and Planning B: Planning and Design,* 41(4): 661–689.

- Huang, Q.; Parker, D.; Sun, S. & Filatova, T., (2013). "Effects of agent heterogeneity in the presence of a land-market: a systematic test in an agent-based laboratory". *Computers, Environment and Urban Systems*, 41: 188–203.

- Hurtubia, R.; Gallay, O. & Bierlaire, M., (2010). "Attributes of Households, Locations and Real-estate Markets for Land Use Modelling". *Sustain city working paper,* 2.7. Lausanne: EPFL.

- Izadkhasti, H.; Arabmazar, A. & Ahmadi, K., (2019). Analysis the Effects of Macroeconomic Factors on the Housing Accessibility Index in Urban Areas of Iran: Emphasizing the Role of Government. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 8(29): 41-71. doi: 10.22084/aes.2019.17744.2761(In Persian)

- Jabareen, Y., (2005). "Culture and Housing Preferences in a Developing City." *Environment and Behavior,* 37(1): 134–146.

- Jansen, S. J. T.; Coolen, H. C. C. H., Goetgeluk, R. W., (Eds.). (2011). *The Measurement and Analysis of Housing Preference and Choice*, Springer.

- Kim T.; Horner M. & Marans R., (2005). "Life Cycle and Environmental Factors in Selecting Residential and Job Locations". *Housing Studies,* 20(3): 457-473.

- Kok, J., (2007). "Principles and Prospects of the Life Course Paradigm". *Annales de Démographie Historique,* 1: 203–230.

- Lee, B. H. Y. & Waddell, P., (2010). "Residential Mobility and Location Choice: A Nested Logit Model with Sampling of Alternatives". *Transportation,* 37(4): 587-601.

- Louviere, J. & Timmermans, H., (1990). "Stated Preference and Choice Models Applied to Recreation Research: a Review". *Leisure Sciences,* 12(1): 9-32.

- Mankiw, N. G., (2016). *Principles of microeconomics* (8th ed.). CENGAGE Learning Custom Publishing, Translated by HamidReza Arbab (In Persian).

- Marois, G.; Lord, S. & Morency, C., (2018). "A Mixed Logit Model Analysis of Residential Choices of the Young-elderly in the Montreal Metropolitan Area". *Journal of Housing Economics,* 44 (C): 141-149.

- Mulder, C. H., (1993). *Migration Dynamics: A Life Course Approach*. Amsterdam: Thesis Publishers.

- Mulliner, E. & Algrnas, M., (2018). "Preferences for Housing Attributes in Saudi Arabia: A Comparison between Consumers' and Property Practitioners' Views". *Cities*, 83: 152-164.

- Nechyba, T. J. & Strauss, R. P., (1998). "Community Choice and Local Public Services: A Discrete Choice Approach". *Regional Science and Urban Economics,* 28: 51–73.

- Opoku, R. & Abdul-Muhmin, A., (2010). "Housing Preferences and Attribute Importance among Low-income Consumers in Saudi Arabia". *Habitat International*, 34: 219-227.

- Pagliara, F.; Preston, J. & Simmonds, D., (Eds.). (2010). *Residential Location Choice: Models and Applications.* Springer Science & Business Media.

- Pinjari, A. R.; Bhat, C. R. & Hensher, D. A., (2009). "Residential Self-selection Effects in an Activity Time-use Behavior Model". *Transportation Research Part B: Methodological*, 43(7): 729-748.

- Pinjari, A. R.; Pendyala, R. M.; Bhat, C. R. & Waddell, P. A., (2011). "Modeling the Choice Continuum: An Integrated Model of Residential Location, Auto Ownership, Bicycle Ownership, and Commute Tour Mode Choice Decisions". *Transportation,* 38(6): 933.

- Rosen, H. S. & Fullerton, D. J., (1977). "A Note on Local Tax Rates, Public Benefit Levels, and Property Values". *Journal of Political Economy,* 85: 433–440.

- Rossi PH., (1995). *Why Families Move: A Study in the Social Psychology of Urban Residential Mobility.* Glencoe, IL: Free Press

- Schirmer, PM. & Axhausen KW., (2014). "Quantifying the Value of Urban form: A Hedonic Rent Price Model on Zurich". *14th Swiss Transport Research Conference.*

- Sirgy, J.; Grzeskowiak, S. & Su, C., (2005). "Explaining Housing Preference and Choice: The Role of Self-congruity and Functional Congruity". *Journal of Housing and the Built Environment,* 20(4): 329–34

- Tan, T. H., (2011). "Neighborhood Preferences of House Buyers: The Case of Klang Valley, Malaysia". *International Journal of Housing Markets and Analysis,* 4(1): 58–69.

- Thisse, J. F., (1992). "Public Facility Location and Urban Spatial Structure-Equilibrium and Welfare Analysis". *J. Public Econ* (No. info: hdl: 2078.1/50690). Université catholique de Louvain.

- Tsou, K. W.; Hung, Y. T. & Chang, Y. L., (2005). "An Accessibility-based Integrated Measure of Relative Spatial Equity in Urban Public Facilities". *Cities,* 22(6): 424-435.

- Waddell, P., (2006). "Reconciling Household Residential Location Choices and Neighborhood Dynamics". Under revision, Sociological Methods and Research.

- Wagner, P. & Wegener, M., (2007). "Urban land use, transport and environment models: e- xperiences with an integrated microscopic approach". *disP*, 170: 45–56.

- Yadolah D. & Teymur R., (2014). *The Fundamentals and Principles of Economics (2th ed).* BOOSTAN-E-KETAB, Qom: Iran (In Persian).

- Yusuf, A. & Resosudarmo, B., (2009). "Does Clean Air Matter in Developing Countries' Megacities? A Hedonic Price Analysis of the Jakarta Housing Market, Indonesia". *Ecological Economics,* 68(5): 1398–1407.

- Zabel, J. & Kiel, K., (2000). "Estimating the Demand for Air Quality in Four U.S. Cities". *Land Economics,* 76: 174–194.

- Zhou, B. & Kockelman, K. M., (2008). "Self-selection in Home Choice: Use of Treatment Effects in Evaluating Relationship between Built Environment and Travel Behavior". *Transportation Research Record,* 2077(1): 54-61.

- Zhou, J. & Musterd, S., (2018). "Housing Preferences and Access to Public Rental Housing among Migrants in Chongqing, China". *Habitat International,* 79: 42-50.

- Zondag, B. & Pieters, M., (2005). "Influence of Accessibility on Residential Location Choice". *Transportation Research Record Journal of the Transport*, 1902: 63-70.

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

The Relationship between Economic Complexity and Carbon Dioxide Emissions in Iran Using NARDL Model

La'l Khezri, H.[1], Ashena, M.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.24941.3349
Received: 2021.09.15; Accepted: 2021.11.30
Pp: 251-277

Abstract

The undesirable impacts of climate change affect not only the environment, but all sectors of the society and the economy around the world. Technological advances are one of the factors that can reduce pollutants emissions relative to the amount of economic production. The index of economic complexity is one of the indicators that show the level of knowledge and skills required in the production of goods and is a measure of economic development. In this study, the nonlinear relationship between economic complexity index and carbon dioxide emissions has been investigated using a nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model during 1971-2018. The results of the model indicate that by an increase in economic complexity, carbon dioxide emissions decrease about 2 percent, and by a decrease in economic complexity, carbon dioxide emissions increase about 12 and 1 percent in the long and short term, respectively. It is noteworthy that due to the low level of economic complexity in Iran, this index has a smaller coefficient than other variables. Also, the results show that the effect of positive and negative shocks of GDP on carbon dioxide emissions in the long term in Iran is symmetric, while the effect of positive and negative shocks of economic complexity on carbon dioxide emissions is asymmetric. It should be noted, the effect of the negative shocks of economic complexity on carbon dioxide emissions is greater than the positive shocks.

Keywords: Economic Complexity, Energy Intensity, Pollution Emissions, Iran, Asymmetric Effects.

JEL Classification: Q53, O13, C32.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Bozorgmehr University of Qaenat, Qaenat, Iran (Corresponding Author).
Email: H.lalkhezri@buqaen.ac.ir
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Bozorgmehr University of Qaenat, Qaenat, Iran.

Citations: Lalkhezri, H. & Ashena, M., (2022). "The Relationship between Economic Complexity and Carbon Dioxide Emissions in Iran Using NARDL Model". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(42), 251-277 (doi: 10.22084/aes.2021.24941.3349).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4233.html?lang=en

1. Introduction

Structural changes in energy consumption policies towards efficient technologies have reduced carbon dioxide emissions in developed countries. As a result of sustainable technological advances and the implementation of environmental regulations, the amount of pollutant emissions relative to the amount of production has decreased in developed countries such as OECD member and the G7 group (Golpîra et al., 2018; Shahzad, 2020).

Previous studies show that countries are gradually shifting their economies from agriculture and also heavy pollution productions to complex knowledge-based economies (Mealy and Teytelboym, 2020). Hidalgo and Hausman (2009) introduced the Economic Complexity Index (ECI), which is considered as one of the comprehensive indicators of economic progress based on knowledge, skills and product diversity. In other words, economic complexity assesses the productive structure and describes the degree of complexity in terms of industrial changes (Fang et al., 2021; Neagu and Teodoru, 2019).

The different ranks of ECI indicate the complexity and exports diversity of economies (Swart and Brinkmann, 2020). The increase in economic complexity will result in product diversity, which may lead to an increase in the level of environmental pollution. However, ECI can have a positive effect on the quality of the environment, through research and development activities, supporting clean technologies, and environmentally friendly products. Moreover, increasing economic complexity refers to changing the structure of the economy by diversifying production and producing industrial and complex goods. Consequently, the more complex production structure increases productivity and reduces energy consumption and carbon dioxide emissions (Neagu and Teodoru, 2019).

Therefore, this research investigates the relationship between economic complexity and carbon dioxide emissions in Iran for the period of 1971-2018 using the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL).

2. Variables and Method

From a general point of view, economic complexity refers to the production structure of a country, which affects the structure of energy consumption and consequently, has an impact on the environment. The production structure of a country and the level of complexity of products can affect the emission of greenhouse gases. In other words, improving knowledge leads to the emergence of innovation that can produce advanced and environmentally friendly products (Adedoyin et al., 2021).

On the one hand, with the increase in economic complexity, product diversity increases and more production leads to an increase in the level of environmental pollution. On the other hand, ECI can have a positive effect on the quality of the environment, because it includes research and development activities that can support environmentally friendly products and clean technologies. Moreover, increasing economic complexity shows changing the structure of the economy, diversifying production, and focusing on industrial and more complex goods (Neagu and Teodoru, 2019).

Important and effective factors on carbon emissions include structural effect, energy intensity effect, production scale effect and emission coefficient effect (Sun et al., 2011). In fact, the GDP shows prosperity and the level of economic activity, and energy intensity shows the level of energy technology (Wang and Lin, 2017). Also, the economic complexity index implies the effect of structural changing and carbon emission coefficient (Shahzad et al., 2021). Equation (1) shows the main regression for the modeling approach of this article.

$$LCO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 ECI_t + \beta_3 LEI_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

while LCO2 is the logarithm of carbon dioxide emissions (million tons of carbon dioxide), LGDP is the logarithm of real gross domestic product (million Rials), ECI is the index of economic complexity, LEI is the logarithm of energy intensity (the ratio of energy consumption to GDP), and ε represents the error component.

4. Data

The data related to the GDP was obtained from the economic statistics of the Central Bank of Iran. The energy consumption and carbon dioxide emission data were obtained from the statistics of the World Bank. The economic complexity index data is obtained from the economic complexity atlas database. It should be mentioned that the research variables are used in logarithmic form. According to the trend of the variables and the conditions of Iran's economy, a dummy variable has been defined for the years 1978 and 1970.

5. Discussion

The results of the model estimation show that the effect of the positive changes of the GDP is positive in the long and short term, so that, with a one percent increase of the GDP, the emissions of carbon dioxide will increase in the long and short term by 0.98. Also, the effect of negative changes of GDP on carbon dioxide emissions in the long term and short term has been found to be positive. The coefficients of energy intensity in the long term and short term are equal to 1.04 and 0.95, respectively, and it implies that with the increase of energy consumption in the production process, the emissions of carbon dioxide rise. The estimation of long-term coefficients of economic complexity shows that an increase in economic complexity index leads to the decrease of the carbon dioxide emissions by 2 percent, and a decrease in economic complexity leads to the increases of carbon dioxide emissions by 12 and 1 percent in the long and short term.

The results of Wald's test indicate that the effect of positive and negative changes of the economic complexity index on carbon dioxide emissions in the long term in Iran is asymmetric. More precisely, the effect of negative changes of economic complexity on carbon dioxide emissions is more than the effect of positive changes of economic complexity.

According to the study of Neagu and Teodoru (2019), the increase in economic complexity refers to a change in the structure of the economy and diversification of production. Then, a more complex structure of production can result in an increase of productivity in the production process, which in turn will reduce energy consumption of the production sector. Therefore, the effect of positive changes in economic complexity on carbon dioxide emissions is negative.

6. Conclusion

In this study, using the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL), the asymmetric relationship between carbon dioxide emissions and explanatory variables including economic complexity, gross domestic product, and energy intensity in Iran has been investigated for the time period of 1971-2018.

For better planning of reducing air pollution and improving the quality of the environment, factors affecting the carbon dioxide emissions and related measures are of particular importance. In recent decades, the quality of the environment has become one of the main concerns of policymakers in many countries. Moreover, the movement of countries towards structural changes in production and knowledge-based economy has led to the improvement of the quality of the environment. The existence of a long-term relationship between carbon dioxide emissions and economic variables such as production and economic complexity is important for policymakers and the government to adopt and apply sustainable development policies.

According to the results of this research, the economic complexity index is one of the factors affecting carbon dioxide emissions, so that the production of more complex goods that contain higher technology can lead to a reduction in energy consumption and carbon dioxide emissions. In other word, the development of technology, and increasing the level of knowledge and skills of the labor can reduce carbon emissions in the long term. From this point of view, moving towards an economy with diverse and knowledge-based products helps to improve the quality of the environment. So, it is necessary for policymakers to pay attention to the structure of production, the related process, and knowledge-based economy, along with other actions and policies in reducing energy consumption and air pollution.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۲۳۲۲-۴۷۲X
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

رابطهٔ پیچیدگی اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران با استفاده از الگوی غیرخطی NARDL

حمید لعل‌خضری[۱]، ملیحه آشنا[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.24941.3349
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۲۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۰۹
صص: ۲۷۷-۲۵۱

چکیده

طی دهه‌های گذشته، تهدیدهای فزایندهٔ گرمایش زمین در ارتباط با تغییرات آب‌وهوایی توجه به گازهای گلخانه‌ای، به‌ویژه دی‌اکسیدکربن را به‌عنوان عامل اصلی گرمایش زمین به خود جلب کرده است. تأثیرات نامطلوب تغییرات آب‌وهوایی نه‌تنها به محیط‌زیست، بلکه به همهٔ بخش‌های جامعه و اقتصاد در سراسر جهان آسیب می‌رساند. پیشرفت‌های تکنولوژیکی یکی از عوامل مهمی است که می‌تواند مقدار عناصر آلاینده نسبت به‌میزان تولید اقتصادی در کشورها را کاهش دهد. شاخص پیچیدگی اقتصادی از شاخص‌هایی است که سطح دانش و مهارت‌های موردنیاز در تولید را نشان می‌دهد و معیاری برای توسعهٔ اقتصادی است. در این مطالعه ارتباط غیرخطی میان شاخص پیچیدگی اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن با بهره‌گیری از الگوی غیرخطی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی در بازهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از الگو حاکی از آن است که با افزایش پیچیدگی اقتصادی، انتشار دی‌اکسیدکربن ۲٪ کاهش می‌یابد و با کاهش پیچیدگی اقتصادی، انتشار دی‌اکسیدکربن ۱۲٪ و ۱٪ در بلندمدت و کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد. قابل ذکر است که با توجه به پایین بودن میزان پیچیدگی اقتصادی در ایران، این شاخص ضریب کوچک‌تری را نسبت به سایر متغیرها دارد؛ هم‌چنین اثر تکانه‌های مثبت و منفی تولید ناخالص داخلی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بلندمدت در ایران متقارن است، درحالی‌که اثر تکانه‌های مثبت و منفی پیچیدگی اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن نامتقارن است. قابل ذکر است اثر تکانهٔ منفی پیچیدگی اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن بیش از اثر تکانهٔ مثبت پیچیدگی اقتصادی است.

کلیدواژگان: پیچیدگی اقتصادی، شدت انرژی، انتشار آلودگی، ایران، اثرات نامتقارن.
طبقه‌بندی JEL: Q53, O13, C32.

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه بزرگمهر قائنات، قائنات ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: H.lalkhezri@buqaen.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه بزرگمهر قائنات، قائنات ایران.
Email: Ashena@buqaen.ac.ir

ارجاع به مقاله: لعل‌خضری، حمید؛ و آشنا، ملیحه، (۱۴۰۱). «رابطهٔ پیچیدگی اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران با استفاده از الگوی غیرخطی NARDL». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۲۵۱-۲۷۷ (doi: 10.22084/aes.2021.24941.3349).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4233.html

۱. مقدمه

تغییرات آب‌وهوایی و افزایش تخریب محیط‌زیست ازجمله مهم‌ترین چالش‌هایی است که جهان امروز با آن مواجه است. رشد اقتصادی قابل‌توجه، صنعتی‌شدن و رشد جمعیت، تقاضای انرژی و به‌دنبال آن تخریب محیط‌زیست را افزایش داده است که تهدیدهایی جدی برای توسعهٔ پایدار به‌شمار می‌آیند. با توجه به این‌که انرژی یک پیش‌نیاز مهم برای توسعهٔ اقتصادی و دلیل اصلی تخریب محیط‌زیست است، ارتباط میان مصرف انرژی، توسعهٔ اقتصادی و محیط‌زیست از بحث‌برانگیزترین موضوعات مورد بحث در قرن حاضر است (احمد و همکاران[۱]، ۲۰۲۱).

تغییرات ساختاری در سیاست‌های استفاده از انرژی به سمت فناوری‌های کارآمد باعث کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای توسعه‌یافته شده است. پیامد حاصل از پیشرفت‌های تکنولوژیکی پایدار و اجرای صحیح مقررات زیست‌محیطی، مقادیر عناصر آلاینده نسبت به میزان تولید را در کشورهای توسعه‌یافته مانند کشورهای عضو OECD و گروه G7 کاهش داده است (گلپیرا و همکاران[۲]، ۲۰۱۸؛ شهزاد[۳]، ۲۰۲۰). کیفیت محیط‌زیست در کشورهای توسعه‌یافته و درحال ظهور عمدتاً به سطح درآمد آن‌ها بستگی دارد؛ به‌طوری‌که بعد از عبور از سطح درآمد آستانه، کیفیت محیط‌زیست بهبود پیدا می‌کند. با این‌حال، سطح درآمد و پیشرفت اقتصادی غالباً با مصرف انرژی، رشد اجتماعی، شهرنشینی، تغییرات ساختاری و تجارت بین‌الملل مرتبط است (خان و همکاران[۴]، ۲۰۱۹؛ احمد و همکاران، ۲۰۲۱).

باتوجه به این‌که کشورهای درحال توسعه هنوز به آن نرخ رشد اقتصادی که بتواند استفادهٔ پایدار از منابع طبیعی را تضمین نماید نرسیده‌اند؛ بنابراین افزایش درآمد منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود (دنیش و لوکاک[۵]، ۲۰۲۰). مطالعات نشان می‌دهد که کشورها به‌تدریج اقتصاد خود را از کشاورزی و مبتنی‌بر تولید با آلودگی شدید به اقتصادهای پیچیدهٔ مبتنی‌بر دانش انتقال می‌دهند (میلی و تیتلبویم[۶]، ۲۰۲۰)؛ بنابراین اخیراً تحول ساختاری به‌عنوان یک عامل جدید تعیین‌کنندهٔ کیفیت محیط‌زیست ظاهر شده است. «هیدالگو» و «هاسمن»[۷] (۲۰۰۹) «شاخص پیچیدگی اقتصادی»[۸] (ECI) را معرفی کردند که براساس دانش، مهارت و تنوع محصول به‌عنوان یکی از شاخص‌های جامع پیشرفت اقتصادی کشورها درنظر گرفته می‌شود. به‌طور دقیق‌تر، پیچیدگی اقتصادی میزان پیچیدگی را ازنظر تغییرات صنعتی توصیف می‌کند، و ساختار مولد را ارزیابی می‌کند. علاوه‌بر این، پیچیدگی اقتصادی می‌تواند تغییرات منطقه‌ای و بین‌المللی در رشد اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای را تحت‌تأثیر قرار دهد (هیدالگو، ۲۰۲۱)؛ به‌عبارت دیگر، مصرف انرژی و تخریب محیط‌زیست تحت‌تأثیر پیچیدگی و تنوع محصول است (فنگ و همکاران[۹]، ۲۰۲۱؛ نیگو و تئودورو[۱]، ۲۰۱۹).

---

1. Ahmad et al.
2. Golpîra et al.
3. Shahzad
4. Khan et al.
5. Danish & Ulucak
6. Mealy & Teytelboym
7. Hidalgo & Hausman
8. Economic Complexity Index (ECI)
9. Fang et al.

از منظر کلی می‌توان بیان کرد که پیچیدگی اقتصادی به ساختار تولیدی یک کشور اشاره دارد که ساختار خاصی از مصرف انرژی را ایجاد می‌کند و در نتیجه بر محیط‌زیست تأثیرگذار است. ساختار تولیدی یک کشور و سطح پیچیدگی محصولات می‌تواند بر انتشار گازهای گلخانه‌ای تأثیر بگذارد. ازطرفی ارتقاء دانش و توانایی، منجر به ظهور نوآوری می‌شود که می‌تواند به تولید محصولات پیش‌رفته و دوست‌دار محیط‌زیست کمک کند (آدیدوئین و همکاران[۲]، ۲۰۲۱).

ارتباط میان پیچیدگی اقتصادی در سیستم‌های اقتصادی را می‌توان با درک ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار داد؛ جایی‌که فرآیندهای نوآوری رویکرد جدیدی با کاربردها و پیامدهای مهم برای سیاست‌گذاری ارائه می‌دهد. در این‌راستا، دولت‌ها مقررات مربوط به مصرف انرژی را برای کاهش وابستگی به سوخت‌های فسیلی و شدت آن ترویج می‌کنند. این اقدامات ممکن است تحت‌تأثیر جنبه‌های مختلفی ازجمله ویژگی‌های اجتماعی، فنی، اقتصادی یا زیست‌محیطی سیستم‌های انرژی و پویایی‌های اجتماعی و تکنولوژی پیچیدهٔ آن‌ها قرار بگیرد (بیل و همکاران[۳]، ۲۰۱۵).

به‌طورکلی، این تحقیق به‌دنبال آن است که با بهره‌گیری از الگوی غیرخطی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی[۴] (NARDL)، رابطهٔ غیرخطی (نامتقارن) بین پیچیدگی اقتصادی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران را برای دورهٔ زمانی ۹۸-۱۳۵۰ هش. بررسی نماید. برای این‌منظور، پژوهش حاضر بدین‌صورت سازماندهی شده است که بعد از بیان مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری و مروری بر مطالعات، و در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق بیان می‌شود؛ در بخش چهارم داده‌ها و نتایج تجربی ارائه می‌شود؛ بخش پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص داده شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

گرمایش جهانی و تغییرات آب‌وهوایی از مشکلات زیست‌محیطی جدی هستند؛ به‌ویژه افزایش مقدار دی‌اکسیدکربن به‌عنوان یک عامل اصلی در اثر گلخانه‌ای، مشکلات زیست‌محیطی را تشدید می‌کند. تهدیدات زیست‌محیطی فزآینده، محققان و سیاست‌گذاران را به ارزیابی اثرات گرمایش جهانی بر اقتصاد جهانی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای سوق داده است.

در نتیجهٔ افزایش آگاهی زیست‌محیطی در دهه‌های اخیر، محققان شروع به تجزیه‌وتحلیل ارتباط اقتصاد و محیط‌زیست کرده‌اند؛ به‌عنوان مثال، رابطهٔ بین تخریب محیط‌زیست و درآمد که یکی از مهم‌ترین موضوعاتی است که تحت‌عنوان «منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC)» معرفی شده است، نشان می‌دهد که یک رابطهٔ Uشکل معکوس بین تخریب محیط‌زیست و رشد اقتصادی وجود دارد. براساس فرضیهٔ «کوزنتس» در طول مراحل اولیهٔ توسعهٔ یک کشور، آگاهی مردم درخصوص مشکلات زیست‌محیطی، پایین بوده و تکنولوژی‌های

---

[1]. Neagu & Teodoru
[2]. Adedoyin et al.
[3]. Bale et al.
[4]. Nonlinear Auto Regressive Distributed Lag (NARDL)

دوست‌دار طبیعت نیز موجود نیست. به‌همین جهت با افزایش رشد اقتصادی تا رسیدن به سطح آستانه، آلودگی محیط‌زیست نیز افزایش می‌یابد. به‌عبارت دیگر، تخریب محیط‌زیست تابعی از درآمد درنظر گرفته می‌شود که به موجب آن با افزایش درآمد، انتشار آلودگی محیط‌زیست افزایش می‌یابد تا زمانی‌که به سطح آستانه‌ای از درآمد برسد و پس از آن نقطه، شروع به کاهش می‌کند و کیفیت محیط‌زیست بهبود می‌یابد (آپرجیس و پاینی[1]، ۲۰۱۰).

جدای از فرضیهٔ EKC، موضوع مورد بحث دیگر در چارچوب اقتصاد محیط‌زیست، به ارتباط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی مربوط می‌شود. توسعهٔ اقتصادی ارتباط نزدیکی با مصرف انرژی دارد؛ زیرا مصرف بیشتر انرژی ازطریق افزایش بهره‌وری منجر به توسعهٔ اقتصادی بالاتر می‌شود. علاوه‌بر این، استفاده از انرژی به روش کارآمدتر مستلزم سطح بالاتری از توسعهٔ اقتصادی است (آنگ[2]، ۲۰۰۷).

اندازه و توسعهٔ یک اقتصاد از عناصر مهم برای تعیین رابطهٔ بین صادرات، واردات و تولید ناخالص داخلی در کنار نرخ رشد اقتصادی است. عوامل دیگری که نقش مهمی در این رابطه ایفا می‌کنند عبارتنداز: سرمایه‌گذاری و برتری ساختار اقتصادی کشورها. با این‌حال، توانایی کشورها در ارتباط با محصول فناوری و توسعهٔ اقتصادی این کشورها را پیچیدگی اقتصادی می‌نامند؛ به‌طور خاص، پیچیدگی اقتصاد، ساختار سودمند و مفید یک اقتصاد را اشاره می‌کند که باعث می‌شود بر مصرف انرژی و محیط‌زیست تأثیرگذار باشد. مسلماً، انتشار آلودگی دی‌اکسیدکربن می‌تواند تحت تأثیر محدودیت تولیدی کشور به‌عنوان نتیجه‌ای از سطح پیچیدگی از محصولات تولیدشده در اقتصاد باشد که ازطریق انتشار آلودگی تأثیر مخربی بر محیط‌زیست می‌گذارد (آدیدوئین و همکاران، ۲۰۲۱).

«هیدالگو» (۲۰۱۱) به رویکرد سنتی برای توضیح روند رشد و توسعهٔ اقتصادی یک کشور انتقاد می‌کند. طبق رویکرد سنتی دو عامل سرمایه و نیروی کار بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند. با این‌حال، به گفتهٔ هیدالگو (۲۰۱۱) یک فرآیند تولید نه‌تنها به سرمایه و نیروی کار، بلکه به قابلیت‌ها و توانایی‌ها نیز نیاز دارد. برخی از این قابلیت‌ها، کالاها و خدمات غیرقابل تجارت هستند که شامل زیرساخت‌ها، حقوق مالکیت، مقررات، نیروی کار ماهر و غیره است (هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹). هدف این شاخص نشان‌دادن ویژگی‌های تولید سیستم اقتصادی با درنظر گرفتن قابلیت‌ها و توانایی‌های یک کشور است (هاسمن و همکاران[3]، ۲۰۱۱؛ منوندو و ریکوناسیلونتا[4]، ۲۰۱۳)؛ بنابراین، پیچیدگی اقتصادی شاخصی از تولید دانش محور یک کشور است؛ به‌عبارت دیگر، پیچیدگی اقتصادی را می‌توان به‌عنوان یک ساختار تولیدی دانش محور و مبتنی‌بر مهارت با سطح تولیدی کارآمد تعریف کرد. مقدار بالای این شاخص نشانهٔ توانایی‌های بسیار پیچیدهٔ ساختار تولیدی کشور است (سوییت و ماگیو[5]، ۲۰۱۵).

در شرایط بالا بودن پیچیدگی اقتصادی، در اقتصاد انتظار می‌رود تغییرات ساختاری باعث کاهش سطح آلودگی CO2 در یک کشور توسعه‌یافته شود؛ زیرا این فرآیند انتقال از اقتصاد انرژی–محور به اقتصاد تکنولوژی–

---

[1]. Apergis & Payne
[2]. Ang
[3]. Hausmann et al.
[4]. Minondo & RequenaSilvente
[5]. Sweet & Maggio

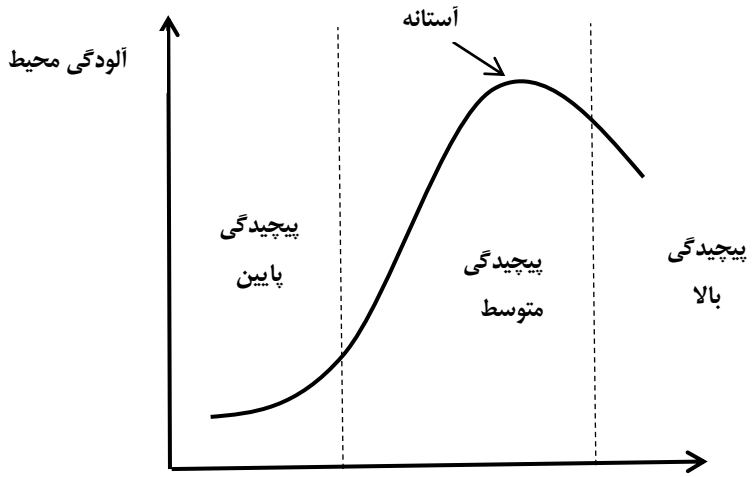
محور را نشان می‌دهد. با این‌وجود، اگر سیاست‌گذاران مقررات زیست‌محیطی را در این فرآیند اجرا نکنند، ممکن است بهبودی در کیفیت محیط‌زیست مشاهده نشود. اگر کشوری فقیر یا درحال توسعه باشد، باید انتظار داشت که با افزایش پیچیدگی اقتصادی، سطح آلودگی CO2 تا رسیدن به مرحلهٔ خاصی از توسعه افزایش یابد. با اطمینان از تحول ساختاری و افزایش تولید مبتنی‌بر دانش، مهارت و فناوری، این امکان وجود دارد تا کاهش آلودگی CO2 را مشاهده کرد. از این‌منظر، سطح بالاتری از پیچیدگی اقتصادی انتظار می‌رود که انتشار CO2 در کشورهای توسعه‌یافته را کاهش دهد. البته، این ارتباط به اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی بستگی زیادی دارد (دیندا[1]، ۲۰۰۴).

تفاوت در ECI نشان‌دهندهٔ پیچیدگی و تنوع صادرات هر کشور است (سوارت و برینکمن[2]، ۲۰۲۰)؛ از یک‌سو با افزایش پیچیدگی اقتصادی، تنوع محصول افزایش می‌یابد و تولید بیشتر منجر به افزایش سطح آلودگی محیط‌زیست می‌شود؛ از سوی دیگر، ECI می‌تواند بر کیفیت محیط‌زیست تأثیر مثبت داشته باشد؛ زیرا شامل فعالیت‌های تحقیق و توسعه و توانایی‌های پشتیبانی از محصولات دوست‌دار محیط‌زیست و فناوری‌های پاک است. علاوه‌بر این، افزایش پیچیدگی اقتصادی به‌معنای تغییر در ساختار اقتصاد و متنوع شدن تولید و تمرکز بر کالاهای صنعتی و پیچیده‌تر است. به‌بیان دیگر، ساختار پیچیده‌تر تولید، بهره‌وری در فعالیت‌های تولیدی را افزایش و مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن را کاهش می‌دهد (نیگو و تئودورو، ۲۰۱۹).

در نمودار ۱، می‌توان ارتباط میان شاخص ECI و تخریب محیط‌زیست را مشاهده کرد. در اولین مرحلهٔ توسعهٔ اقتصادی، فرآیند تولید در اقتصادهای با کشاورزی ساده، آلودگی محیط‌زیست کمتری ایجاد می‌کند. در مراحل بعدی توسعهٔ اقتصادی، اقتصادها با افزایش صنعتی‌شدن و تنوع محصولات، پیچیده‌تر می‌شوند. در این رابطه، مقدار پایین و متوسط شاخص پیچیدگی اقتصادی، تخریب محیط‌زیست را افزایش می‌دهد. بعد از گذارندن از یک حد آستانه‌ای خاص، افزایش ECI می‌تواند ازطریق توسعهٔ تکنولوژی، دانش و سرمایهٔ انسانی از تخریب محیط‌زیست جلوگیری کند (سوارت و برینکمن، ۲۰۲۰). فناوری‌های جدید که با تغییر ساختار در این فرآیند ظهور می‌کنند جایگزین فناوری‌های قدیمی شده و موجبات کاهش آلودگی را فراهم می‌آورند؛ بنابراین ECI متوسط و بالا، فناوری‌های با آلودگی کمتر و دانش لازم برای بهبود استانداردهای زیست‌محیطی را ارائه می‌دهد.

---

[1]. Dinda
[2]. Swart & Brinkmann



نمودار ۱. رابطه شاخص پیچیدگی اقتصادی و آلودگی محیطزیست (منبع: نتایج مطالعهٔ پاتا، ۲۰۲۰).

Diag. 1: The EKC Relationship between Economic Complexity and Environmental Pollution (Source: The results of the Pata study, 2020).

انرژی هم‌چنین نقش مهمی در توسعهٔ اقتصادی و آلودگی محیطزیست دارد. مقدار زیاد مصرف انرژی در فعالیت‌های اقتصادی منجر به انتشار بیشتر CO2 می‌شود (هاسب و همکاران[1]، ۲۰۱۸؛ پاتا ۲۰۱۸). در فرآیند تولید صنعتی، استفاده بیش از حد از سوخت‌های فسیلی باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود و با ایجاد تغییرات آب‌وهوایی و عدم تعادل زیست‌محیطی از رشد پایدار جلوگیری می‌کند (پاتا[2]، ۲۰۲۰).

یکی دیگر از عوامل مهم تخریب محیطزیست، سطح توسعهٔ اقتصادی است. به‌طور خاص، هزینه‌های اکولوژیکی و زیست‌محیطی توسعهٔ اقتصادی نگران‌کننده است (شهباز و همکاران[3]، ۲۰۱۸). رابطهٔ Uمعکوس (منحنی زیست کوزنتس) میان شاخص‌های مختلف آلودگی محیطزیست و توسعهٔ اقتصادی ابتدا توسط «گروسمن» و «کروگر»[4] (۱۹۹۱) مورد آزمون قرار گرفت. این رابطه نشان می‌دهد که آلودگی محیطزیست ابتدا با افزایش سطح توسعهٔ افزایش می‌یابد و سپس با رسیدن توسعهٔ اقتصادی به سطح آستانه‌ای مشخصی، تخریب محیطزیست کاهش می‌یابد. علاوه‌بر این، اخیراً برخی از محققان شاخص پیچیدگی اقتصادی را به‌عنوان شاخص توسعهٔ اقتصادی در تجزیه و تحلیل فرضیهٔ کوزنتس قرار داده‌اند (نیگو، ۲۰۱۹؛ چو، ۲۰۲۰؛ سوارت و برینکمن، ۲۰۲۰).

[1]. Haseeb et al.
[2]. Pata
[3]. Shahbaz et al.
[4]. Grossman & Krueger

۲-۲. مطالعات پیشین

«شهزاد» و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های فصلی در بازهٔ زمانی ۱۹۶۵:۱ تا ۲۰۱۷:۴م. و «الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کوانتایل»[2] و «آزمون علیت گرنجری کوانتایل»[3] به بررسی ارتباط میان پیچیدگی اقتصادی، سوخت‌های فسیلی و اثرات زیست‌محیطی در آمریکا پرداخته‌اند. نتایج حاصل از الگو نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی و مصرف سوخت‌های فسیلی به‌طور قابل‌توجهی اثرات زیست‌محیطی را در آمریکا افزایش می‌دهد. علاوه‌بر این، نتایج بیانگر وجود رابطهٔ علّی بین پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی با اثرات زیست‌محیطی است.

«احمد» و همکاران (۲۰۲۱) ارتباط بین پیچیدگی اقتصادی، کیفیت نهادی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی را بر تخریب محیطزیست در کشورهای درحال ظهور در سال‌های ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۷م. بررسی می‌کنند. برای این‌منظور از «الگوی خودتوصیح باوقفه مقطعی[4] (CS-ARDL)» استفاده شده است. نتایج تحلیل نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی تخریب محیطزیست را افزایش می‌دهد، درحالی‌که سطح بالای پیچیدگی اقتصادی اثرات زیست‌محیطی را کاهش می‌دهد؛ هم‌چنین یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که کیفیت نهادی با تعدیل ارتباط بین پیچیدگی اقتصادی و تخریب محیطزیست، پایداری محیطزیست را ارتقا می‌بخشد و وجود رابطهٔ Uوارون بین اثرات زیست‌محیطی و رشد اقتصادی وجود دارد.

«ایکرام» و همکاران[5] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی تغییرات ساختاری و فعالیت‌های اقتصادی بر محیطزیست در ژاپن می‌پردازند. نویسندگان به‌جای استفاده از عوامل سنتی اقتصادی و زیست‌محیطی، از پیچیدگی اقتصاد و اثرات زیست‌محیطی به‌عنوان عوامل کلیدی استفاده کرده‌اند. با استفاده از داده‌های اطلاعاتی در بازهٔ زمانی ۲۰۱۷-۱۹۶۵م. و به‌کارگیری ARDL کوانتایل به این نتیجه دست‌یافتند که بین رشد اقتصادی و محیطزیست هم در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطهٔ مثبت نامتقارن وجود دارد؛ هم‌چنین علّیت دوطرفه بین رشد اقتصادی، پیچیدگی اقتصادی و اثرات زیست‌محیطی تأیید می‌شود.

«نواز» و همکاران[6] (۲۰۲۰) به بررسی اثرات نامتقارن غیرخطی بین فراوانی منابع طبیعی و تقاضای انرژی با درنظر گرفتن قیمت انرژی، رشد اقتصادی، تنوع صادرات و پیچیدگی اقتصادی می‌پردازند. با استفاده از داده‌های فصلی در بازهٔ زمانی ۲۰۱۸- ۱۹۷۲م. و ARDL کوانتایل به این نتایج دست‌یافتند: قیمت انرژی و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تأثیر مثبت دارد؛ تنوع صادراتی، مصرف انرژی را به‌طور ناچیزی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، اما پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی تأثیر منفی می‌گذارد؛ هم‌چنین رابطهٔ علّی یک‌طرفه از فراوانی منابع طبیعی به مصرف انرژی و علّیت یک‌طرفه از پیچیدگی اقتصادی به مصرف انرژی را نشان می‌دهد.

---

1. Shahzad et al.
2. Quantile Autoregressive Distributed Lag (QARDL)
3. Quantile Granger Causality Test
4. Crosssectional Autoregressive Distributed lags (CS-ARDL)
5. Ikram et al.
6. Nawaz et al.

«دانگ» و همکاران[1] (۲۰۲۰) تأثیر سیاست‌گذاری هدفمند کاهش انتشار آلودگی بخش صنعتی را از دیدگاه پیچیدگی اقتصادی در کشور چین مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از استفاده از اطلاعات پانل مربوط به دورهٔ زمانی ۱۹۹۹–۲۰۱۱م. و الگوی احتمال خطی با اثرات ثابت نشان می‌دهد ساختار صنعتی پیچیده‌تر با مصرف کمتر ذغال‌سنگ مرتبط است. به‌طورکلی، سیاست هدف کاهش انتشار آلودگی، تأثیر منفی بر صنایع جدید دارد؛ اما با این‌حال، این تأثیر منفی برای صنایع پیچیده‌تر، ضعیف‌تر است. تنها برای صنایع با پیچیدگی بسیار بالا، سیاست کاهش انتشار آلودگی می‌تواند عملکرد صنعت را بهبود بخشد.

«بوهاری» و همکاران[2] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای با توجه به متغیرهای باز بودن تجاری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کیفیت نهادی و پیچیدگی اقتصادی، ارتباط میان مصرف انرژی تجدیدناپذیر و تجدیدپذیر را با رشد اقتصادی برای ۳۲ کشور اروپایی در بازهٔ زمانی ۲۰۱۴–۱۹۹۵م. مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج حاصل از مدل رگرسیون چندبُعدی پانل نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، بازبودن تجاری و FDI و کیفیت نهادی باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود؛ هم‌چنین مصرف انرژی تجدیدپذیر درواقع بیشتر از انرژی تجدیدناپذیر برای رشد اقتصادی مؤثر است.

«کن» و «گازگور»[3] (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی ۲۰۱۴–۱۹۶۴م. به بررسی اثرات مصرف انرژی و پیچیدگی اقتصادی بر انتشار CO2 می‌پردازند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که فرضیهٔ کوزنتس در کشور فرانسه تأیید می‌شود و هم‌چنین نتایج حاکی از آن است که مصرف انرژی بر انتشار CO2 تأثیر مثبت دارد و با افزایش پیچیدگی اقتصادی، میزان انتشار CO2 در بلندمدت کاهش می‌یابد.

«اسدی» و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط میان مصرف انرژی، توسعهٔ مالی، رشد اقتصادی، قیمت انرژی و شهرنشینی طی دورهٔ ۱۹۷۰–۲۰۱۶م. با به‌کارگیری رهیافت آزمون کرانه‌ها و کاربرد آن در مدل‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل بیانگر تأثیر مثبت شاخص توسعهٔ مالی، رشد اقتصادی و شهرنشینی و تأثیر منفی قیمت نفت در بلندمدت بر مصرف انرژی است؛ هم‌چنین در کوتاه‌مدت رابطهٔ علّیت از توسعهٔ مالی به مصرف انرژی برقرار است.

«کهنسال» و «بهرامی‌نسب» (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و انتشار و مصرف سوخت‌های فسیلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته‌اند. بدین‌منظور از متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، انتشار سرانهٔ دی‌اکسیدکربن، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، میزان صادرات و واردات و مصرف انرژی‌های فسیلی در دورهٔ زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۵م. استفاده شده است. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی حاکی از وجود ارتباط دو طرفه میان هر یک از متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی و انتشار دی‌اکسیدکربن است.

«نجاتی» و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی ۱۳۹۳–۱۳۷۵م. یک مدل رگرسیون به ظاهر نامرتبط به بررسی و ارزیابی تأثیر رشد تولیدات و مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بخش‌های مختلف اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج برآورد رگرسیون حاکی از آن است که مصرف انرژی رابطهٔ مثبت و معناداری با انتشار

---

[1]. Dong et al.
[2]. Buhari et al.
[3]. Can & Gozgor

دی‌اکسیدکربن دارد؛ اما مصرف انرژی در بخش های مختلف اثر یکسانی بر آلودگی ندارد؛ هم‌چنین رابطهٔ بین آلودگی و رشد اقتصادی در بخش‌های کشاورزی، نفت، حمل‌ونقل به‌صورت Nمعکوس است. منحنی Nشکل معکوس به این مفهوم می‌باشد که آلودگی در ابتدا همراه با افزایش تولید در بخش‌های اقتصادی کاهش‌یافته، سپس افزایش و سرانجام دوباره با بهبود تولید، کاهش می‌یابد.

«کهنسال» و «شایان‌مهر» (۱۳۹۵) در پژوهشی به‌منظور بررسی اثر متقابل مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیطزیست برای ۹ کشور منتخب درحال توسعه از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی برای داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی طی دورهٔ ۲۰۱۱-۲۰۰۰م. استفاده کرده‌اند. نتایج بیانگر آن است که مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیطزیست هر کشور تحت‌تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیطزیست کشورهای مجاور قرار دارد؛ هم‌چنین براساس یافته‌های این پژوهش می‌توان بیان کرد یک رابطهٔ علت و معلولی دوطرفه میان رشد اقتصادی و آلودگی محیطزیست و هم‌چنین میان آلودگی محیطزیست و مصرف انرژی وجود دارد.

با بررسی مطالعات پیشین در ایران، مشاهده گردید که از شاخص پیچیدگی اقتصادی به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر محیطزیست استفاده نشده است؛ بنابراین در این مطالعه با درنظر گرفتن شاخص پیچیدگی اقتصادی به بررسی ارتباط آن با انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران پرداخته شده است.

۳. روش تحقیق

در مدل‌سازی روابط بین متغیرهای توضیحی (پیچیدگی اقتصادی، تولید ناخالص داخلی، و شدت انرژی) و متغیر وابسته (انتشار دی‌اکسیدکربن)، این مقاله از الگوی غیرخطی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (NARDL) توسعه داده شده توسط «شین» و همکاران[1] (۲۰۱۴) استفاده می‌کند. مدل NARDL حالت نامتقارنی از مدل ARDL است که جهت بررسی روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاربرد دارد. رهیافت NARDL برتری‌هایی نسبت به مدل‌های سنتی دارد. الگوی غیرخطی برای متغیرها با درجهٔ هم‌جمعی مختلف صفر I(0) و یک I(1) قابل کاربرد است. این رهیافت به‌طور هم‌زمان هم‌جمعی و عدم تقارن را تخمین می‌زند؛ هم‌چنین این رهیافت نتایج معتبر و کارا را برای نمونه‌های کوچک ارائه می‌دهد (شین و همکاران، ۲۰۱۴).

عوامل مهم و مؤثر بر انتشار کربن شامل اثر ساختاری، اثر شدت انرژی، اثر مقیاس تولید و اثر ضریب انتشار است (سون و همکاران[2]، ۲۰۱۱). درواقع تولید ناخالص داخلی رونق و سطح فعالیت اقتصادی را نشان می‌دهد، و شدت انرژی سطح تکنولوژی انرژی را نشان می‌دهد (وانگ و لین[3]، ۲۰۱۷)؛ هم‌چنین، شاخص پیچیدگی اقتصادی اثر تغییر ساختار و تغییر ضریب انتشار را دربر دارد (شهزاد و همکاران، ۲۰۲۱). معادلهٔ (۱) رگرسیون اصلی برای رهیافت الگوسازی این پژوهش را نشان می‌دهد.

---

[1]. Shin et al.
[2]. Sun et al.
[3]. Wang & Lin

$$LCO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 ECI_t + \beta_3 LEI_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

به‌طوری‌که LCO_2 لگاریتم انتشار دی‌اکسیدکربن (میلیون تن دی‌اکسیدکربن)، LGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی (میلیون ریال)، ECI شاخص پیچیدگی اقتصادی، LEI لگاریتم شدت انرژی (نسبت مصرف انرژی به واحد میلیون تن معادل نفت‌خام به GDP)، و ε جزو خطا را نشان می‌دهد.

ابتدا رهیافت آزمون کرانه‌ای غیرخطی شین و همکاران (۲۰۱۴) به‌صورت الگوی توسعه‌یافتهٔ «پسران» و همکاران[1] (۲۰۰۱) برای بررسی رابطهٔ هم‌جمعی به‌کار برده شده است. معادلهٔ (۲) مدل تصحیح خطای غیرمقید خطی[2] (UECM) برای این مطالعه را نشان می‌دهد.

$$\Delta LCO_{2t} = \partial_0 + \rho_1 LCO_{2t-1} + \beta_1 LGDP_{t-1} + \beta_2 ECI_{t-1} + \beta_3 LEI_{t-1} + \sum_{i=0}^{q} \theta_1 \Delta LCO_{2t-i} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_1 \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_2 \Delta ECI_{t-i}^{-} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_3 \Delta LEI_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

شین و همکاران (۲۰۱۴) الگوی UECM غیرخطی را با استفاده از تجزیهٔ شوک‌های متغیرهای مستقل منتخب به اجزای مثبت و منفی توسعه دادند. رهیافت NARDL متغیرهای مستقل را به تغییرات مثبت و منفی تجزیه می‌کند تا نشان دهد که آیا آن‌ها اثر غیرخطی بر متغیر وابسته دارند. با توجه به رابطهٔ (۳)، متغیرهای مستقل منتخب به اجزای مثبت و منفی تجزیه می‌شوند:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_t^+, 0)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_t^-, 0) \quad (۳)$$

به‌طوری‌که x متغیرهای توضیحی موردنظر (GDP و ECI) برای تجزیه به شوک‌های مثبت و منفی را نشان می‌دهد. x_t^+ مجموع جزئی تغییرات مثبت است که به‌طورکلی روند صعودی دارد، و x_t^- مجموع جزئی تغییرات منفی است که به‌طورکلی روند نزولی دارد. با توجه به مبانی نظری و متفاوت بودن اثر پیچیدگی اقتصادی و سطح تولید اقتصادی بر شاخص‌های محیطزیست، در این مطالعه چگونگی تأثیر این متغیرها بر انتشار دی‌اکسیدکربن به‌صورت نامتقارن و لحاظ شوک‌های مثبت و منفی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مدل ARDL(p,q) با درنظر گرفتن مؤلفه‌های مثبت و منفی که از رابطهٔ بالا استخراج شده است به الگوی NARDL(p,q) به‌صورت معادلهٔ (۴) تبدیل می‌شود:

$$LCO_{2t} = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j LCO_{2t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\beta_{1j}^{+} LGDP_{t-j}^{+} + \beta_{1j}^{-} LGDP_{t-j}^{-} + \beta_{2j}^{+} ECI_{t-j}^{+} + \beta_{2j}^{+} ECI_{t-j}^{+} + \beta_{3j} LEI_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (۴)$$

به‌طوری‌که p و q تعداد وقفهٔ بهینه، φ_j ضریب وقفه‌های متغیر وابسته، β_{ij} ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیرهای مستقل و ε_t جملهٔ اخلال است.

---

[1]. Pesaran, et al.
[2]. Unrestricted Error Correction Model

بسط الگوی UECM با اجزای مثبت و منفی متغیرها $(GDP^+, GDP^-, ECI^+, ECI^-)$ براساس الگوی شین و همکاران (۲۰۱۴) در تساوی زیر مشخص شده است.

$$\Delta LCO_{2t} = \partial_0 + \rho_1 LCO_{2t-1} + \beta_1^+ LGDP_{t-1}^+ + \beta_1^- LGDP_{t-1}^- + \beta_2^+ ECI_{t-1}^+ + \beta_2^- ECI_{t-1}^- + \beta_3 LEI_{t-1} + \sum_{j=0}^{p-1} \theta_j \Delta LCO_{2t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{1j}^+ \Delta LGDP_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{1j}^- \Delta LGDP_{t-i}^- + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{2j}^+ \Delta ECI_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{2j}^- \Delta ECI_{t-i}^- + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_3 \Delta LEI_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

به‌طوری‌که

$$\rho = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j - 1\,,\ \theta_j = \sum_{i=j+1}^{p} \varphi_i\ ,\ \beta_i^+ = \sum_{j=0}^{q} \beta_j^+ , \beta_i^- = \sum_{j=0}^{q} \beta_j^-\ ,\ \beta'^+_i = \frac{\beta_i^+}{\rho}\ ,\ \beta'^-_i = \frac{\beta_i^-}{\rho}$$

در معادلهٔ بالا β_i پارامترهای با وقفهٔ توضیحی نامتقارن و α_{ij} پارامترهای کوتاه‌مدت، و β'^+_i ,β'^-_i ضرایب بلندمدت را نشان می‌دهند. تجزیه و تحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت با تأثیر فوری شوک متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته و ارزیابی عدم تعادل و سرعت بازگشت به سطح تعادلی ارتباط دارد. P و q وقفهٔ بهینه برای متغیرهای توضیحی است. وقفه‌ها براساس معیار «آکائیک (AIC)»[1] انتخاب شده‌اند. ضرایب نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها با آزمون «والد»[2] بررسی می‌شوند.

با استفاده از معادلهٔ بالا آزمون کرانه‌ای NARDL برای تجزیه و تحلیل روابط هم‌جمعی بلندمدت به‌کار برده شده است. براساس مطالعهٔ پسران و همکاران (۲۰۰۱)، وجود رابطهٔ بلندمدت نامتقارن بین متغیرها ازطریق آمارهٔ F برای آزمون معنی‌داری سطوح با وقفهٔ متغیرها در یک الگوی تصحیح خطا (UECM) مورد بررسی قرار می‌گیرد. اگر آمارهٔ محاسباتی بیشتر از کران بالا باشد، فرضیهٔ صفر رد می‌شود و یک رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها وجود دارد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). آزمون هم‌جمعی مبتنی‌بر مطالعهٔ شین و همکاران (۲۰۱۴) به آزمون کرانه‌ای تأکید دارد که به‌طور مشترک با تمام سطوح مقادیر باوقفهٔ متغیرهای مستقل برای هم‌جمعی نامتقارن بلندمدت انجام می‌شود. فرضیهٔ صفر (عدم وجود هم‌جمعی) برای آزمون F به این‌صورت بیان می‌شود که $\rho = \beta^+ = \beta^- = 0$.

درصورت تأیید رابطهٔ هم‌جمعی، وجود رابطهٔ نامتقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت باید بررسی شود. بر اساس دو فرض صفر زیر، به‌ترتیب وجود رابطهٔ نامتقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت آزمون می‌شود:

$$H_0: \frac{\beta^+}{\rho} = \frac{\beta^-}{\rho} \qquad H_0: \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_j^- \quad (۶)$$

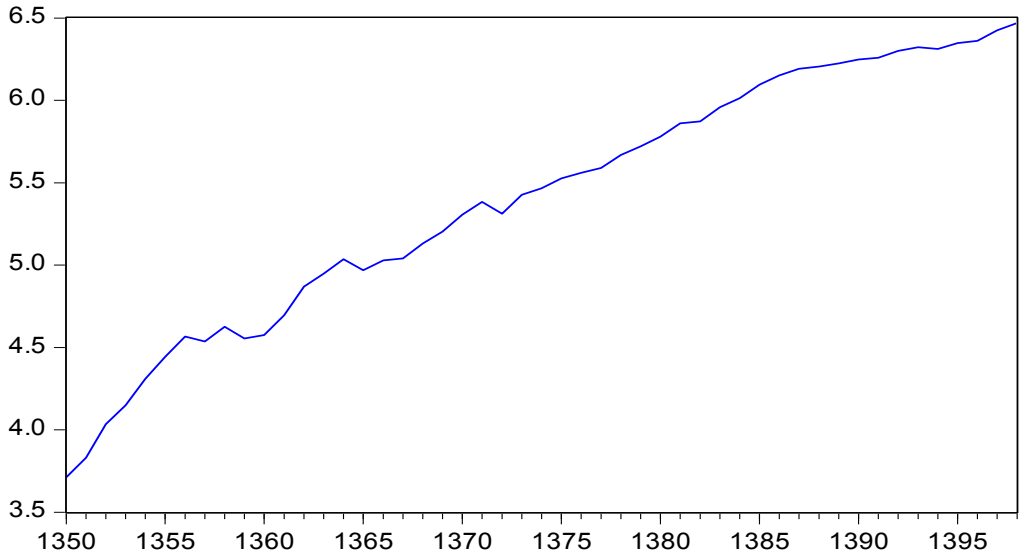
---

1. Akaike Information Criterion
2. Wald

۴. داده‌ها و نتایج تجربی

دورهٔ زمانی مورد بررسی در این تحقیق سال‌های ۹۸-۱۳۵۰ هـ.ش. بوده و داده‌ها با تواتر سالانه مورداستفاده قرار گرفته است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی از آمارهای اقتصادی بانک مرکزی ایران، و داده‌های مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن از آمارهای بانک جهانی[1] به‌دست آمده است. داده‌های شاخص پیچیدگی اقتصادی از پایگاه اطلس پیچیدگی اقتصادی[2] به‌دست آمده است. قابل ذکر است متغیرهای تحقیق به‌صورت لگاریتمی استفاده شده است. با توجه به روند انتشار متغیر وابسته و شرایط اقتصاد ایران یک متغیر مجازی برای سال ۱۳۵۷ و ۱۳۵۹هـ.ش. تعریف شده است.

در نمودار (۲) و (۳) روند زمانی انتشار دی‌اکسید کربن و شاخص پیچیدگی اقتصادی طی دورهٔ مورد بررسی نشان داده شده است. با توجه به نمودار (۲) انتشار دی‌اکسیدکربن طی دورهٔ مورد بررسی روند افزایشی دارد. همان‌گونه که در نمودار (۳) مشخص است، پیچیدگی اقتصادی طی دورهٔ مورد بررسی دارای نوسان بوده و در بعضی دوره‌ها افزایش و برخی دوره‌ها کاهش می‌یابد اما، به‌طورکلی پیچیدگی اقتصادی در اقتصاد ایران در سال‌های اخیر روند افزایشی داشته است.

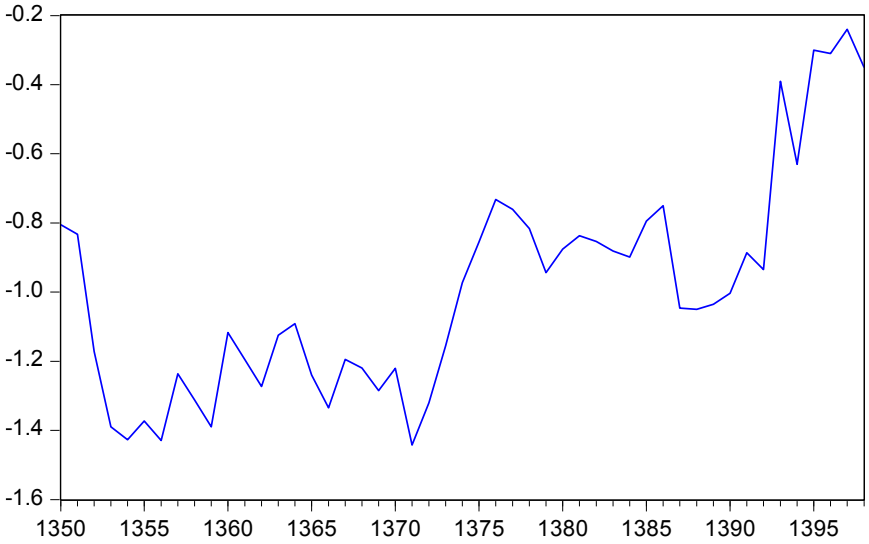


نمودار ۲: روند زمانی انتشار دی‌اکسید کربن (منبع: World bank).

Diag. 2: Time Trend of Carbon Dioxide Emissions (Source: World Bank).

[1]. World Bank. World Development Indicators

[2]. Atlas of Economic Complexity. Available online: https://atlas.cid.harvard.edu/countries/



نمودار ۳: روند زمانی شاخص پیچیدگی اقتصادی در ایران. (منبع: Atlas of Economic Complexity).

Diag. 3: Time Trend of Economic Complexity Index (Source: Atlas of Economic Complexity).

۴-۱. آزمون داده‌ها

به‌منظور بررسی ویژگی سری‌های زمانی متغیرها و جهت تعیین درجهٔ انباشتگی متغیرها ابتدا باید پایایی آن‌ها بررسی شود. برای بررسی پایایی متغیرهای مورداستفاده در این تحقیق از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF: Augmented Dickey-Fuller) و آزمون فلیپس پرون (PP: Philips, Pron) استفاده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود متغیر LCO_2 پایا از درجهٔ صفر و سایر متغیرها پایا از درجهٔ یک هستند (جدول ۱).

جدول ۱: بررسی پایایی متغیرهای الگوی تحقیق.

Tab. 1: Unit root test results.

متغیرها	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF		آزمون فلیپس پرون PP		وضعیت پایایی
	آمارهٔ آزمون در سطح متغیرها	آمارهٔ آزمون در تفاضل مرتبه اول	آمارهٔ آزمون در سطح متغیرها	آمارهٔ آزمون در تفاضل مرتبه اول	
LCO_2	۳/۵۰(۰/۰۱)	–	۳/۵۶(۰/۰۱)	-	I(0)
LGDP	-۰/۷۲(۰/۸۳)	-۴/۸۵(۰.۰۰)	-۰/۷۲(۰/۸۳)	-۴/۸۷(۰.۰۰)	I(1)
LEI	-۲/۷۴(۰/۰۷)	-۵/۹۹(۰.۰۰)	-۳/۳۱(۰/۰۱)	-	I(1)
ECI	-۱/۱۸(۰/۶۷)	۷/۹۹(۰.۰۰)	-۱/۲۵(۰/۶۴)	۷/۹۵(۰.۰۰)	I(1)
$LGDP^+$	-۱/۲۳(۰/۶۵)	-۵/۱۲(۰.۰۰)	-۱/۷۲(۰/۴۱)	-۶/۸۳(۰.۰۰)	I(1)
$LGDP^-$	-۳/۵(۰/۰۱)	–	-۲/۱۶(۰/۲۲)	-۴/۴۴(۰/۰۰)	I(1)
ECI^+	۰/۵۶(۰/۹۸)	-۳/۷۷(۰.۰۰)	۰/۶۱(۰/۹۸)	-۷/۸۱(۰.۰۰)	I(1)
ECI^-	-۲/۰۶(۰/۲۵)	-۷/۴۶(۰.۰۰)	-۲/۲۵(۰/۱۹)	-۱۲/۳۵(۰.۰۰)	I(1)

اعداد داخل پرانتز سطح اطمینان را نشان می‌دهد. (منبع: نتایج تحقیق).

۴-۲. برآورد الگو و تحلیل نتایج

برای تعیین وجود رابطهٔ هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها از آزمون هم‌جمعی کرانه‌ای ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده است. اگر آمارهٔ F محاسباتی بیشتر از کرانهٔ بالایی باشد، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌جمعی رد می‌شود. نتایج آزمون F نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها وجود دارد، زیرا آمارهٔ F محاسباتی بالاتر از مقدار بحرانی محدودهٔ بالایی است (جدول ۲).

جدول ۲: آزمون هم‌جمعی ARDL.

Tab. 2: Bounds test for cointegration in the ARDL.

مقدار آمارهٔ F	سطح معنی‌داری ۵٪		سطح معنی‌داری ۱٪	
	کران بالا	کران پایین	کران بالا	کران پایین
۱۸/۵۲	۳/۲۸	۲/۲۷	۳/۹۲	۲/۸۸

(منبع: نتایج تحقیق).

باتوجه به تأیید وجود رابطهٔ بلندمدت نامتقارن بین متغیرها، الگوی موردنظر تحقیق برآورد شده و ضرایب بلندمدت برای تعیین رابطهٔ هم‌جمعی به‌دست می‌آید. براساس نتایج جدول (۳)، در بلندمدت همهٔ متغیرهای موردنظر اثر معنی‌دار بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارند. کشش بلندمدت شدت انرژی مثبت است و نیز بزرگ‌ترین ضریب را نسبت به سایر متغیرها دارد. این نشان می‌دهد که افزایش ۱٪ شدت انرژی به افزایش بیش از ۱٪ انتشار دی‌اکسیدکربن منجر خواهد شد.

جدول ۳: برآورد ضرایب بلندمدت حاصل از نتایج هم‌گرایی بلندمدت ARDL.

Tab. 3: Long run estimation results of ARDL Model.

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	آمارهٔ t
$LGDP^{+}$	۰/۹۸*	۳۶/۳۰
$LGDP^{-}$	۰/۹۰*	۲۲/۲۷
LEI	۱/۰۴*	۲۹/۳۹
ECI^{+}	-۰/۰۲*	-۳/۸۲
ECI^{-}	۰/۱۲*	۳/۶۱
Dum	۰/۰۴*	-۲/۷۳
C	۲۲/۲۲*	۳۵/۷۹

*معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهد. (منبع: نتایج تحقیق).

با توجه به‌وجود رابطهٔ بلندمدت، می‌توان الگوی تصحیح خطا را برآورد کرد، تا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به نوسانات بلندمدت آن‌ها مرتبط کرد. برآورد عبارت «تصحیح خطا (ECM)»، در سطح ۱٪ منفی و ازنظر آماری

معنی‌دار است، که بیانگر سرعت تعدیل متغیرها به سمت تعادل بلندمدت آن‌ها است. سرعت تعدیل برای بازگرداندن به تعادل بلندمدت در الگوی پویا تقریباً در هر دوره نسبت به دورهٔ قبل ۰/۸۷ است و حدود ۱/۵ دوره طول می‌کشد تا هرگونه شوک و عدم تعادل اصلاح شود (جدول ۴).

جدول ۴: نتایج برآورد ضرایب کوتاه‌مدت ARDL(4, 4, 2, 4, 4, 4).

Tab. 4: Short run estimation results of ARDL (4,4,2,4,4,4).

نام متغیر	ضرایب برآورد شده			
	وقفهٔ ۰	وقفهٔ ۱	وقفهٔ ۲	وقفهٔ ۳
ΔLCO_2	–	۰/۲۷(۵/۴۰)*	۰/۹۴(۱۶/۳۲)*	۰/۳۸(۴/۸)*
$\Delta LGDP^+$	۰/۹۸(۳۹/۹)*	−۰/۳۵(−۶/۰۱)*	−/۸۰(−۱۲/۷۶)*	−۰/۲۴(−۳/۳۵)*
$\Delta LGDP^-$	۰/۷۵(۳۰/۴۷)*	−۰/۳۷(−۷/۲۸)*	−۰/۷۷(−۱۲/۱)*	−۰/۵۳(−۶/۹)*
ΔECI^+	−۰/۰۲(−۳/۶۷)*	−۰/۰۴(−۷/۰)*	–	–
ΔECI^-	۰/۰۱(۱/۰۱)	−۰/۰۲(−۲/۲۹)*	−۰/۰۴(−۵/۶۱)*	−۰/۰۳(−۳/۹۲)*
ΔEI	۰/۹۵(۷/۴۷)*	−۰/۰۳۷(−۶/۹۷)*	−۰/۸۴(−۱۳/۱۲)*	−۰/۳۵(−۴/۵۸)*
ECM(-1)	−۰/۸۷(−۱۵/۵۷)			

اعداد داخل پرانتز آمارهٔ t را نشان می‌دهد. *معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهد. (منبع: نتایج تحقیق).

براساس نتایج جداول (۳) و (۴) تأثیر تغییرات مثبت تولید ناخالص داخلی در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت است و با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی، انتشار دی‌اکسیدکربن در بلندمدت و کوتاه‌مدت ۰/۹۸٪ افزایش خواهد یافت. با توجه به مطالعات قبلی (اسدی و همکاران، ۱۳۹۸؛ کهنسال و شایان‌مهر، ۱۳۹۵) رابطهٔ مثبت بین افزایش تولید و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران وجود دارد و این با مبانی نظری و نتایج موردانتظار هماهنگی دارد. تأثیر تغییرات منفی تولید ناخالص داخلی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بلندمدت و کوتامدت نیز مثبت به‌دست آمده است. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت با توجه به ارزان بودن انرژی در ایران، بهره‌وری مصرف انرژی پایین بوده و به‌صورت بهینهٔ مصرف نمی‌شود و باوجود کاهش تولید، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش می‌یابد. به‌طورکلی، ایران با توجه به‌شرایط توسعه‌یافتگی در بخش اول منحنی زیست‌محیطی کوزنتس قرار دارد که با افزایش تولید و رشد اقتصادی انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش می‌یابد؛ هم‌چنین، با افزایش شدت انرژی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش خواهد یافت.

پیچیدگی اقتصادی از یک‌طرف به افزایش کالاهای انرژی‌بر منجر شده و مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن را افزایش می‌دهد؛ ازطرف دیگر پیچیدگی اقتصادی به استفاده از تکنولوژی‌های جدید دلالت دارد و ممکن است رابطهٔ منفی با انتشار دی‌اکسیدکربن داشته باشد. برآورد ضرایب بلندمدت پیچیدگی اقتصادی نشان می‌دهد که با افزایش پیچیدگی اقتصادی، انتشار دی‌اکسیدکربن ۲٪ کاهش می‌یابد و با کاهش پیچیدگی اقتصادی، انتشار دی‌اکسیدکربن ۱۲ و ۱٪ در بلندمدت و کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد. قابل ذکر است که با توجه به پایین بودن میزان پیچیدگی اقتصادی در ایران، این شاخص ضریب کوچک‌تری را نسبت به سایر متغیرها دارد.

براساس مطالعهٔ «نیگو» و «تئودورو» (۲۰۱۹) افزایش پیچیدگی اقتصادی به‌معنای تغییر در ساختار اقتصاد و متنوع شدن تولید و تمرکز بر کالاهای صنعتی و پیچیده‌تر است و با ساختار پیچیده‌تر تولید، بهره‌وری می‌تواند در فعالیت‌های تولیدی افزایش‌یافته و مصرف انرژی در فرآیند تولید را کاهش دهد؛ بنابراین، اثر تکانهٔ مثبت در پیچیدگی اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن منفی و اثر تکانهٔ منفی برعکس است.

ضرایب شدت انرژی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب برابر ۱/۰۴ و ۰/۹۵٪ بوده و این مشخص است که با افزایش مصرف انرژی در فرآیند تولید، انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش می‌یابد. با توجه به ضریب مثبت و بزرگ شدت انرژی می‌توان گفت افزایش مصرف انرژی در فرآیند تولید از نوع انرژی‌های فسیلی بوده و انتشار بیشتر آلودگی را دربر دارد.

در جدول (۵) نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن و عدم تقارن شوک‌های تولید ناخالص داخلی و پیچیدگی اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان داده شده است. آزمون والد برای ضریب LGDP نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های مثبت و منفی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بلندمدت در ایران متقارن است. بر این‌اساس در صورت بروز شوک مثبت و منفی در LGDP، انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش می‌یابد. می‌توان قیمت پایین انرژی، کاربرد انرژی‌های آلاینده و پایین بودن بهره‌وری را از عواملی بیان کرد که باوجود شوک منفی تولید، افزایش در انتشار دی‌اکسیدکربن را سبب می‌شود. افزایش بروز شوک منفی نیز افزایش انتشار کربن اتفاق می‌افتد. هم‌چنین، اثر شوک مثبت و شوک منفی متفاوت از یکدیگر نیست؛ زیرا فرض صفر برابری ضرایب شوک‌های مثبت و منفی رد نمی‌شود؛ درحالی‌که فرض صفر برابری ضرایب شوک‌های مثبت و منفی پیچیدگی اقتصادی در بلندمدت رد می‌شود و درنتیجه اثر شوک‌های مثبت و منفی پیچیدگی اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن نامتقارن است و اثر تکانهٔ منفی پیچیدگی اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن بیش از اثر تکانهٔ مثبت پیچیدگی اقتصادی است.

جدول ۵: نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن و عدم تقارن متغیرهای توضیحی در مدل NARDL.

Tab. 5: The results of the Wald test to check the symmetry and asymmetry of the explanatory variables in the NARDL model.

متغیر	آماره χ^2	نتیجه
برابری ضرایب شوک مثبت و منفی LGDP	۱/۴۶(۰/۲۲)	تقارن
برابری ضرایب شوک مثبت ومنفی ECI	۱۵/۱۶(۰/۰۰)*	عدم تقارن

*معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهد. (منبع: نتایج تحقیق).

برای نشان‌دادن درستی ثبات الگو از آزمون‌های تشخیص استفاده شده است. آزمون‌های تشخیص نشان می‌دهد الگو ازلحاظ فرض‌های کلاسیک با مشکلی روبه‌رو نیست و فرضیهٔ صفر مبنی‌بر هم‌سانی واریانس، عدم وجود خودهم‌بستگی سریالی، توزیع نرمال، و وجود فرم تبعی مناسب رد نمی‌شود و اعتبار نتایج مشخص می‌شود (جدول ۶).

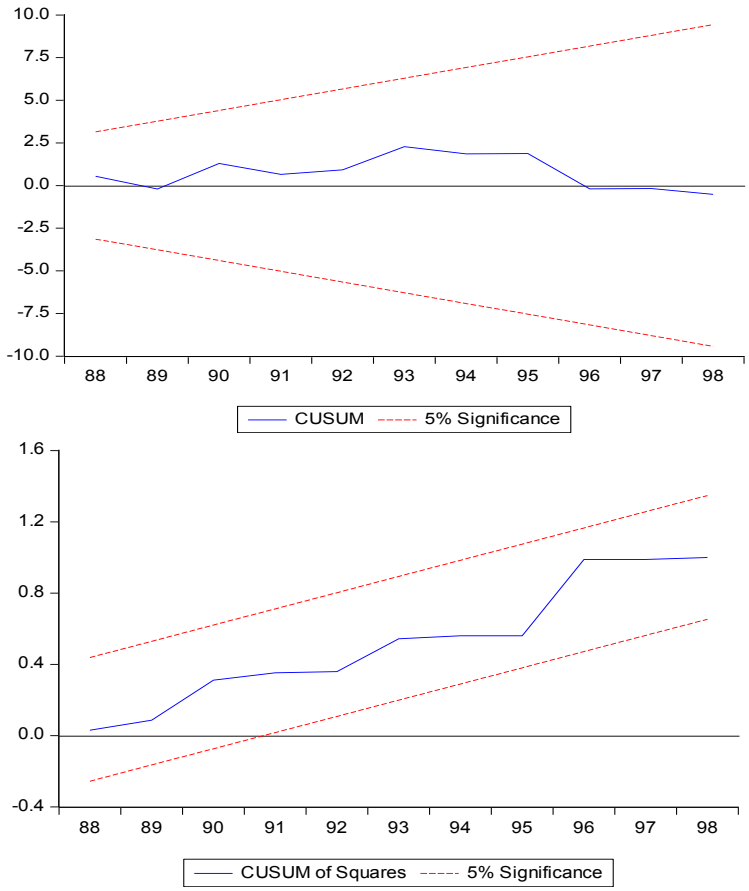
جدول ۶: نتایج آزمون‌های تشخیص

Tab. 6: The results of diagnostic tests.

آزمون تشخیص	مقدار آماره	سطح احتمال
ناهم‌سانی واریانس	۰/۶۶	۰/۸۲
خودهم‌بستگی	۳/۳۷	۰/۱۰
نرمال بودن جملات اخلال	۳/۶۰	۰/۱۶
فرم تبعی مناسب	۰/۳۰	۰/۷۴

(منبع: نتایج تحقیق).

به‌منظور بررسی ثبات ساختاری الگوی این تحقیق از آماره‌های پسماندهای تجمعی استاندارد شده (CUSUM) و مجذور آن (CUSUMQ) استفاده می‌شود (نمودار ۴). نمودارهای رسم‌شده بین دو ناحیهٔ بحرانی در سطح ۵٪ قراردارند و خطوط را قطع نمی‌کنند؛ بنابراین، الگوی برآوردی از ثبات لازم برخوردار است و پایداری مدل در بلندمدت مورد تأیید است.



نمودار ۴: بررسی پایداری ضرایب برآورد شده (CUSUM, CUSUMSQ)، (منبع: نتایج تحقیق).

Diag. 4: CUSM and CUSM squared Tests for the NARDL Model (Source: Research results).

۵. جمع‌بندی و پیشنهادها

تغییرات آب‌وهوایی و گرمایش زمین همراه با افزایش آگاهی از این مشکلات، تخریب محیطزیست را موردتوجه قرار داده است. اخیراً، تجزیه‌وتحلیل تأثیر پیچیدگی اقتصادی و تخریب محیطزیست موردتوجه تحقیقات قابل‌توجهی قرار گرفته است. سطح پیچیدگی اقتصادی نشان‌دهندهٔ ظرفیت کشورها و همچنین تنوع تولید کالاها را نشان می‌دهد. همچنین، بازدهی نسبت به مقیاس، ساختار و تغییرات تکنولوژیکی یک کشور را ارائه می‌کند. کشورها تلاش می‌کنند با کمک فعالیت‌های تحقیق و توسعهٔ محصولات پیشرفته‌تر و پیچیده‌تری تولید کنند که دارای فناوری‌های پیشرفته با آلایندگی کمتر باشند تا به بهره‌وری مصرف انرژی و کاهش آلودگی محیطزیست بیانجامد.

در این مطالعه با بهره‌گیری از الگوی غیرخطی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (NARDL)، رابطهٔ غیرخطی بین دی‌اکسیدکربن و متغیرهای توضیحی شامل پیچیدگی اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی در ایران برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۰هش. بررسی شده است.

بعد از انجام آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته، آزمون کرانه‌ای پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای تشخیص معناداری رابطهٔ بلندمدت استفاده شده است. نتایج آزمون هم‌جمعی کرانه‌ها وجود رابطهٔ بلندمدت غیرخطی و نامتقارن میان متغیرهای الگو را تأیید می‌کند. نتایج حاصل از برآورد الگو نشان می‌دهد که تأثیر تکانهٔ مثبت تولید ناخالص داخلی در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت است و با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی، انتشار دی‌اکسیدکربن در بلندمدت و کوتاه‌مدت ۰/۹۸٪ افزایش خواهد یافت. هم‌چنین تأثیر تکانه‌های منفی تولید ناخالص داخلی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بلندمدت و کوتامدت نیز مثبت به‌دست آمده است. ضرایب شدت انرژی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب برابر ۱/۰۴ و ۰/۹۵٪ بوده و این مشخص است که با افزایش مصرف انرژی در فرآیند تولید، انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش می‌یابد. برآورد ضرایب بلندمدت پیچیدگی اقتصادی نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در پیچیدگی اقتصادی، انتشار دی‌اکسیدکربن ۲٪ کاهش می‌یابد و با کاهش یک درصدی پیچیدگی اقتصادی، انتشار دی‌اکسیدکربن ۱۲ و ۱٪ در بلندمدت و کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد.

نتایج آزمون والد حاکی از آن است که اثر تکانه‌های مثبت و منفی تولید ناخالص داخلی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بلندمدت در ایران متقارن است. درحالی‌که فرضیهٔ صفر برابری ضرایب شوک‌های مثبت و منفی پیچیدگی اقتصادی در بلندمدت رد می‌شود و درنتیجه اثر شوک‌های مثبت و منفی پیچیدگی اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن نامتقارن است و اثر تکانهٔ منفی پیچیدگی اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن بیش از اثر تکانهٔ مثبت پیچیدگی اقتصادی است.

آلودگی هوا با سیاست‌گذاری‌های انرژی رابطهٔ تنگاتنگ دارد و یکی از مسائل کلیدی برای سیاست‌های انرژی است. بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته سیاست‌های دقیقی برای نقش سیستم انرژی در رسیدن به توسعهٔ پایدار تدوین کردند. این سیاست‌ها در جهت رسیدن به انرژی در دسترس، پاک و قابل‌اعتماد برنامه‌ریزی

شده‌اند. توسعهٔ تکنولوژی و فناوری، افزایش سطح دانش و مهارت نیروی کار می‌تواند در بلندمدت، میزان انتشار دی‌اکسیدکربن را کاهش دهد. از این جهت، حرکت به‌سمت اقتصاد با محصولات متنوع و دانش محور، به بهبود کیفیت محیطزیست کمک می‌کند و لازم است تا سیاست‌گذاران در کنار سایر اقدامات و سیاست‌هایی که در جهت کاهش آلودگی هوا انجام می‌دهند، به ساختار و فرآیند تولید و اقتصاد متکی بر دانش نیز توجه نمایند.

برای برنامه‌ریزی بهتر در جهت کاهش آلودگی هوا و بهبود کیفیت محیطزیست، عوامل موثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن و اقداماتی که باعث کاهش آن می‌شود، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. طی دهه‌های اخیر کیفیت محیطزیست یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاران در بسیاری از کشورهای جهان شده است و حرکت کشورها به‌سمت تغییرات ساختاری در تولید و اقتصاد دانش‌محور سبب شده است تا به بهبود کیفیت محیطزیست کمک شود. وجود رابطهٔ بلندمدت بین انتشار دی‌اکسیدکربن و متغیرهای اقتصادی مانند تولید و پیچیدگی اقتصادی برای سیاست‌گذاران و دولت در راستای اتخاذ سیاست‌های توسعهٔ پایدار دارای اهمیت است. با توجه به نتایج تحقیق شاخص پیچیدگی اقتصادی یکی از عوامل کنترل دی‌اکسیدکربن است؛ بنابراین تولید بیشتر کالاهای پیچیده که فناوری بالاتری را در خود نهفته دارد، می‌تواند به کاهش مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن منجر شود؛ از این‌رو، دولت می‌تواند با انجام معافیت‌های مالیاتی و اعطای یارانه برای آن‌دسته از شرکت‌هایی که از تکنولوژی جدید و انرژی پاک استفاده می‌کنند و هم‌چنین حمایت از محصولات دانش‌بنیان و برطرف کردن موانع صادرات این کالاها، در جهت کاهش آلودگی زیست‌محیطی و کاهش خطرات ناشی از آن گام بردارد. هم‌چنین، افزایش کارایی انرژی و استفاده از انرژی‌های پاک با توجه به اثری که بر کاهش شدت انرژی دارد باید در راستای کاهش انتشار دی‌اکسید کربن مدنظر قرار گیرد.

کتابنامه

– اسدی، علی؛ اسماعیلی، میثم؛ بخشور، فرجاد؛ و صادقپور، عسل، (۱۳۹۸). «بررسی عوامل موثر بر مصرف انرژی در ایران (با تأکید بر متغیر توسعهٔ مالی)». *فصلنامهٔ سیاست های مالی واقتصادی*، ۷ (۲۵)، ۱۷۷–۱۵۱.

– کهنسال، محمدرضا؛ و شایان‌مهر، سمیرا، (۱۳۹۵). «آثار متقابل مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیطزیست: کاربرد الگوی معادلات هم‌زمان فضایی داده‌های تابلویی». *پژوهشنامهٔ اقتصاد انرژی ایران*، ۵ (۱۹)، ۲۱۶–۱۷۹.

– کهنسال، محمدرضا؛ و بهرامی نسب، مهسا، (۱۳۹۸). «ارزیابی رابطه مصرف انرژی و آلودگی با رشد اقتصادی در راستای سیاست‌های کلی محیطزیست». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۷ (۲۸)، ۵۲۵–۵۰۰.

– نجاتی، مهدی؛ باوقار زعیمی، پگاه؛ و جلایی، عبدالمجید، (۱۳۹۸). «بررسی اثر رشد تولیدات و مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن با تأکید بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران». *نشریهٔ علمی جغرافیا و برنامه‌ریزی*، ۲۳ (۶۹)، ۲۸۲–۲۵۹.

- Adedoyin, F.; Agboola, Ph.; Ozturk, I.; Bekun, F. & Agboola, M. (2021). "Environmental Consequences of Economic Complexities in the EU Amidst a Booming Tourism Industry: Accounting for the Role of Brexit and other Crisis Events". *Journal of Cleaner Production,* 305: 1-10.

- Ahmad, M..; Majeed, A.; Huang, B., (2021). "An environmental impact assessment of economic complexity and energy consumption: Does institutional quality make a difference?". *Environmental Impact Assessment Review,* 89: 1-9.

- Ang, J. B., (2007). "CO2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France". *Energy Policy,* 35: 4772–4778.

- Apergis, N. & Payne, J. E., (2009). "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from the Commonwealth of Independent States". *Energy Economics,* 31: 641–647

- Asadi, A.; Esmaili, T. M.; Bakhshur, F. & Sadeghpur, A., (2019). "Investigation of Factors Affecting Energy Consumption in Iran (with Emphasis on Financial Development Variable)". *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies,* 7(25): 151-177, (In Persian).

- Atlas of Economic Complexity. Available online: https://atlas.cid.harvard.edu/countries/

- Bale, C. S. E.; Varga, L. & Foxon, T. J., (2015). "Energy and Complexity: New Ways forward". *Appl. Energy,* 138: 150–159

- Buhari, D.; Lorente, D, B. & Nasir, M. A., (2020). "European Commitment to COP21 and the Role of Energy Consumption, FDI, Trade and Economic Complexity in Sustaining Economic Growth". *Journal of Environmental Management,* 273 (2): 1-10.

- Can, M. & Gozgor, G., (2017). "The Impact of Economic Complexity on Carbon Emissions: Evidence from France". *Environ Sci Pollut Res,* 24 (19): 16364–16370.

- Chu, LK., (2020). "Economic Structure and Environmental Kuznets Curve Hypothesis: New Evidence from Economic Complexity". *Applied Economics Letters,* 28 (7): 612-616.

- Danish, U. R., (2020). "The Pathway Toward Pollution Mitigation: Does Institutional Quality Make a Difference?". *Business Strategy and the Environment,* 29(8): 3571-3583.

- Dinda, S., (2004). "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey". *Ecological Economics,* 49(4): 431–455.

- Dogan, B.; Driha, O. M.; Balsalobre Lorente, D. & Shahzad, U., (2020). "The Mitigating Effects of Economic Complexity and Renewable Energy on Carbon Emissions in Developed Countries". *Sustainable Development*, 1 (1): 1-12. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.110148.

- Dogan, B.; Saboori, B. & Can, M., (2019). "Does Economic Complexity Matter for Environmental Degradation? An Empirical Analysis for Different Stages of Development". *Environmental Science and Pollution Research*, 26(31): 31900– 31912.

- Dong, Zh.; Chen, W. & Wang, Sh., (2020). "Emission Reduction Target, Complexity and Industrial Performance". *Journal of Environmental Management,* 260 (1).

- Dong, Zh.; Chen, W. & Wang, Sh., (2020)." Emission Reduction Target, Complexity and Industrial Performance". *Journal of Environmental Management*, 260 (1): doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.110148.

- Fang, J.; Gozgor, G.; Mahalik, M. K.; Padhan, H. & Xu, R., (2021). "The Impact of Economic Complexity on Energy Demand in OECD Countries". *Environmental Science and Pollution Research,* 28: 33771-33780.

- Golpîra, H.; Khan, S. A. R. & Zhang, Y., (2018). "Robust Smart Energy Efficient Production Planning for a General Job-Shop Manufacturing System under Combined Demand and Supply Uncertainty in the Presence of Grid-Connected Microgrid". *Journal of Cleaner Production,* 202: 649-665.

- Grossman, GM. & Krueger, AB., (1991). "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement". *NBER Working Papers 3914*, National Bureau of Economic Research, Inc.

- Haseeb, A.; Xia, E.; Baloch M.A. & Abbas, K., (2018). "Financial Development, Globalization, and CO2 Emission in the Presence of EKC: Evidence from BRICS Countries". *Environmental Science and Pollution Research,* 25(31): 31283– 31296.

- Hausmann, R.; Hidalgo, CA., Bustos, S.; Coscia, M.; Chung, S.; Jimenez, J.; Simoes A. & Yildirim, M., (2011). *The Atlas of economic complexity*. Puritan Press, Cambridge.

- Hidalgo, C. A., (2021). "Economic Complexity Theory and Applications". *Nature Reviews Physics*, 3: 92-113. https://doi.org/10.1038/s42254-020-00275-1.

- Hidalgo, CA. & Hausmann, R., (2009). "The Building of Economic Complexity". *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America (PNAS):* 106 (26): 10570–10575.

- Ikram, M.; Xia, W.; Fareed, Z.; Shahzad, U. & Zahid Raigh, M., (2021). "Exploring The Nexus between Economic Complexity, Economic Growth and Ecological Footprint: Contextual Evidences From Japan". *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 47. https://doi.org/10.1016/j.seta.2021.101460

- Khan, S. A. R.; Jian, C.; Zhang, Y.; Kumar, A. & Sharif, A., (2019). "Environmental, Social and Economic Growth Indicators Spur Logistics Performance: from the Perspective of South Asian Association for Regional Cooperation Countries". *Journal of Cleaner Production*, 214: 1011-1023.

- Kohansal, M. & Bahraminasab, M., (2020). Evaluating the Relationship between Energy Consumption and Pollution with Economic Growth in Line with Overall Environmental". *Iranian Energy Economy Research Journal*, 5 (19): 179-216.

- Kohansal, M. & Shayanmehr, S., (2016). "The Interplay between Energy Consumption, Economic Growth and Environmental Pollution: Application of Spatial Panel Simultaneous-Equations Model". *Iranian Energy Economics*, 5(19): 179-216, (In Persian).

- Mealy, P. & Teytelboym, A.,(2020). "Economic Complexity and The Green Economy". *Research Policy*. https://doi.org/10.1016/j.respol.2020.103948.

- Minondo, A. & Requena-Silvente F., (2013). "Does Complexity Explain the Structure of Trade?". *Canadian Journal of Economics*, 46(3): 928–955.

- Nawaz, K.; Lahiani, A. & Roubaud, D., (2020). "Do Natural Resources Determine Energy Consumption in Pakistan? The Importance of Quantile Asymmetries". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.10.003

- Neagu, O. & Teodoru, M. C., (2019). "The Relationship between Economic Complexity, Energy Consumption Structure and Greenhouse Gas Emission: Heterogeneous Panel Evidence from the EU Countries". *Sustainability,* 11(2): 497-526.

- Neagu, O., (2019). "The Link between Economic Complexity and Carbon Emissions in the European Union countries: A Model based on the Environmental Kuznets Curve (EKC) Approach". *Sustainability*, 11(17): 1-27.

- Nejati, M.; Bavaghar Zaimi, P. & Jalaee, A., (2019). "The Investigation of The Impacts of Economic Growth and Energy Consumption on Carbon Dioxide emission in economic sections economic of Iran". *Geography and Planning*, 23(69): 259-282, (In Persian).

- Pata, U. K., (2020). "Renewable and Non-Renewable Energy Consumption, Economic Complexity, CO2 Emissions, and Ecological Footprint in the USA: Testing the EKC Hypothesis with a Structural Break". *Environmental Science and Pollution Research*, 28: 846-861.

- Pata, U., K. (2018). "The Effect of Urbanization and Industrialization on Carbon Emissions in Turkey: Evidence from ARDL Bounds Testing Procedure". *Environmental Science and Pollution Research*, 25(8): 7740–7747.

- Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. J., (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.

- Shahbaz, M.; Nasir, MA. & Roubaud, D., (2018). "Environmental Degradation in France: The Effects of FDI, Financial Development, and Energy Innovations". *Energy Economics,* 74(C): 843–857.

- Shahzad, U., (2020). "Environmental Taxes, Energy Consumption, and Environmental Quality: Theoretical Survey with Policy Implications". *Environmental Science and Pollution Research*, 27: 24848–24862. https://doi.org/10.1007/s11356-020-08349-4

- Shahzad, U.; Fareed, Z.; Shazad, F. & Shahzad, K., (2021). "Investigating the Nexus between Economic Complexity Energy Consumption and Ecological Footprint for the United

States: New Insights from Quantile Methods". *Journal of Cleaner Production,* 279. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.123806

- Shin, Y.; Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M., (2014). "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework". In: R. C. Sickles, & W. C. Horrace (Eds.): *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (Pp: 281-314). New York, NY: Springer (Springer, New York).

- Sun, W.-Q.; Cai, J.-J.; Mao, H.-J. & Guan, D.-J., (2011). "Change in Carbon Dioxide (CO2) Emissions from Energy Use in China's Iron and Steel Industry". *Journal of Iron and Steel Research International,* 18: 31-36.

- Swart, J. & Brinkmann, L., (2020). "Economic Complexity and the Environment: Evidence from Brazil". *Universities and Sustainable Communities: meeting the goals of the agenda 2030, Part of the World Sustainability Series book series*, 3-45.

- Sweet, C. & Maggio, DSE., (2015). "Do Stronger Intellectual Property Rights Increase Innovation?". *World Development*, 66: 665–677.

- Wang, A. & Lin, B., (2017). "Assessing CO2 emissions in China's commercial sector: Determinants and reduction strategies". *Journal of Cleaner Production,* 164: 1542–1552.

- World Bank. World Development Indicators Online Database. (2020). Available online: https://databank. worldbank.org/source/world-development indicators.

Vol. 11, No. 42, Summer (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Investigating the Sudden Changes in the Money on the Welfare cost of Inflation in Iran

Sabbaghchi-Firouzabad, M.[1], Tabataba'i Nasab, Z.[2], Alavirad, A.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25336.3375
Received: 2021.12.10; Accepted: 2022.01.31
Pp: 279-313

Abstract

The present study examines between inflation and prosperity for the Iranian economy in the Q1 1367 - Q1 1399 and its nonlinear relationship with increasing money with the Markov switching approach. For this purpose, using a standard method that was followed by Lucas (2000), Ireland (2009) and Mogliani and Urga (2018), two demand functions with full logarithm and semi-logarithmic specification are estimated. The results indicate a nonlinear relationship between the volume of money and the cost of inflation. Also, at the interest rate, 10% of inflation welfare costs for a complete logarithm model in the diet of 0.75% GDP in the diet were two 0.67% GDP and in the diet of 0,78% GDP. And for the semi-logarithmic model in the diet, 0.039% of GDP in the diet is two 0.036% GDP and in the diet of 0.031% GDP. In addition, an orientation in monetary policies and increasing the volume of money caused instability in the performance of money and the cost of inflation.

Keywords: Welfare Cost of Inflation, Money Demand, Markov Switching, Divisia Index.
JEL Classification: P36, E41, C24, E49.

1. Ph.D. student, Department of Economics, Abarkouh Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Humanities, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran (Corresponding Author).
Email: tabatabaienasab@iauyazd.ac.ir
3. Associate Professor Department of Economics, Abarkouh Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.

Citations: Sabbaghchi Firouzabad, M.; Tabataba'i Nasab, Z. & Alavi Rad, A., (2022). "Investigating the Sudden Changes in the Money on the Welfare cost of Inflation in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(42), 279-313 (doi: 10.22084/aes.2022.25336.3375).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4427.html?lang=en

1. Introduction

Economists have raised many issues about the cost of inflation and its effects on welfare under the title of welfare cost of inflation. In defining the welfare cost of inflation, it can be written that inflation in two ways can cause welfare reduction. The first is that households spend less time on manufacturing activity as inflation costs increase so they have more time to make deals .On the other way, inflation causes the demand for banking services to increase to save time on transactions. This causes scarce resources to be transferred from the manufacturing sector to the bank. This is a social loss, because if there was no inflation, these resources would be used directly in the production of goods and services. The money demand function is an important basis in the mechanism of transferring monetary policy to the real sector of the economy and must have the necessary stability. Because in this case, an accurate and accurate prediction of the effects of money supply changes on other macroeconomic variables such as prices and exchange rates can be provided. Therefore, irregularities in monetary policies and the increase in money and inflation resulting from it can lead to instability in the money demand function and affect the welfare cost of inflation. In this paper, we try to evaluate the nonlinear relationship between money and welfare cost of inflation with Markov Switching approach. For this purpose, the money demand function in Iran is estimated using Divisia index and then the welfare costs of inflation in the period (1988-2020) are calculated.

2. Materials and Methods

In order to calculate the welfare cost of inflation in this study, a standard method followed by Lucas (2000) and Ireland (2009) and Mogliani and Urga (2018) is used as follows:

if m(i) is the money demand function and Ψ (x) its inverse, then the welfare cost of inflation is

$$W(i) = \int_{m(i)}^{m(\cdot)} \Psi(x)dx \; = \int_{\cdot}^{i} m(x)dx - im(i) \qquad (1)$$

where w(i) is the welfare cost of inflation, expressed as a fraction of income.

Clearly, the first step in the calculation of the welfare cost of inflation is the estimation of a money demand function. In this regard, Lucas (2000) suggests two competing specifications. One is linear in the (natural) logarithms of m (the ratio of nominal money balances to nominal income, M/Y) and i (the short-term nominal interest rate)

$$Lnm = LnA - \eta Lni \qquad (2)$$

and the other specification links the logarithm of m to the level of i

$$Lnm = LnB - \xi i \qquad (3)$$

where A > 0 and B > 0 are constants. Eq. (2) was inspired by Meltzer (1963) and is known as the log-log (or double log) specification, whereas Eq. (3) was adapted from Cagan (1956) and is known as the semi-log specification. The key difference between the two specifications is the coefficient of the interest rate term. In Eq. (2), $\eta > 0$ measures the absolute value of the interest elasticity of money demand, while $\xi > 0$ in Eq. (3) measures

the absolute value of the interest semi-elasticity of money demand. Lucas (2000) shows that when the money demand function takes the log-log form the welfare cost of inflation is

$$W(i) = \int_{\cdot}^{i} Ax^{-\eta} dx - iAi^{-\eta} = A\left(\frac{\eta}{1-\eta}\right) i^{1-\eta} \quad (4)$$

and when it takes semi-log form the welfare cost of inflation is

$$W(i) = \left(\int_{\cdot}^{i} B^{-\xi x} dx - iBe^{-\xi x}\right) = \frac{B}{\xi}[1 - (1 + \xi i)e^{-\xi i}] \quad (5)$$

Thus, the welfare cost of inflation, w(i), can be obtained from Eqs. (4) and (5) by using estimated coefficients from Eqs. (2) and (3), respectively.

3. Data

In this research, the model model for welfare cost of inflation in Iran's economy is estimated by Markov Switching approach. For this purpose, in the first step, using Divisia sum and consumer surplus approach and compensatory changes of money demand specifications (Bamol-Tobin theory) with interest rate and money volume variables and using Markov method, self-regression switching is extracted from the demand function of money and in the second step, the welfare cost of inflation is calculated with the demand function derived from the consumer surplus. The data used in this study are based on the frequency of seasonal data for the period 1998-2020. OxMetrics software is used to estimate model patterns.

4. Discussion

Based on the results, the elasticity of money demand for both logarithmic and semi-logarithmic models was not statistically significant. Although estimating the elasticity of money demand for all models is not statistically significant, the results are consistent with Ireland (2009) and Dai and Serlitz (2019). Since the characteristics of the money demand function are very important in calculating the welfare cost of inflation. Another important point implies one of most famous monetary policy optimal rule Friedman (1969), I mean keeping nominal interest rates at zero levels for risk-free assets. According to this rule, social optimization is where the ultimate social benefit of keeping the last currency is equal to the ultimate cost of money from the community's point of view. Because the cost of generating the last currency for society is zero, so the ultimate social benefit of holding money or nominal interest rates should be zero. In such a political system, the inflation rate will be equal to the negative real interest rate, because the nominal interest rate is equal to the sum of the real interest rate and the inflation rate.

In fact, the optimal inflation rate is negative from Friedman's rule to reflect the increase in economic productivity, the lack of increase in economic productivity is similar to the GDP reduction, which indicates the increase in welfare expenditure.

5. Conclusion

In this study, we tried to calculate the welfare cost of inflation for Iran's economy during the period q1 1367 -q1 1399 with Markov switching approach. The calculations indicate that the welfare loss of rising inflation and moving away from optimal rule Friedman (1969) with the disregard of monetary policymakers leads to an increase in the welfare cost of inflation. Double-digit inflation rates themselves are evidence of this claim. The results show that in the interest rate of 10% of the welfare cost of inflation for logarithmic model in the regime of 0.75% of GDP in the regime two is 0.67% GDP and in the regime three is 0.78% GDP. Therefore, as the money increases, the welfare cost of inflation increases increasingly. At the interest rate of 10% with semi-logarithmic characteristics in the regime, one is equal to 0.039% OF GDP in the 0.036% GDP regime and 0.031% OF GDP in the three-point regime.

In our country, inflation is 36.9% of the welfare expenditure of the regime is 2.46% GDP and regime two is 2.21% GDP and the regime is 3.56% 2.56% of GDP in full logarithm. If inflation rises from 36% to 38%, the amount of 7524.3 billion Rials of GDP will be reduced. In other scenarios of this study, two other regimes of full logarithm, due to the decrease in the relationship between the growth of money volume and nominal interest rate, and its lack of deterrence, the reduction of GDP will be much greater and consequently the welfare cost of inflation will increase further. This decrease in GDP is considered as an increase in the welfare cost of inflation and as a tax loss of cash holding. That's why people are trying to take cash away from themselves. Hence, inflation targeting can be a solution.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۲، تابستان ۱۴۰۱

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

بررسی تغییرات ناگهانی حجم پول بر هزینهٔ رفاهی تورم در ایران*

محمد صباغچی‌فیروزآباد[۱]، زهره طباطبایی‌نسب[۲]، عباس علوی‌راد[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25336.3375
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۱۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۱
صص: ۳۱۳-۲۷۹

چکیده

پژوهش حاضر دادوستد موجود بین تورم و رفاه برای اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۳۶۷ q۱ - ۱۳۹۹ q۱ و ارتباط غیرخطی آن با افزایش حجم پول را با رویکرد «مارکوف سوئیچینگ» بررسی می‌نماید. برای این‌منظور با استفاده از یک روش استاندارد که توسط «لوکاس» (۲۰۰۰)، «آیرلند» (۲۰۰۹) و «مودگلیانی» و «اورگا» (۲۰۱۸) دنبال شده دو تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی برآورد شده است. نتایج حاکی از وجود رابطهٔ غیرخطی بین حجم پول و هزینهٔ رفاهی تورم بوده است. هم‌چنین در نرخ بهره ۱۰٪ هزینهٔ رفاهی تورم برای مدل لگاریتم کامل در رژیم یک معادل ۰/۷۵٪ GDP در رژیم دو ۰/۶۷٪ GDP و در رژیم سه ۰/۷۸٪ GDP است؛ و برای مدل نیمه‌لگاریتمی در رژیم یک معادل ۰/۰۳۹٪ GDP در رژیم دو ۰/۰۳۶٪ GDP و در رژیم سه ۰/۰۳۱٪ GDP است. علاوه‌بر این بی‌نظمی در سیاست‌های پولی و افزایش حجم پول باعث بی‌ثباتی در عملکرد تقاضای پول شده و هزینهٔ رفاهی تورم را تحت تأثیر قرار داده است.

کلیدواژگان: هزینهٔ رفاهی تورم، تقاضای پول، مارکوف سوئیچینگ، شاخص دیویزیا.
طبقه‌بندی JEL: 36P, 41E, 24C, 49E.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، واحد ابرکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، ابرکوه، ایران.
Email: sabbaghchy_msf@yahoo.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: tabatabaienasab@iauyazd.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، واحد ابرکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، ابرکوه، ایران.
Email: alavirad@iauyazd.ac.ir

ارجاع به مقاله: صباغچی‌فیروزآباد، محمد؛ طباطبایی‌نسب، زهره؛ و علوی‌راد، عباس، (۱۴۰۱). «بررسی تغییرات ناگهانی حجم پول بر هزینهٔ رفاهی تورم در ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۲)، ۲۷۹-۳۱۳ (doi: 10.22084/aes.2022.25336.3375).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4427.html

۱. مقدمه

اقتصاددانان مباحث فراوانی را دربارهٔ هزینهٔ تورم و اثرات آن بر رفاه، تحت عنوان هزینهٔ رفاهی تورم مطرح کرده‌اند. در تعریف هزینهٔ رفاهی تورم می‌توان این‌گونه نوشت که تورم از دو جهت می‌تواند کاهش رفاه را به‌همره داشته باشد؛ اول این‌که، خانوارها با افزایش هزینه‌های تورم، زمان کمتری را به فعالیت تولیدی اختصاص می‌دهند تا وقت بیشتری برای انجام معاملات داشته باشند؛ یعنی برای در امان ماندن از اثرات تورم، دارایی پولی بدون بهرهٔ کمتری نگه‌داری کرده‌اند و کمتر از خدمات دارایی پولی در امر تسهیل معاملات استفاده نموده‌اند. از جهت دیگر، تورم باعث می‌شود برای صرفه‌جویی در زمان معاملات، تقاضا برای خدمات بانکی افزایش‌یابد. این امر باعث می‌شود تا منابع کمیاب از بخش تولید به بانک انتقال یابد. این مهم زیان اجتماعی محسوب می‌شود، چون اگر تورم وجود نداشت این منابع به‌طور مستقیم در بخش تولید کالا و خدمات به‌کار می‌رفت. ازسویی تورم بالا عدم اطمینان ایجاد کرده، برنامه‌ها و اولویت‌های سرمایه‌گذاری را مخدوش می‌کند و بازده واقعی دارایی‌های مالی و پس‌انداز را کاهش می‌دهد؛ و از این‌رو رشد اقتصادی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. علاوه‌بر این، تورم بالا با تحریف سیگنال‌های بازار، بر کارایی اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد. تمام این هزینه‌ها با تورم پیش‌بینی نشده همراه است و در ادبیات اقتصادی موردتوجه بسیاری قرار گرفته است. ریشه‌یابی این تورم و به‌دنبال آن هزینهٔ رفاهی که به‌صورت بده‌بستان بین تورم و هزینهٔ رفاهی عمل می‌کند را می‌توان در تابع تقاضای پول جستجو کرد.

تابع تقاضای پول مبنای مهمی در مکانیزم انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد به‌شمار می‌رود و بایستی از ثبات لازم برخودار باشد؛ زیرا در این‌صورت می‌توان پیش‌بینی مناسب و دقیقی از اثرات تغییرات عرضهٔ پول بر دیگر متغیرهای کلان اقتصادی مانند قیمت‌ها و نرخ ارز ارائه کرد؛ بنابراین بی‌نظمی در سیاست‌های پولی و افزایش حجم پول و تورم حاصل از آن می‌تواند به بی‌ثباتی در عملکرد تقاضای پول بیانجامد و هزینهٔ رفاهی تورم را تحت‌تأثیر قرار دهد.

این مطالعه در صدد بررسی وضعیت ارتباط حجم پول و هزینهٔ رفاهی تورم در ایران است. اگرچه مطالعات قبلی به نتایج خوبی دست‌یافته‌اند؛ اما جای خالی محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم به روش مارکوف سوئیچیک که در وضعیت‌های متفاوت آن‌را بررسی می‌کند خالی است. در روش مارکوف سوئیچینگ حالت‌های متفاوت تابعیت رژیم برای مدل موردنظر وجود دارد. مهم‌ترین این حالت‌ها حالت عرض از مبدأ تابع رژیم و یا میانگین تابع رژیم است. تفاوت حالت میانگین و عرض از مبدأ این است که در حالت میانگین تغییر در رژیم آهسته صورت می‌گیرد، ولی در حالت عرض از مبدأ تغییر در رژیم به سرعت صورت می‌گیرد. با توجه به کمترین مقدار آمارهٔ آکاییک برای این مطالعهٔ ترکیب میانگین و ضرایب خود رگرسیون تابع رژیم در سه وضعیت (رژیم) مورد بررسی قرار گرفته است. براساس اطلاعات این سه وضعیت مشخص می‌شود که تا کجا ارتباط بین رشد حجم پول و هزینهٔ رفاهی تورم مطابق با مطالعات اقتصادی وافزایش حجم پول متناسب با نرخ بهره است و از کجا به‌بعد این ارتباط وجود ندارد. هم‌چنین با بهره‌گیری از رویکرد مارکوف سوئیچیک و تابع تقاضای پول به سه رژیم تفکیک می‌شود که مشخص می‌کند افزایش حجم پول تا چه وضعیتی سبب ثبات تقاضای پول بوده و از چه وضعیتی به‌بعد ناپایداری تقاضای

پول آشکار می‌گردد؛ بنابراین با تغییر رژیم‌ها و پارامترهای تابع تقاضای پول، هزینهٔ رفاهی تورم نیز تغییر خواهد کرد.

بر این‌اساس در پژوهش حاضر تلاش می‌شود رابطهٔ غیرخطی بین حجم پول و هزینهٔ رفاهی تورم با رویکرد مارکوف سوئیچینگ مورد ارزیابی قرار گیرد. برای این‌منظور تابع تقاضای پول در ایران با بهره‌گیری از شاخص «دیویزیا»[1] برآورد و سپس با استفاده از آن هزینه‌های رفاهی تورم در دوره (۱۳۹۹-۱۳۶۷) محاسبه شود. با توجه به مراتب فوق این پژوهش در شش بخش تنظیم شده است؛ پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم پیشینهٔ پژوهش بیان شده است. بخش چهارم به‌بیان روش تحقیق و تصریح مدل اختصاص دارد. در بخش پنجم تحلیل نتایج و در بخش ششم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

تقریباً همهٔ اقتصادهای پیشرفته اکنون نرخ تورم را هدف قرار داده‌اند و به بانک‌های مرکزی خود استقلال بیشتری داده‌اند؛ علاوه‌بر این، به‌دنبال موفقیت هدف‌گذاری تورمی در اقتصادهای پیشرفته، تعداد زیادی از اقتصادهای نوظهور و درحال توسعهٔ اخیراً از هدف‌گذاری نرخ ارز به هدف‌گذاری تورمی روی آورده‌اند؛ در حال حاضر، تعداد قابل‌توجهی اقتصاد پیشرفته، نوظهور و درحال توسعه وجود دارند که نرخ تورم را هدف قرار می‌دهند و بسیاری از کشورهای دیگر به‌سمت این چارچوب سیاست پولی حرکت می‌کنند. اما پس از وقوع بحران مالی جهانی و پیشنهاد اقتصاددانان برجسته برای افزایش هدف تورم به بالای ۲٪ و با توجه به شیوع تورم در تاریخ اقتصادی بسیاری از کشورها، اقتصاددانان علاقهٔ بیشتری به محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم نشان‌داده‌اند (دای و سرلتیس، ۲۰۱۹)؛ چراکه معیار ارزیابی سیاست‌ها در جامعه، میزان تأثیر آن بر رفاه مردم است؛ و از این جهت سنجش رفاه اجتماعی اهمیت شایانی دارد.

در متون اقتصادی معمولاً از مصرف و درآمد به‌عنوان معیارهایی برای محاسبهٔ رفاه استفاده می‌شود. افزایش درآمد و مصرف افراد، خانواده‌ها و جامعه نشان‌دهندهٔ افزایش رفاه در آن مجموعه است. از مفهوم هزینه در معنای اقتصادی آن نیز می‌توان به‌عنوان شاخصی برای ارزیابی تغییرات رفاه جامعه استفاده کرد. هر سیاست و یا پدیده‌ای که هزینه‌های مبادلاتی در اقتصاد را افزایش دهد و سبب سخت‌تر شدن تعاملات فردی و کسب‌وکار شود، رفاه جامعه را کاهش خواهد داد. درواقع با افزایش هزینه‌ها و مشکلات افراد جامعه در انجام فعالیت‌های روزمره، رفاه جامعه کمتر می‌شود. مطالعاتی که در حوزهٔ هزینه‌های رفاهی تورم انجام شده، عمدتاً از این رویکرد استفاده کرده‌اند (زائری و ندری، ۱۳۹۲).

[1]. Divisia

در یک اقتصاد پولی، نرخ بهرهٔ اسمی در حقیقت هزینهٔ فرصت دارایی‌های پولی است. افزایش در نرخ تورم موجب خواهد شد نرخ بهرهٔ اسمی افزایش یافته و از جذابیت دارایی پولی کاسته شود. در این شرایط، عاملان اقتصادی تلاش می‌کنند تراز پولی‌شان را محدودتر ساخته و دارایی پولی کمتری نگه‌دارند تا زیان سرمایهٔ کمتری متحمل شوند. این امر خدمات حاصل از دارایی پولی در ایجاد سهولت در معاملات را کاهش داده و تعدیلات هزینه‌بری را به عاملان اقتصادی تحمیل می‌کند و در نتیجه از مقدار رفاه آن‌ها می‌کاهد. این ایدهٔ اولیه هزینهٔ رفاهی تورم است که به وسیلهٔ «فریدمن» (۱۹۵۳) مطرح شد (جعفری صمیمی و تقی نژاد عمران، ۱۳۸۳). درواقع یک شوک پولی انبساطی، افزایش تولید و قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. اما واکنش سطح قیمت‌ها به شوک پولی هم سریع‌تر و هم پایدارتر خواهد بود؛ لذا اعمال سیاست پولی انبساطی اگرچه در کوتاه‌مدت باعث افزایش تولید خواهد شد، اما هزینهٔ تورم آن با توجه به تداوم طولانی مدت‌تر افزایش قیمت‌ها بیشتر خواهد بود. (صادقی‌شاهدانی و همکاران، ۱۳۹۱). با توجه به این‌که بانک‌ها سهم عمدهٔ تأمین مالی را در ایران به عهده دارند، افزایش بی‌ثباتی بانکی در ایران رشد اقتصادی و به‌دنبال آن رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد (یزدان‌پناه و همکاران، ۱۳۹۹).

مسأله هزینهٔ رفاهی تورم در کشورها تحت هر دو تعادل جزئی و تعادل عمومی مطرح می‌شود. «بایلی»[1] (۱۹۵۶) اولین کسی است که به مطالعهٔ پیامدهای رفاهی تورم می‌پردازد. وی هزینهٔ رفاهی تورم را به‌عنوان یک زیان برای مصرف‌کننده تبیین می‌کند؛ زیرا نرخ بهرهٔ اسمی برای مصرف‌کننده همان هزینهٔ فرصت نگه‌داری پول به‌جای سپردن آن در بانک است. فرض ضمنی بایلی آن است که نرخ بهره از دست رفته یا منابع حاصل از نگه‌داری پول نقد به‌منظور تسهیل معاملات و مبادلات تهاتر می‌گردد؛ به‌عبارت دیگر، هر افزایش در نرخ بهرهٔ اسمی که انعکاس افزایش تورم باشد موجب کاهش متناظر در تقاضای پول و کاهش منابع حاصل از نگه‌داری پول نقد است. بر این‌اساس، بایلی در این رویکرد هزینهٔ رفاهی تورم را معادل میزان درآمدی می‌داند که باید به مصرف‌کننده پرداخت تا نرخ تورم مثبت و نرخ تورم صفر برای او بی‌تفاوت باشد؛ از این‌رو، وی معتقد است که با افزایش نرخ تورم، هزینهٔ رفاهی تورم افزایش می‌یابد. «لوکاس»[2] (۲۰۰۰) هزینهٔ رفاه تورم را با استفاده از داده‌های سالانه برای ایالات متحده طی دورهٔ ۱۹۰۰ تا ۱۹۹۴م. و براساس رویکرد بایلی (۱۹۵۶) برآورد می نماید. لوکاس از تابع تقاضای لگاریتمی پول استفاده می‌نماید و عرضهٔ پول را به‌صورت مجموع سادهٔ M1 و کشش نرخ بهره را ۰/۰۵- فرض می کند، و برای نرخ تورم سالانهٔ ۱۰٪ هزینهٔ رفاهی تورم را حدود ۱٪ درآمد واقعی گزارش می‌نماید. «سرلتیس» و «یاوری» (۲۰۰۴) با فرض لوکاس (۲۰۰۰) مبنی‌بر این‌که کشش بهره ۰/۰۵- است مخالفت می‌کنند. آن‌ها کشش بهرهٔ تقاضای پول را ۰/۲۱- تخمین می‌زنند که بسیار کمتر از مقدار ۰/۰۵- است که توسط لوکاس (۲۰۰۰) درنظر گرفته شده است، و میزان هزینهٔ رفاهی تورم را حدود نیمی از ارزش گزارش شده توسط لوکاس (۲۰۰۰) ارائه می‌نمایند. «ایرلند»[3] (۲۰۰۹) با استفاده از مجموع سادهٔ M1 و تابع تقاضای نیمه‌لگاریتمی پول هزینهٔ رفاهی

---

1. Bailey
2. Lucas
3. Ireland

تورم در آمریکا را حدود ۰/۲۳٪ درآمد واقعی در سال برآورد می‌کند (اگر نرخ تورم سالانه ۱۰٪ باشد) که به‌طور قابل‌توجهی کمتر از تخمین لوکاس (۲۰۰۰) است.

لوکاس (۲۰۰۰) درخصوص شواهد تجربی تقاضای بلندمدت پول می‌نویسد استفاده از جمع ساده در تابع تقاضای پول نمی‌تواند راهنمای قابل اعتمادی برای سیاست‌گذاری باشد و در چندین مطالعه از قبیل «بیلونگیا» و «ایرلند» (۲۰۱۹)، «آندرسون» و همکاران (۲۰۱۷)، «بارنت» (۲۰۱۶)، «جودسون» (۲۰۱۴)، «کارلسون» (۲۰۰۰) و «تلز» و «ژو» (۲۰۰۵) این‌گونه استدلال شده است که با جمع‌کردن اجزای پول با استفاده از شاخص‌های دیویزیا مشکل مذکور برطرف شده است.

در روش سنتی جمع ساده پول، آن‌چه بتواند منشأ خدمات پولی درنظر گرفته شود با هم جمع می‌شود. اما این موضوع مشکلاتی را در تحلیل‌های اقتصادی پدید آورد. در دهۀ ۱۹۷۰ م. با بیش از واقعیت پیش‌بینی کردن تابع تقاضای پول آمریکا (گلدفلد[1]، ۱۹۷۶) عنوان کرد که تعریف M1 با ثبات نبوده و نمی‌توان تابع تقاضای پول را تخمین‌زد؛ وی این تغییر را «پدیدۀ پول گمشده» نامید. ازطرفی، پیش‌بینی وقوع تورم رکودی سال ۱۹۸۲م. آمریکا پس از اجرای سیاست انبساطی پولی و افزایش نرخ تورم و نرخ بهره (فریدمن[2]، ۱۹۸۳) که ازسوی «پولیون» به رهبری «میلتون فریدمن» محقق نشد، اقتصاددانان را بر آن داشت که یا خطا در تصریح وجود دارد و یا روش تجمیع سادۀ حجم پول نادرست است. فدرال رزرو سال‌ها بعد در مطالعه‌ای خطای احتمالی تصریح را رد کرد (ویت سل و کولینز[3]، ۱۹۹۶). با اصلاح مؤلفه‌های شکل‌دهندۀ پول، زمینه‌ساز بازاندیشی درخصوص روش مناسب تجمیع پولی گردیدند (شاهمرادی و ناصری، ۱۳۸۹).

بعد از بروز پدیدۀ پول گمشده[4] در اوایل دهۀ ۱۹۷۰م. ازنظر اقتصاددانان جمع ساده برای محاسبۀ حجم پول دچار ضعف‌هایی گشت. ارائه هزینۀ استفاده از پول توسط بارنت، امکان استفاده از شاخص دیویزیا به‌منظور محاسبۀ حجم پول فراهم شد. مطالعاتی که برای حل مشکلات اشاره شده درخصوص جمع ساده بیان شد را می‌توان به دو دستۀ کلی تقسیم کرد که هر یک به‌صورت مستقل و به تنهایی به تعیین حجم پول براساس شاخص مقداری دیویزیا متنهی می‌شود؛ دستۀ اول، مطالعاتی که بر استفادۀ نظریۀ اعداد شاخص آماری بود؛ و دستۀ دوم، براساس نظریۀ تجمیع. نظریۀ اعداد شاخص آماری گروهی از شاخص‌های مقداری و قیمتی را ارائه می‌کند. این شاخص را صرفاً به اطلاعات مربوط به مقدار و قیمت می‌توان ساخت. به‌عبارت دیگر، شاخص جمع ساده و شاخص دیویزیا را می‌توان نمونه‌هایی از اعداد شاخص آماری درنظر گرفت، اما شاخص جمع ساده نوع خاصی از آن است که قیمت در آن لحاظ نمی‌شود. در نظریۀ تجمیع تلاش می‌شود تا حجم پول براساس مبانی خرد اقتصادی و ازطریق حداکثرسازی یک تابع مطلوبیت که پول و مؤلفه‌های آن نیز از آرگومان‌های آن تابع است به‌دست آید. در این‌شرایط تابع مطلوبیت به‌عنوان تابع تجمیع عمل می‌نماید.

---

1. Goldfeld
2. Friedman
3. WhitSol & Collins
4. Missing money

۲-۱. شاخص جمع ساده و جمع دیویزیا برای محاسبهٔ حجم پول

در شاخص جمع ساده برای محاسبهٔ حجم پول به تمام مؤلفه‌های پولی یک وزن ثابت اختصاص داده می‌شود. هم‌چنین نرخ رشد شاخص جمع ساده یک ترکیب خطی از نرخ‌های رشد مؤلفه‌هایش است که در آن وزن‌ها برابر سهم‌های مؤلفه‌ها است (بارنت [1]، ۱۹۸۰). جمع سادهٔ مؤلفه‌ها را زمانی‌که جانشین کامل یکدیگر باشند را توجیه‌پذیر می‌داند و چون این‌شرط در تعریف گستردهٔ پول که مؤلفه‌های آن جانشین ناقص یکدیگرند نقض می‌شود، امکان استفاده از شاخص دیویزیا به‌منظور محاسبهٔ حجم پول را مطرح می‌کند. وی معتقد است که روش معقول برای تجمیع پولی روشی است که تابع مطلوبیت تقاضا برای دارایی‌های پولی درنظر بگیرد، در غیر این‌صورت پیش‌بینی نتایج عرضه و تقاضای پول با بی‌ثباتی و ابهاماتی همراه خواهد بود (عرفانی و همکاران، ۱۳۹۱).

برای محاسبهٔ وزن‌های مربوط به مؤلفه‌های پولی در روش دیویزیا، قیمت‌های مربوط به هر یک از مؤلفه‌ها نیز در محاسبات لازم است. این موضوع مستلزم در اختیار داشتن نرخ‌های بهرهٔ هر یک از مؤلفه‌ها می‌باشد.

در ابتدا هزینهٔ استفاده مربوط به هر یک از مؤلفه‌های پولی در زمان t با توجه به روابط زیر محاسبه می‌شود.

هزینهٔ استفاده از مؤلفه‌های پولی به دو صورت اسمی و واقعی به‌ترتیب زیر محاسبه می‌گردد.

$$P_{it} = \frac{P^*(R_t - r_{it})}{1 + R_t}$$

$$P_{it} = \frac{(R_t - r_{it})}{1 + R_t}$$

که در آن، P^* شاخص حقیقی هزینهٔ زندگی، R_t نرخ دارایی معیار و r_{it} نرخ عایدی دارایی i ام در زمان t می‌باشد.

سپس سهم مخارج صورت گرفته برای خدمات ناشی از هر دارایی پولی i در زمان t محاسبه می‌شود؛ بنابراین اگر m_{it} مقدار دارایی پولی iام در زمان t باشد. با در اختیار داشتن P_i که هزینهٔ استفادهٔ دارایی iام در زمان t است می‌توان وزن یاد شده را از رابطهٔ زیر به‌دست آورد.

$$S_{it} = \frac{P_{it}.m_{it}}{\sum P_{it}.m_{it}}$$

و درنهایت رشد انباشتهٔ پولی دیویزیا را از رابطهٔ زیر محاسبه می‌کنیم.

---

[1]. Barnett

$$LnM_t - LnM_{t-1} = \sum_{i=1}^{n} S_{it}^{*} \left(Ln(m_{it}) - Ln(m_{it-1})\right)$$

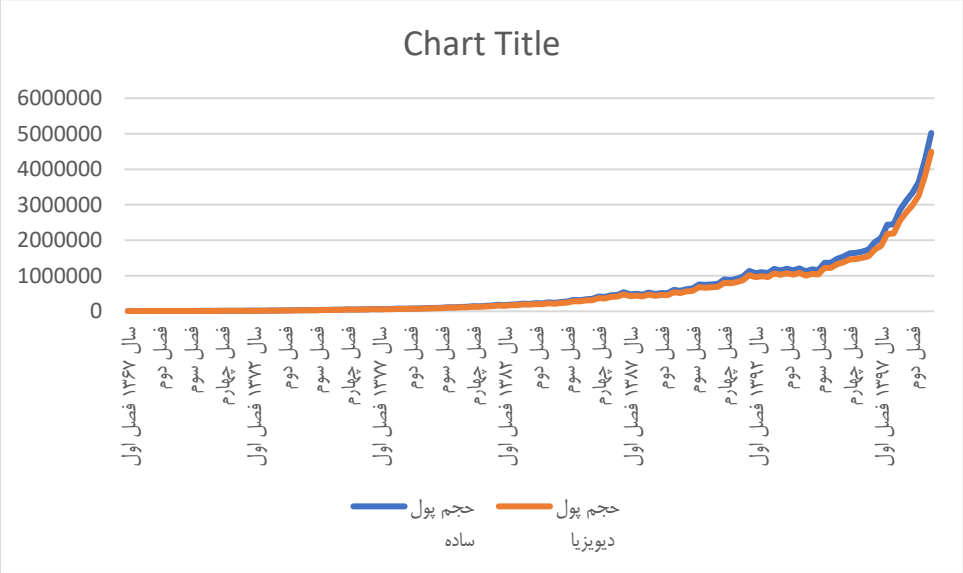
که در آن:

$$S_{it}^{*} = \frac{1}{2}(S_{it} + S_{it-1})$$

و n برابر است با تعداد مؤلفه‌ها و یا دارایی‌های پولی است (بارنت، ۱۹۷۸).

در شاخص جمع دیویزیا برای محاسبهٔ حجم پول، یک تابع غیرخطی از مقادیر مؤلفه‌های پولی و قیمت‌های متناظر آن‌ها حاصل می‌شود. در این‌خصوص نرخ رشد شاخص دیویزیا نیز ترکیب خطی از نرخ‌های رشد مؤلفه‌های آن است که درمورد هر یک از مؤلفه‌ها، وزن‌های مربوطه میانگین سهم مخارج می‌باشند (شاهمرادی و ناصری ۱۳۸۹). در نمودار ۱ مقایسه‌ای جمع حجم پول ساده و دیویزیا آمده است.

در این نمودار، نتایج گرافیکی حجم پول ساده بانک مرکزی و حجم پول دیویزیا محاسبه شده به میلیارد ریال گزارش شده است.



نمودار ۱: حجم سادهٔ پول و حجم دیویزیای پول به میلیارد ریال (منبع: جمع دیویزیا محاسبات تحقیق و جمع ساده بانک مرکزی).

Diag. 1: money and the money division in billions of rials (Source: Divisia Sum research calculations and simple sum of central bank).

با توجه به واحد جمع حجم پول به میلیار ریال مشاهده می‌گردد، وزن مؤلفه‌های حجم پول دیویزیا، تقاضا برای دارایی‌های پولی را به چه میزان کاهش داده است و اختلاف زیادی بین این دو شاخص در دوره‌های مورد بررسی

این تحقیق به‌وجود آورده است. برای نمونه براساس محاسبات این تحقیق اختلاف مقادیر حجم پول ساده و دیویزیا در فصل اول ۱۳۶۷ برابر ۷۴۴/۷ میلیارد ریال و در فصل اول ۱۳۹۹ برابر ۵۲۸۱۹۳ میلیارد ریال است.

۲-۲. روش محاسبهٔ جمع دیویزیا

در روش محاسبهٔ دیویزیا اگر $\{q_1(t), q_2(t),\ldots, q_n(t)\}$ مجموعه‌ای از مانده‌های دارایی پولی در زمان t باشد و $\{p_1(t), p_2(t),\ldots, p_n(t)\}$ بردار هزینه فرصت دارایی‌ها و D_i تابع تقاضا باشد، در آن‌صورت: $q_i(t) = D_i(p_i(t), Y)$

حال اگر از $p_i(t)$ و $q_i(t)$ تفاضل‌گیری شود، خواهیم داشت:

$$\frac{d\ Ln\ p_i(t)}{d\ Ln\ q_i(t)} = \frac{dp_i(t)/p_i(t)}{dq_i(t)/q_i(t)} \qquad (۱)$$

شاخص مقداری دیویزیا Q_t^D و شاخص قیمتی دیویزیا p_t^D با توجه به مؤلفه‌های $p_i(t)$ و $q_i(t)$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q_t^D = Q_0^D \exp \int_0^t d\ \ln Q_t^D = Q_0^D\ \exp \int_0^t \sum_i s_i\,(t) d \ln q_i(t) \qquad (۲)$$

$$p_t^D = p_0^D \exp \int_0^t d\ \ln p_t^D = p_0^D\ \exp \int_0^t \sum_i s_i\,(t) d \ln p_i(t) \qquad (۳)$$

که $s_i(t)$ سهم مؤلفهٔ i از کل مخارج است و برابر است با

$$s_i(t) = \frac{p_i\,(t) q_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)} \qquad (۴)$$

$$d \ln Q_t^D = \sum_i s_i(t) d\ ln\ q_i(t) = \frac{\sum_i p_i(t) dq_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)} \qquad (۵)$$

$$d \ln p_t^D = \sum_i s_i(t) d\ ln\ p_i(t) = \frac{\sum_i q_i(t) dp_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)} \qquad (۶)$$

حال درنظر بگیرید: $X(t) = \sum_i p_i(t) q_i(t)$، کل مخارج برروی خدمات پولی باشد، پس:

$$d\ln X(t) = \frac{dX(t)}{X(t)} = \frac{\sum_i p_i(t)dq_i(t)+\sum_i q_i(t)dp_i(t)}{X(t)}$$

$$= \sum_i s_i(t)d\ln q_i(t) + \sum_i s_i(t)d\ln p_i(t) \quad (۷)$$

$$= d\ln Q_t^D + d\ln p_t^D \quad (۸)$$

$$\Rightarrow \ln X(t) = \ln Q_t^D + p_t^D + constan \quad (۹)$$

$$\Rightarrow X(t) = Q_t^D * p_t^D * constant \quad (۱۰)$$

۳. پیشینهٔ تحقیق

«خلیلی‌عراقی» و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعاتشان به موضوع هزینهٔ رفاهی تورم در ایران با رویکرد مدل حداقل مربعات معمولی پویا پرداختند. آن‌ها با استفاده از روش هم‌انباشتگی و مدل حداقل مربعات معمولی پویا[1] به این نتیجه رسیدند که در مدل ایستا برای نرخ تورم ۱۰٪ هزینهٔ رفاهی تورم به‌صورت نسبتی از درآمد، برابر با ۳۶/۵ و برای یک مدل پویا، برابر با ۳۵/۴ بوده است. هم‌چنین سیاست‌های بانک مرکزی که منجر به کاهش در نرخ تورم شده با اندازهٔ کافی منجر به کاهش در هزینه‌های رفاهی تورم نیز شده و این میزان هزینهٔ رفاهی را به‌سمت قاعدهٔ بهینهٔ فریدمن سوق داده است.

«زائری» و «ندری» (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به موضوع محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم پرداختند. آن‌ها با استفاده از روش هم‌جمعی «جوهانسن» رابطهٔ بلندمدت حجم پول به تولید ناخالص داخلی با نرخ بهره را بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد در سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۹ متوسط هزینه‌های رفاهی در دو حالت لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی به‌ترتیب ۳/۵۴ و ۱/۴۲٪ GDP است.

«گودرزی‌فراهانی» و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی هزینهٔ رفاهی تورم با رویکرد مدل‌های تعادل عمومی پرداختند. آن‌ها با یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا سه بخشی کینزین‌های جدید به دو فرم لگاریتم خطی و غیرخطی، میزان هزینهٔ رفاهی تورمی را برای نرخ تورم ۱۰٪، به‌میزان ۵/۵ برآورد کردند. برای مدل با شاخص‌بندی کامل نیز هزینهٔ رفاهی به میزان ۳/۷٪ برآورد شد. هم‌چنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تغییر در سطح پایدار تورم بر سطح رفاه جامعه اثرگذار است.

«بختیاری» و «صمدپور» (۱۳۹۰) در پژوهشی به برآوردی از هزینهٔ رفاهی تورم در اقتصاد ایران پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل هم‌جمعی جوهانسن برای سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۳۸هش. رابطهٔ بلندمدت هزینهٔ فرصت

[1]. Dynamic Ordinary Least Squares

نگه‌داری پول و نسبت حجم پول به درآمد را بررسی نمودند. برآورد هزینهٔ رفاهی تورم براساس این مطالعه به این‌ترتیب است که اگر نرخ تورم از ۳٪ به ۱۵٪ افزایش‌یابد، هزینهٔ رفاهی تورم در مدل لگاریتمی از ۰/۱۴٪ GDP به ۱/۷٪ GDP و در مدل نیمه‌لگاریتمی از۰/۱۲٪ GDP به ۲/۳٪ GDP افزایش خواهد یافت. هم‌چنین نتایج این پژوهش حاکی از آن است که مدل نیمه‌لگاریتمی جهت محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم در ایران مناسب‌تراست.

«جعفری‌صمیمی» و «تقی‌نژادعمران» (۱۳۸۳) به بررسی هزینهٔ رفاهی تورم –بسط الگوی لوکاس و ارائه دیدگاه جدید– پرداختند؛ آن‌ها با وارد نمودن بخش بانک، در تحلیل هزینهٔ رفاهی تورم لوکاس (۲۰۰۰) یک مدل نظری ارائه دادند. در این مدل برای اندازه‌گیری هزینهٔ رفاهی تورم، کانال انحرافی جدیدی علاوه‌بر زمان معاملاتی که مورد تأیید لوکاس می‌باشد، معرفی کردند و مانند مدل لوکاس از چارچوب مدل زمان خرید «مک‌کالم»[1] و «گودفریند»[2] (۱۹۷۸) بهره بردند. نتایج حاصل از معرفی کانال جدید اندازه‌گیری زیان رفاهی تورم، نشان می‌دهد که با بسط و گسترش الگوی لوکاس می‌توان دقت در اندازه‌گیری زیان فوق را افزایش داد.

«دای» و «سرلتیس»[3] (۲۰۱۹) به بررسی هزینهٔ رفاهی تورم در ایالت متحدهٔ آمریکا پرداختند و با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ نشان‌دادند که شکاف ساختاری در اوخر دههٔ ۱۹۷۰ و اوایل دههٔ ۱۹۸۰م. با توابع تقاضای پول لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی با استفاده از داده‌های سالانه و سه‌ماهه شناسایی می‌شود و منحنی‌های تقاضای پول پر شیب‌تر می‌شود؛ به‌علاوه براساس برآوردهای آماری، هزینهٔ رفاهی تورم، با مشخصات لگاریتم کامل در رژیم یک هزینهٔ رفاهی تورم در نرخ ۱۰٪ و جمع دیویزیا ۰/۰۱۳ و رژیم دو ۰/۰۵۸ و برای مشخصات نیمه‌لگاریتمی رژیم یک ۰/۳۰۱ و رژیم دو ۰/۱۵۷ نشان‌داده‌اند. با توجه به بررسی میزان تقاضای پول، پس از دههٔ ۱۹۸۰م. به‌طور قابل‌توجهی (نزدیک به ۵۰٪) کاهش یافته است.

«کورلات»[4] (۲۰۱۹) در مطالعات خود به بررسی هزینهٔ رفاهی تورم پرداخته و با استفاده از مدلی مطابق با الگویی که در آن بانک‌ها قدرت انحصاری و ارزی دارند به این نتیجه می‌رسد که نرخ سود بالای اسمی با گسترش سپرده‌های بالا همراه است؛ بنابراین نرخ بهره بالاتر باعث افزایش قیمت ضمنی خدمات بانکی، افزایش سود بانکی و جذب ورود به بخش بانکی می‌شود. با درنظر گرفتن این اثرات، افزایش ۱٪ تورم دارای هزینهٔ رفاهی ۰/۰۸٪ در تولید ناخالص داخلی می‌شود. به‌علاوه نتایج حاکی از آن است که اگر صنعت بانکی با ورود آزاد و هزینه‌های ثابت بالا مشخص شود، این بدان‌معناست که نرخ تورم دائم بالاتر، باعث می‌شود منابع واقعی به‌دنبال تعقیب این سود اختصاص یابد.

«درسلر»[5] (۲۰۱۵) در مطالعات خود به بررسی تحلیل بلندمدت و کوتاه‌مدت عوامل سیاسی اقتصادی بر هزینه‌های رفاهی تورم در یک مدل متشکل از تقاضای پول پرداخته و در ارزیابی خود می‌نویسد: همهٔ عاملان

---

1. Mc Callum
2. Goodfriend
3. Wei Dai & Apostolos Serletis
4. Pablo Kurlat
5. Scott Dressler

اقتصادی در هر دوره تولید و مصرف می‌کنند و برای بیمه‌کردن خود در برابر خطرهای خاص، پول در اختیار دارند. این مدل کالیبره شده و بنابراین توزیع پولی توازن، ویژگی‌ها را با داده‌های ایالات متحده آمریکا حفظ می‌کند. براساس نتایج مطالعهٔ مذکور هزینه‌های رفاهی بلندمدت تورم بسیار زیاد است؛ زیرا تورم توانایی پول در مقابل ریسک را کاهش می‌دهد. با این‌حال، اثر توزیع سودمند تورم در طول دورهٔ کوتاه مدت، بزرگ‌تر می‌شود و هزینه‌های کلی را کاهش می‌دهد. این مزایای کوتاه‌مدت در اغلب موارد منجر به نرخ تورم بالاتر از قانون فریدمن می‌شود.

«سی‌سیلوا»[1] (۲۰۱۲) در مطالعات خود به بررسی تعادل مجدد فرکانس و هزینهٔ رفاه تورم پرداخته و این‌گونه بیان می‌کند که در مدل‌های نقدی در دورهٔ معین نیاز به عوامل جهت بازپرداخت پول و اوراق است؛ به‌عنوان مثال، در طول هر ماه یا هر هفته، هزینهٔ رفاه تورم دست‌کم گرفته می‌شود. او از مدلی استفاده می‌کند که در آن عوامل انتخاب می‌کنند، که چندبار اوراق قرضه را برای پول مبادله می‌کنند؛ به‌عبارت دیگر، در یک اقتصاد، عاملین اقتصادی در دوره‌های ثابت، پول و دارایی خود را مجدداً واگذار می‌کنند. این تغییر حاکی از تفاوت‌های زیادی برای هزینهٔ رفاهی تورم است؛ از این‌رو، با درنظر گرفتن افزایش فراوانی معاملات مالی، برآورد هزینهٔ رفاه را افزایش می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش در نرخ تورم از صفر به ۱۰٪ در سال دلالت بر این دارد که هزینهٔ رفاهی تورم ۱٪ در GDP است.

«چیو» و «مولیکو»[2] (۲۰۱۰) در مطالعاتشان به بررسی نقدینگی، توزیع مجدد و هزینهٔ رفاهی تورم پرداختند. آن‌ها هزینهٔ رفاهی بلندمدت تورم را در یک مدل خُرد پایه با اصطکاک دادوستد و مدیریت نقدینگی پر هزینه موردمطالعه قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در مقایسه با تخمین‌های سنتی بر یک مدل نماینده، هزینه‌های رفاهی تورم به‌دلیل تأثیر توزیع تورمی به میزان قابل‌توجه‌ای کمتر است. با افزایش نرخ تورم از ۰٪ به ۱۰٪ هزینهٔ رفاهی به میزان ۰/۶۲ مصرف برای اقتصاد ایالات متحده است. به‌علاوه، هزینهٔ رفاه در نرخ تورم غیرخطی است.

با توجه به مطالعات پیشین تفاوت این مطالعه این است که هزینهٔ رفاهی با برآورد تابع تقاضای پول لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی و با بهره‌گیری از جمع دیویزیا در سه رژیم برآورد می‌شود. بیان نتایج به‌صورت سه رژیم با مطالعات «دای» و «سرلیتس» تشابه بیشتری دارد با این اختلاف که به علت تورم پایین در مطالعات دای و سرلیتس دو رژیم محاسبه و تحلیل گردیده، ولی در این مطالعه به‌علت تورم بالا سه رژیم درنظر گرفته شده است.

---

1. Andre C Silva
2. Jonathan Chio & Miguel Molico

۴. تصریح مدل

۴-۱. تابع تقاضای پول

به‌منظور محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم در این مطالعه از یک روش استاندارد که توسط لوکاس (۲۰۰۰)، آیرلند (۲۰۰۹) و «مودگلیانی» و «اورگا»[1] (۲۰۱۸) دنبال شده، به‌شرح زیر استفاده می‌شود:

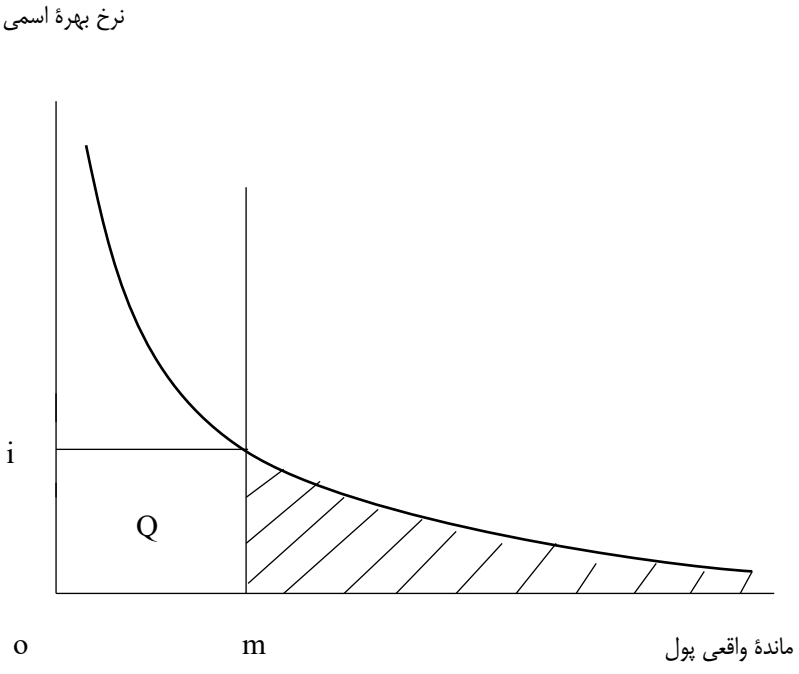
اگر $m(i)$: تابع تقاضای پول، $\Psi(x)$: معکوس تابع تقاضای پول، و $w(i)$: هزینهٔ رفاهی تورم باشد آن‌گاه:

$$W(i) = \int_{m(i)}^{m(\cdot)} \Psi(x)dx \;\; = \int_{\cdot}^{i} m(x)dx - im(i) \qquad (۱۱)$$

در توضیح فرمول ۱۱ می‌توان گفت، هزینهٔ رفاهی تورم با به‌کارگیری مفهوم مازاد مصرف‌کننده به‌روش سطح زیر منحنی تقاضای پول محاسبه می‌شود. در روش بایلی، تابع تقاضای پول حقیقی به‌صورت زیر تعریف شده است.

$$\frac{M_t}{P_t} = m_t \equiv L(i_t, c_t)$$

که در آن M_t ماندهٔ اسمی پول، P_t سطح قیمت‌ها، m_t ماندهٔ واقعی پول، i_t نرخ بهرهٔ واقعی و c_t مصرف واقعی است؛ هم‌چنین شکل زیر منحنی نزولی تقاضای پول و منحنی عمودی عرضهٔ پول را در حالت تعادل نشان می‌دهد.



نمودار ۲: هزینهٔ رفاهی تورم.

Diag. 2: welfare cost of inflation.

[1]. Mogliani & Urga

در شکل بالا محور عمودی نرخ بهرهٔ اسمی و محور افقی ماندهٔ واقعی پول است. نرخ بهرهٔ اسمی یا قیمت پول همان هزینهٔ فرصت مصرف‌کننده‌ای است که پول نقد را به‌جای حساب سپرده نگه‌داری می‌کند. مازاد مصرف‌کننده نیز تفاضل مجموع درآمدهای ناشی از نگه‌داری پول، از هزینه‌های آن است که با سطح زیر منحنی تقاضا و بالای سطح قیمت معادل است. وقتی نرخ بهرهٔ اسمی صفر باشد، هزینهٔ فرصت نگه‌داری پول نیز صفر است و مازاد مصرف‌کننده بیشترین مقدار را دارد؛ اما وقتی نرخ بهرهٔ اسمی به‌سمت i افزایش می‌یابد، هزینهٔ فرصت نگه‌داری پول افزایش‌یافته و مازاد مصرف‌کننده به اندازهٔ مساحت منطقهٔ هاشورخورده به اضافهٔ مستطیل Q کاهش می‌یابد. ازطرفی مازاد ایجاد شده برای دولت به‌عنوان تولیدکنندهٔ پول برابر تفاضل درآمدهای ناشی از چاپ پول، از هزینه‌های آن معادل مساحت زیر سطح قیمت و منحنی عرضه است. هنگامی که نرخ بهرهٔ اسمی به‌سمت i افزایش‌یابد، از هزینهٔ تولید و انتشار پول می‌توان صرف‌نظر کرد و مازاد تولیدکننده افزایش‌یافته و درآمد عمومی را به‌میزان مساحت مستطیل Q ایجاد کرد. درنهایت مجموع مازاد تولیدکننده و مصرف‌کننده، «رفاه از دست رفته» نامیده می‌شود که برابر هزینهٔ رفاهی تورم است. این هزینهٔ رفاهی تورم را که با W(i) نشان داده شده است؛ همان منطقهٔ هاشورخوردهٔ زیر تابع تقاضای معکوس پول است.

در اینجا $w(i)$ به‌عنوان کسری از درآمد بیان شده است. بدیهی است که اولین قدم در محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی، تخمین تابع تقاضای پول است. در این‌راستا لوکاس تابعی با مشخصات لگاریتمی طبیعی m (نسبت موجودی پول اسمی به درآمد اسمی M/Y) و i (نرخ سود اسمی کوتاه‌مدت) را پیشنهاد می‌کند.

$$\mathrm{Lnm} = \mathrm{LnA} - \eta \mathrm{Lni} \qquad (۱۲)$$

$$\mathrm{Lnm} = \mathrm{LnB} - \xi \mathrm{i} \qquad (۱۳)$$

که در آن A و B به‌ترتیب عرض از مبدأ تابع با مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی و η: کشش نرخ بهره و ξ: شبه کشش نرخ بهره و i: نرخ بهرهٔ واقعی است.

اگر $A > 0$ و $B > 0$ ثابت باشند معادلهٔ ۱۲ که از مطالعهٔ «ملتزر»[1] (۱۹۶۳) الهام گرفته شده به‌عنوان مشخصات لگاریتمی و معادلهٔ ۱۳ که از «کاگان»[2] (۱۹۵۶) اقتباس شده به‌عنوان مشخصات نیمه‌لگاریتمی شناخته می‌شود.

لوکاس نشان می‌دهد وقتی تابع تقاضای پول لگاریتمی باشد، با استفاده از فرمول لگاریتمی کامل $\mathrm{m(it)} = \mathrm{Ai}^{-\eta ct}$، هزینهٔ رفاهی تورم برابر

$$\mathrm{W(i)} = \int_{0}^{\mathrm{i}} \mathrm{Ax}^{-\eta} dx - \mathrm{iAi}^{-\eta} = \mathrm{A}\left(\frac{\eta}{1-\eta}\right) \mathrm{i}^{1-\eta} \qquad (۱۴)$$

و در فرم نیمه‌لگاریتمی با استفاده از فرمول کاگان و بایلی $m(it) = Be^{-\xi t\, ict}$، هزینهٔ رفاهی تورم برابر

[1]. Meltzer
[2]. Cagan

$$W(i) = (\int_{.}^{i} B^{-\xi x} dx - iBe^{-\xi x}) = \frac{B}{\xi}[۱ - (۱ + \xi i)e^{-\xi i}] \quad (۱۵)$$

در این مطالعه برای محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم از رویکرد مارکف سوییچینگ بهره گرفته می‌شود. این امر امکان بررسی پویایی غیرخطی پیچیده و تغییرات ناگهانی در پارامترهای عملکرد تقاضای پول را فراهم می‌کند. با انجام این‌کار، تقاضا برای پول را به‌عنوان تابعی از یک متغیر تغییر رژیم در وضعیت St (که توسط یک فرآیند مارکوف مرتبهٔ اول نشان داده می‌شود) مدل‌سازی می‌گردد؛ بنابراین مدل تقاضای پول لگاریتمی مارکوف سوئیچینگ به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{Ln}m_t = \mathrm{Ln}\, A_{st} - \eta s_t\, \mathrm{Ln}i_t + e_t\,, \quad e_t \sim N(۰, \sigma^2_{s_t}) \quad (۱۶)$$

$$P(s_t = j|s_{t-۱} = i) = p_{ij}, \quad \forall_{i,j}\epsilon ۱,۲, \sum_{j=۱}^{۲} p_{ij} = ۱$$

$$As_t = A_۱S_{۱t} + A_۲S_{۲t}$$

$$\eta_{st} = \eta_۱S_{۱t} + \eta_۲S_{۲t}$$

$$\sigma_{st} = \sigma_۱S_{۱t} + \sigma_۲S_{۲t}$$

که در آن St: واقعه در زمان t وSit: واقعهٔ i ام در زمان t که در آن $i = ۱,۲,۳, \dots, m$

جایی‌که A_{st} و η_{st} ضرایب وضعیت تخمین زده می‌شوند.

$$S_{۱t} = ۱ \text{ and } S_{۲t} = ۰ \text{ if } S_t = ۱$$

$$S_{۱t} = ۰ \text{ and } S_{۲t} = ۱ \text{ if } S_t = ۲$$

pij احتمال انتقال از وضعیت i در زمان $t - ۱$ به وضعیت j در زمان t هست.

در مدل تقاضای پول نیمه‌لگاریتمی به‌شرح زیر درنظر گرفته می‌شود:

$$\mathrm{Ln}\, m_t = \mathrm{Ln}\, Bs_t - \xi s_t\, i_t + e_t\,, \quad e_t \sim N(۰, \sigma^2_{s_t}) \quad (۱۷)$$

$$P(s_t = j|s_{t-۱} = i) = p_{ij}, \quad \forall_{i,j}\epsilon ۱,۲, \sum_{j=1}^{۲} p_{ij} = ۱$$

$$Bs_t = B_۱S_{۱t} + B_۲S_{۲t}$$

$$\xi S_t = \xi_۱S_{۱t} + \xi_۲S_{۲t}$$

$$\sigma S_t = \sigma_۱S_{۱t} + \sigma_۲S_{۲t}$$

که در آن B_{st} و ξ_{st} ضرایب برای وضعیت S_t برآورد شده است. درنهایت مدل‌های تقاضای پول برای مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی مارکوف با استفاده از فیلتر پیش‌بینی احتمال وضعیت بدون نظارت و به‌روز کردن احتمال در هر دوره تخمین زده می‌شود.

لازم به توضیح است که نظریهٔ مقداری پول و «معادلهٔ فیشر» درمجموع بیان می‌کند که رشد پول چه تأثیری بر نرخ بهرهٔ اسمی دارد. براساس نظریهٔ مقداری پول هر افزایش در نرخ رشد پول به اندازهٔ ۱٪، باعث ۱٪ افزایش در نرخ تورم می‌شود. طبق معادلهٔ فیشر افزایش ۱٪ در نرخ تورم باعث افزایش ۱٪ در نرخ بهرهٔ اسمی می‌شود. ارتباط یک‌به‌یک بین نرخ تورم و نرخ بهرهٔ اسمی را «اثر فیشر» می‌نامند (منکیو[1]، ۱۳۹۱)؛ بنابراین در توصیف چگونگی افزایش هزینهٔ رفاهی تورم، افزایش تورم به‌جای نرخ بهرهٔ اسمی نیز توسط محققان مورداستفاده قرار گرفته شده است.

۵. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

در این فصل به برآورد الگوی مدل درخصوص هزینهٔ رفاهی تورم در اقتصاد ایران با رویکرد مارکوف سوئیچینگ پرداخته می‌شود. برای این‌منظور در گام اول با استفاده از جمع دیویزیا و رویکرد مازاد مصرف‌کننده و تغییرات جبران‌کننده از مشخصات تقاضای پول (تئوری بامول–توبین) با متغیرهای نرخ بهره و حجم پول و با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون به استخراج تابع تقاضای پول پرداخته و در گام دوم هزینهٔ رفاهی تورم با تابع تقاضای مستخرج از مازاد مصرف‌کننده محاسبه می‌گردد. اطلاعات مورداستفاده در این مطالعه براساس فراوانی داده‌های فصلی برای دورهٔ زمانی ۱۳۶۷–۱۳۹۹هش. می‌باشد. به‌منظور برآورد الگوهای مدل از نرم‌افزار OxMetrics استفاده می‌شود.

۵–۱. برآورد مدل

به‌عنوان اولین مرحله، از مدل مارکوف سوئیچینگ برای تخمین تقاضای پول، به‌صورت لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی، از داده‌های فصلی از فصل اول ۱۳۶۷ تا فصل اول ۱۳۹۹ استفاده می‌شود. با توجه به این‌که در اقتصاد ایران تفاوت بین نرخ بهرهٔ اسمی و نرخ تورم بالاست و نیز مطابق ادبیات تحقیق از عرضه و تقاضای منابع پولی در بازار آزاد تعیین می‌شود؛ لذا به‌دست آوردن داده‌های مناسب برای نرخ بهرهٔ اسمی در ایران، با مشکلی دوچندان مواجه است. از یک‌سو، نرخ سود بانکی توسط مقامات پولی به‌صورت دستوری و بدون ارتباط با عرضه و تقاضای پول تعیین می‌شود؛ و ازسوی دیگر، اطلاعات و آمار کامل و موثق دربارهٔ نرخ سود بازار غیررسمی که تابع عرضه و تقاضا در این بازار است، در دسترس نیست. درمواردی برای حداقل کردن مشکلات ناشی از داده‌ها مربوط به این متغیر از تغییرات نرخ اجاره‌بهای مسکن در شهر تهران و یا نرخ بهره بین بانکی استفاده می‌شود. در این پژوهش از نرخ

[1]. Mankiw N Gregory

اجاره‌بهای مسکن در شهر تهران به‌جای نرخ بهرهٔ اسمی استفاده شده است. زائری و ندری (۱۳۹۲) و «کمیجانی» و «دومان» (۱۳۸۷) در مطالعات خود از اجاره‌بهای مسکن در شهر تهران به‌جای نرخ بهرهٔ اسمی استفاده کرده‌اند. علت استفاده از این متغیر بجای نرخ بهرهٔ اسمی، در تغییرات کوتاه‌مدت و سریع این نرخ با توجه به تغییر نرخ بهره در بازار آزاد است. آزمون‌های فروض کلاسیک برای تشخیص برترین ترکیب حالت، رژیم و وقفهٔ مدل مارکوف سوئیچینگ به‌شرح جدول ۱ ،گزارش شده است.

در جدول ۱، نتایج برآورد آزمون فروض کلاسیک با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۱: رژیم و وقفه مدل مارکوف سوئیچینگ.
Tab. 1: Regime and lag of markov switching model.

مشخصات	حالت	رژیم	وقفه	جمع دیویزیا			
				آزمون های فروض کلاسیک			
				آکایک	آماره	خود هم بستگی	نرمال بودن	ناهمسانی واریانس
لگاریتم کامل	MSM	۳	۴	-۲/۶۸۶۲۸۵۷۵	chi^ ۲prob	۱۶.۰۹۸ [۰.۱۸۶۸]	۰.۴۶۸۲۴ [۰.۷۹۱۳]	۰.۱۹۵۰۵ [۰.۶۵۹۶]
نیمه‌لگاریتمی	MSM	۳	۴	-۲/۶۶۹۳۱۳۷۱		۵.۹۳۲۱ [۰.۹۱۹۵]	۳.۵۹۵۰ [۰.۱۶۵۷]	۰.۸۲۷۳۲ [۰.۳۶۵۱]

منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به معیار کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکاییک، در بین حالت‌های مختلف وابسته به رژیم و تعداد وقفه و رژیم‌ها مختلف (MSM میانگین تابعی از رژیم، MSI عرض از مبدأ تابعی از رژیم، MSH واریانس جملات اخلال تابعی از رژیم، MSA ضرایب جملات خود رگرسیون تابعی از رژیم و حالت‌های ترکیبی آن مانند MSIA هم عرض از مبدأ و هم جملات خود رگرسیون تابعی از رژیم، MSIAH هم عرض از مبدأ و هم ضرایب جملات خود رگرسیون و هم واریانس جملات اخلال تابعی از رژیم، MSMA هم میانگین و هم ضریب جملات خود رگرسیون تابعی از رژیم و MSMAH هم میانگین و هم ضرایب جملات خود رگرسیون و هم واریانس جملات اخلال تابعی از رژیم) است. لازم به ذکر است که تعداد رژیم‌ها تعداد وضعیت‌هایی را نشان می‌دهد که در آن رفتار متغیر مورد بررسی در هر یک از این وضعیت‌ها متفاوت است. درمورد حجم پول در مدل مارکوف سوئیچینگ اگر تعداد رژیم‌ها برابر ۲ باشد می‌توان به‌لحاظ اقتصادی آن را به‌عنوان افزایش حجم پول و کاهش حجم پول تعریف و تفسیر نمود و اگر تعداد رژیم‌ها برابر ۳ درنظر گرفته شود، می‌توان وضعیت‌ها را به‌عنوان افزایش شدید حجم پول و افزایش متوسط حجم پول و افزایش اندک حجم پول و یا بعضاً کاهش حجم پول درنظر گرفت. البته باید درنظر

داشت که ممکن است همواره تقسیم‌بندی‌های تئوریک و ذهنی ما منطبق بر خروجی‌های مدل مارکوف سوئیچینگ نباشد. دلیل آن نیز واضح است، چراکه مدل مارکوف سوئیچینگ صرفاً براساس رفتار داده تقسیم‌بندی رژیم‌ها را انجام می‌دهد. البته در اغلب موارد در صورتی‌که از یک تئوری قابل‌اتکا استفاده شود تقسیم‌بندی‌های رژیم مارکوف به احتمال زیاد مطابق با تئوری خواهد بود. بنابراین برای تعیین حالت، وقفه، رژیم دو رویکرد اصلی پیش‌رو خواهد بود؛ رویکرد اول، رویکرد تئوریک است. در این رویکرد براساس تئوری، تعداد رژیم تعیین می‌شود؛ یا به‌عبارت دیگر، تئوری است که می‌گوید متغیر مورد بررسی چند رفتار متفاوت از خود نشان می‌دهد. رویکرد دوم، رویکرد آماری است. در این رویکرد تعیین حالت، وقفه، رژیم براساس آزمون‌ها یا آماره‌های اطلاعاتی صورت می‌گیرد. داشتن بهترین برازش یا توضیح‌دهندگی روی داده‌های مورد بررسی با توجه به مقدار تابع راست نمایی مشخص می‌شود؛ هرچه مقدار تابع راست نمایی بیشتر باشد به این معنی است که قدرت توضیح‌دهندگی مدل بیشتر است، اما از آنجا که مقدار تابع راست‌نمایی مانند R^2 در مدل‌های خطی با افزایش تعداد متغیرهای توضیحی افزایش می‌یابد؛ بنابراین از معیار کمترین مقدار آکاییک AIC برای مقایسهٔ قدرت توضیح‌دهندگی حالت‌های مختلف مارکوف سوئیچینگ استفاده می‌شود. با انتخاب کمترین مقدار آکاییک پس از بررسی فروض کلاسیک (آزمون خودهم‌بستگی، آزمون نرمال بودن و آزمون ناهم‌سانی واریانس) مدل بهینه است که می‌توان به صحت نتایج آن اطمینان حاصل نمود. در این تحقیق با توجه به رویکرد آماری حالت MSM یعنی حالتی که هم میانگین تابعی از رژیم است با ۴ وقفه و ۳ رژیم برای جمع دیویزیا با مشخصات لگاریتمی و با ۴ وقفه و ۲ رژیم برای نیمه‌لگاریتمی انتخاب شده است.

۲-۵. بررسی غیرخطی بودن الگو

برای نشان‌دادن خطی بودن یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها از آزمون نسبت درست‌نمایی LR[1] استفاده می‌شود. شاید بتوان گفت مهم‌ترین قسمت برای نتایج گزارش شده مربوط به آزمون مناسب بودن مدل غیرخطی تخمین‌زده شده در مقابل مدل خطی قرار می‌گیرد. درواقع با استفاده از این آزمون بررسی می‌شود که مدل تخمین‌زده شده توانسته است در مقابل مدل خطی به قدرت توضیح‌دهندگی مدل بیافزاید یا خیر. تفاوت میان مدلی که تخمین‌زده‌ایم و مدل خطی در این است که در مدل خطی فقط یک میانگین وجود دارد، اما در مدل غیرخطی برای هر رژیم یک میانگین برآورد شده است و به‌عبارت دیگر، دو میانگین داریم. درواقع در مدل غیرخطی فرض می‌شود که میانگین معادله در وضعیت یا رژیم‌های مختلف ممکن است متفاوت باشد و از این‌رو برای هر رژیم میانگین مربوط به خود برآورد می‌شود. اگر میانگین محاسبه شده در هر رژیم با هم برابر باشد، به این معنی است که میانگین در وضعیت‌های مختلف هیچ تفاوتی با هم نداشته است؛ و به‌عبارت دیگر، فلسفهٔ غیرخطی بودن مدل زیر سؤال رفته است. زمانی‌که میانگین‌ها در وضعیت‌های مختلف با هم برابراند، به این معنی است که مدل خطی است. حال اگر آزمونی انجام شود که برابر بودن میانگین‌ها را در دو رژیم بررسی کند، درواقع خطی بودن مدل را در مقابل غیرخطی بودن آن آزمون شده است. در آزمون LR فرضیهٔ صفر برابر بودن میانگین‌ها و به‌عبارت دیگر خطی بودن مدل است و فرضیه مخالف عدم برابری میانگین‌ها و غیرخطی بودن مدل است. متأسفانه به‌دلیل وجود پارامترهای مزاحم

[1]. Likelihood Ratio

نمی‌توان از مقادیر بحرانی توزیع کای‌دو در حالت عادی استفاده نمود. منظور از پارامترهای مزاحم این است که در فرضیهٔ مخالف آزمون پارامترهای مربوط به احتمالات انتقال، یعنی P11 و P22 و P33 که در فرضیهٔ صفر آزمون به‌دلیل خطی بودن وجود ندارد و این باعث می‌شود که توزیع آزمون از توزیع کای‌دو معمولی که تعداد درجهٔ آزادی آن برابر تعداد محدودیت‌هاست پیروی نکند. برای رفع این مشکل دو رویکرد وجود دارد؛ رویکرد اول، استفاده از «روش دیویس»[1] است. دیویس توزیع تقریبی را استخراج نموده است. رویکرد دوم، استفاده از روش (انگ و بکارت، ۱۹۹۸[2]) است. «انگ» و «بکارت» برای رفع این مشکل به‌جای استفاده از مقادیر بحرانی توزیع کای‌دو با درجهٔ آزادی برابر با تعداد محدودیت‌ها از توزیع کای‌دوای استفاده می‌کنند که درجهٔ آزادی آن برابر تعداد محدودیت‌ها به اضافه تعداد پارامترهای مزاحم است. در این آزمون تعداد محدودیت‌ها برابر یک بوده و آن هم قید مربوط به برابری میانگین‌ها است. اما به‌جای استفاده از توزیع کای‌دو با یک درجهٔ آزادی یک، از توزیع کای‌دو با چهار درجهٔ آزادی استفاده شده است. درجهٔ آزادی چهار از مجموع یک محدودیت و سه پارامتر مزاحم P11 و P22 و P33 به‌دست آمده است. نتایج آن‌چه گفته شد برای حالت‌های بالا در جدول ۲ آمده است. در جدول ۲، به‌جای توزیع کای‌دو با یک درجهٔ آزادی از توزیع کای‌دو با چهار درجهٔ آزادی استفاده شده است؛ بنابراین بر اساس ارزش احتمال به‌دست آمده هر دو روش دیویس و انگ و بکارت فرضیه صفر در سطح ۰۵٪ رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که مدل غیرخطی تخمین‌زده شده نسبت به مدل خطی دارای برتری است.

در جدول ۲، نتایج برآورد برآورد دیویس و آنگ و بکارت با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۲. دیویس و آنگ و بکارت مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی.
Tab. 2: Davis and Ang and Bekaert profile log-log and semi-log.

مشخصات	حالت	جمع	میانگین متغیر وابسته	انحراف معیار میانگین	دیویس	آنگ و بکارت
لگاریتم کامل	MSM	دیویزیا	-۰/۴۹۶۴۶۴	۰/۳۲۰۰۱۹	[۰/۰۰۰۰]**	۶۶.۶۳۱ [۰.۰۰۰۰]**
نیمه‌لگاریتمی	MSM	دیویزیا	-۰/۴۹۶۴۶۴	۰/۳۲۰۰۱۹	[۰/۰۰۰۰]**	۶۳.۲۴۸ [۰.۰۰۰۰]**

منبع: محاسبات تحقیق.

۳-۵. آزمون ریشهٔ واحد

اولین مسأله مهم در تخمین‌های مدل‌های اقتصادسنجی وجود متغیرهای غیرمانا در یک مدل است. متغیرهای اقتصادی اگر نامانا باشند امکان وجود رابطهٔ کاذب بین متغیرها وجود دارد. آزمون ریشهٔ واحد با روش «دیکی فولر»

[1]. Davis
[2]. Ang & Bekaert

تعمیم‌یافته به‌خاطر حساسیت آن نسبت به انتخاب عرض از مبدأ و روند برای داده‌های سری زمانی مناسب بوده و نتایج این آزمون برای متغیرهای مدل به شرح جدول ۳، نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون دیکی فولر برای متغیرها.
Tab. 3: Dickey Fuller test results for variables.

متغیر	آمارهٔ آزمون ADF در سطح متغیرها	آمارهٔ آزمون ADF در تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها	مقدار بحرانی			نتیجهٔ آزمون
			سطح اطمینان ٪۹۹	سطح اطمینان ٪۹۵	سطح اطمینان ٪۹۰	
لگاریتم نسبت حجم پول به تولید ناخالص داخلی	-۲/۶۱۲۴۰۳	-۳/۲۹۳۳۴۳	-۳/۴۸۳۷۵۱	-۲/۸۸۴۸۵۶	-۲/۵۷۹۲۸۲	I(1)
لگاریتم نرخ بهرهٔ اسمی[۱]	-۰/۸۳۹۹۳۶	-۴/۸۴۹۵۴۳	-۳/۴۸۴۶۵۳	-۲/۸۸۵۲۴۹	-۲/۵۷۹۴۹۱	I(1)

منبع: محاسبات تحقیق.

از نتایج می‌توان مشاهده کرد که متغیرهای موجود در مدل با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. برای اجتناب از نتایج نادرست برآمده از رگرسیون‌های کاذب (انگل و گرنجر[۲]، ۱۹۸۷) نظریهٔ هم‌انباشتگی را مطرح کرده‌اند. پس از بروز اشکالات در این روش (جوهانسن و جوسیلیوس[۳]، ۱۹۹۰) در پی برطرف کردن اشکالات روش «انگل» و «گرنجر» روش دومی را ارائه دادند که ازطریق حداکثر درستنمایی بردارهای هم‌گرایی را شناسایی می‌کند.

با توجه به نتایج آزمون «جوهانسن» و «جوسیلیوس» نشان‌داد که در فاصلهٔ اطمینان ۹۹٪ یک بردار هم‌جمعی وجود دارد.

در جدول ۴، نتایج برآورد تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۴. برآورد تابع تقاضای پول: جمع دیویزیا با مشخصات لگاریتم کامل.
Tab. 4: Estimation of money demand function: Divisia sum with log-log specifications.

متغیر	جمع دیویزیا حالت MSM با سه رژیم و چهار وقفه							
	نیمه‌لگاریتمی				لگاریتم کامل			
	ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t	ارزش احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t	ارزش احتمال

۱. لازم به توضیح است که از نرخ اجاره‌بهای مسکن در شهر تهران به‌جای نرخ بهرهٔ اسمی استفاده شده است.

2. Engle & Granger
3. Johansen & Juselius

(۱)میانگین	-۰/۵۸۹۳۰۶	۰/۱۵۰۰	-۳/۹۳	۰/۰۰۰	-۰/۵۴۳۸۱۹	۰/۱۶۳۳	-۳/۳۳	۰/۰۰۱
(۲) میانگین	-۰/۶۵۲۶۶۰	۰/۱۴۹۹	-۴/۳۶	۰/۰۰۰	-۰/۶۴۹۹۳۰	۰/۱۶۳۴	-۳/۹۸	۰/۰۰۰
(۳) میانگین	-۰/۷۹۵۶۵۸	۰/۱۵۰۰	-۵/۳۰	۰/۰۰۰	-۰/۵۰۶۳۶۲	۰/۱۶۳۳	-۳/۱۰	۰/۰۰۲
نرخ بهره	۰/۱۴۲۳۳۰	۰/۱۱۳۴	۱/۲۶	۰/۲۱۲	۰/۰۹۴۷۳۱۸	۰/۰۸۸۳۳	۱/۰۷	۰/۲۸۶
انحراف معیار اخلال	۰/۰۲۸۰۰۲۸	۰/۰۰۱۹۹			۰/۰۳۲۱۸۹۰	۰/۰۰۲۳۱۲		
p_{۱|۱}	۰/۵۸۸۳۵۳	۰/۰۷۲۹۲			۰/۶۹۱۹۸۹	۰/۰۶۵۴۲		
p_{۱|۲}	۰/۳۹۲۸۸۷	۰/۰۷۲۱۵			۰/۲۲۹۲۴۳	۰/۱۱۷۸		
p_{۲|۲}	۰/۳۵۱۰۰۸	۰/۰۶۴۵۸			۰/۶۸۰۱۵۶	۰/۱۱۷۴		
p_{۲|۳}	۰/۶۳۳۵۵۴	۰/۰۶۵۱۶			۰/۱۹۳۴۶۴	۰/۰۸۰۱۸		
ماتریس انتقال	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳		رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳	
رژیم ۱	۰/۵۸۸۳۵	۰/۳۵۱۰۱	۰/۰۰۰۰۰		۰/۶۹۱۹۹	۰/۲۲۹۲۴	۰/۸۰۶۵۴	
رژیم ۲	۰/۳۹۲۸۹	۰/۶۳۳۵۵	۰/۳۴۱۲۷		۰/۰۰۰۰۰	۰/۶۸۰۱۶	۰/۱۹۳۴۶	
رژیم ۳	۰/۰۱۸۷۶	۰/۰۱۵۴۴	۰/۶۵۸۷۳		۰/۳۰۸۰۱	۰/۰۹۰۶۰	۰/۰۰۰۰۰	

منبع: محاسبات تحقیق.

نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای پول بیانگر آن است که میانگین در هر سه رژیم با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی معنی‌دار و منفی است. منفی بودن این ضریب این‌گونه تفسیر می‌شود که این ضریب در جدول به مثابه LnA می‌باشد. برای استفاده از A در محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم همان‌گونه که در بخش چهارم بیان شد، باید $A = e^{LnA}$ را محاسبه کرد؛ بنابراین اگر LnA منفی باشد در این‌صورت A<1 و اگر LnA مثبت باشد در این‌صورت A>1 خواهد بود.

براساس نتایج میزان کشش تقاضای پول برای هر دو مدل لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی ازنظر آماری معنی‌دار نیست؛ اگرچه برآورد کشش تقاضای پول برای همهٔ مدل‌ها به‌لحاظ آماری معنی‌دار نیست، اما نتایج با آیرلند (۲۰۰۹) و دای و سرلیتس (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد. از آنجا که مشخصات تابع تقاضای پول در محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم بسیار مهم است، با این‌حال، همان‌طورکه لوکاس (۲۰۰۰) و سرلتیس و یاوری (۲۰۰۴) خاطرنشان کردند، «خصوصیات هم‌انباشتگی متغیرهای تقاضای پول در تخمین میزان کشش بهرهٔ تقاضای پول و محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و درصورت حصول اطمینان از رفع مشکل رگرسیون کاذب می‌توان هزینهٔ رفاهی تورم را محاسبه کرد». نکتهٔ مهم و قابل‌توجه دیگر دلالت بر یکی از معروف‌ترین قاعدهٔ بهینهٔ سیاست پولی فریدمن (۱۹۶۹)، یعنی نگه‌داری نرخ بهرهٔ اسمی در سطح صفر، برای دارایی‌های بدون ریسک دارد. بر طبق این قاعده، بهینهٔ اجتماعی جایی است که فایدهٔ نهایی اجتماعی از نگه‌داری آخرین واحد پول با هزینهٔ نهایی پول از دید اجتماع برابر باشد. چون هزینهٔ تولید آخرین واحد پول برای اجتماع صفر است؛ بنابراین فایدهٔ نهایی اجتماعی از نگه‌داری پول یا نرخ بهرهٔ اسمی باید صفر باشد. در چنین نظام سیاسی، نرخ تورم با منفی نرخ بهرهٔ واقعی برابر خواهد شد؛ چون نرخ بهرهٔ اسمی برابر با مجموع نرخ بهرهٔ واقعی و نرخ تورم است. درواقع نرخ تورم بهینه از دیدگاه قاعدهٔ فریدمن منفی بوده تا بتواند انعکاس‌دهندهٔ افزایش بهره‌وری اقتصاد باشد، عدم افزایش بهره‌وری اقتصاد به مصابه کاهش GDP می‌باشد که افزایش هزینهٔ رفاهی را بیان می‌کند. نرخ بهره، r از ۱۴٪ که توسط بانک مرکزی

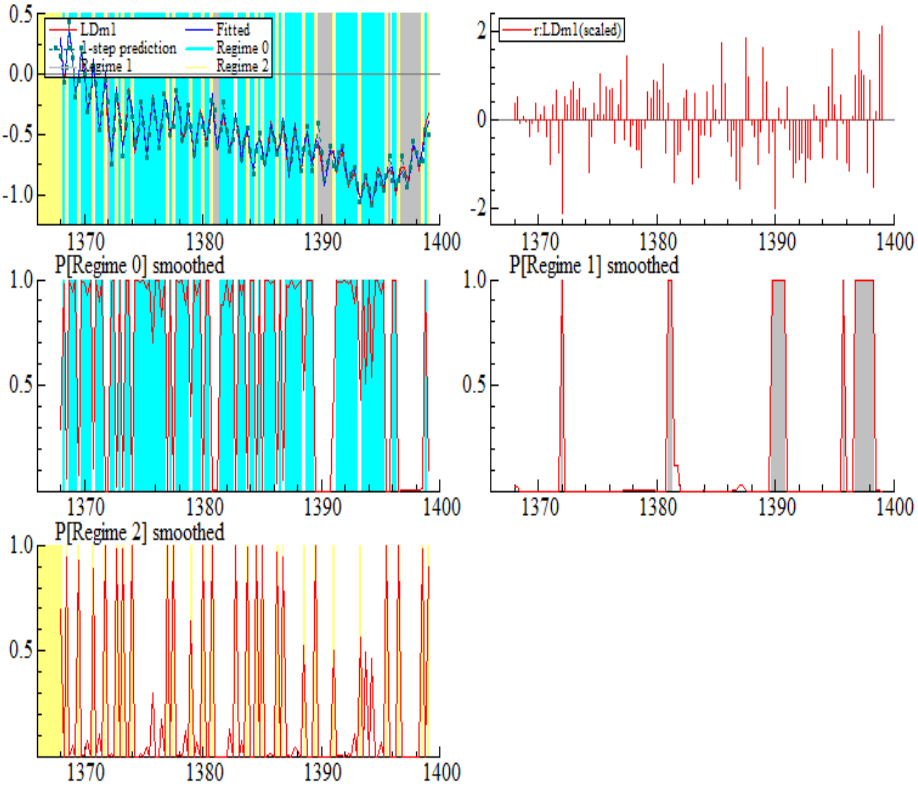
پذیرفته شده است، طبق معادله فیشر $i = r + \pi$ یعنی i=٪۱۴ با تورم صفر مطابقت دارد؛ بنابراین i=٪۲۰ با تورم ۶٪ مطابقت دارد. طبق آخرین آمار اطلاعات بانک جهانی تورم ۳۶/۹٪ نرخ بهره ۵۰/۹٪ =i مطابقت دارد.

هم‌چنین در مشخصات لگاریتم کامل Sigma یا انحراف معیار جملات اخلال ۰/۰۳۲۱۸۹۰ عدد مثبت و بسیار کوچک و نشان می‌دهد که در هر دوره به‌میزان ۰/۰۳۲۱۸۹۰ خطا در سیستم وجود دارد. و نسبت به حالت نیمه‌لگاریتمی بیشتر است. در حالت MSM جملات اخلال تابعی از رژیم نیست. در این‌خصوص، «داودی» (۱۳۸۵) استدلال می‌کند که انحراف معیار جملات اخلال ازنظر آماری با علامت منفی نشان می‌دهد که در هر دوره به‌میزان مقدار عددی آن خطا تصحیح می‌گردد؛ بنابراین هرچه مقدار قدرمطلق این عدد بزرگ‌تر باشد، سرعت حرکت به‌سمت تعادل در بازار پول، نسبتاً سریع است و با واقعیت تطابق دارد. { ۱|۱} p {۱|۲} p {۲|۲} p {۲|۳} p مؤلفه‌های هستند که به‌همراه مدل تخمین‌زده شده است و ضریب و انحراف معیار آن در جدول آمده است؛ هم‌چنین از این مؤلفه برای احتمال باقی‌ماندن در رژیم در ماتریس انتقال استفاده می‌شود.

و در مشخصات نیمه‌لگاریتمی Sigma یا انحراف معیار جملات اخلال ۰/۰۲۸۰۰۲۸ عدد مثبت و بسیار کوچک و نشان می‌دهد که در هر دوره به‌میزان ۰/۰۲۸۰۲۸ خطا در سیستم وجود دارد؛ و نسبت به حالت لگاریتمی کمتر است.

آخرین قسمت از نتایج به‌دست آمده در هر دو مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی مربوط به ماتریس احتمال است. این ماتریس یک ماتریس ۳×۳ است. در حالت سه رژیم ماتریس انتقال دارای مؤلفه‌های P11 و P22 و P33 همراه سایر مؤلفه‌های معادلهٔ تخمین‌زده شده است. ماتریس احتمالات انتقال نیز دارای نُه مؤلفه است. مقادیر ماتریس احتمالات انتقال این مهم را نشان می‌دهد که اگر در دورهٔ t در رژیم یک باشیم، با چه احتمالی در دورهٔ t+1 در رژیم یک باقی خواهیم ماند یا با چه احتمالی به رژیم دو یا سه خواهیم رفت. لازم به توضیح است که جمع احتمال باقی‌مانده در رژیم اول با رفتن به رژیم دوم و سوم برابر یک است.

در نمودار ۳، نتایج گرافیکی تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.



نمودار ۳: نتایج گرافیکی تابع تقاضای پول برای جمع دیویزیا با مشخصات لگاریتم کامل (منبع: محاسبات تحقیق).

Diag. 3: Graphical results of the money demand function for divisia with log-log specifications (Source: Research calculations).

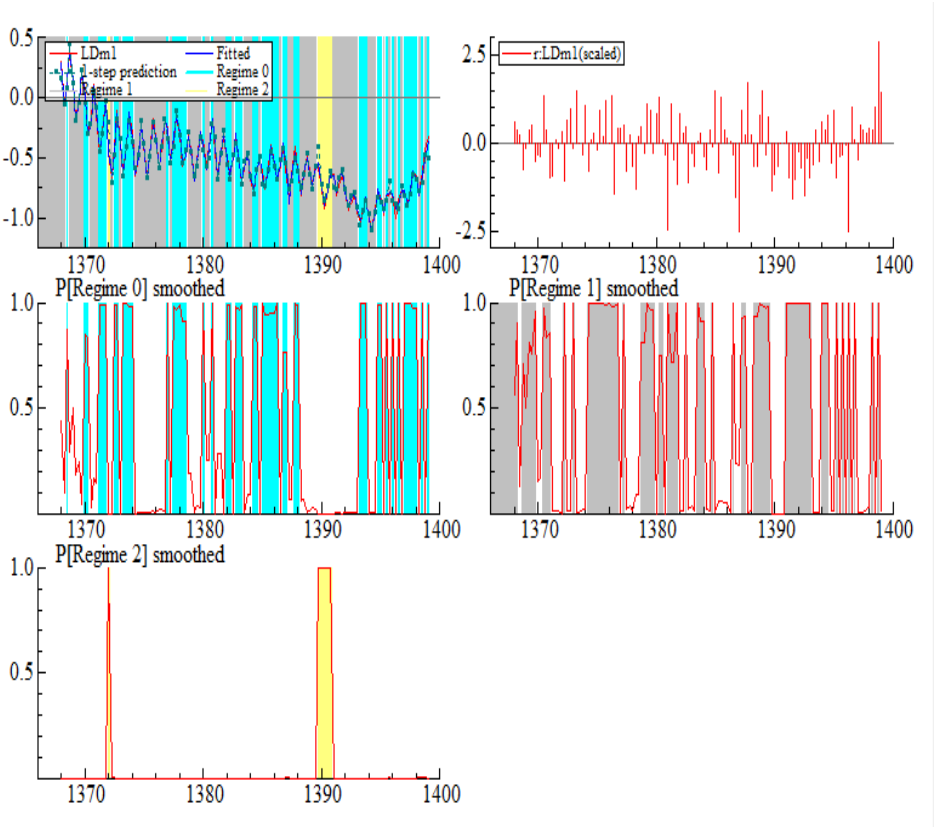
همان‌طورکه مشاهده می‌شود در نمودار ۳، نتایج گرافیکی از سه قسمت اصلی تشکیل شده است. نمودار سطر اول سمت راست جملات اخلال مدل برآود شده را نشان می‌دهد. در این نمودار جملات اخلال نرمال‌سازی شده‌اند. نرمال‌سازی ازطریق تقسیم کردن مقدار واقعی جملات خطا بر مقدار انحراف معیار جملات خطا در رژیم موردنظر صورت می‌گیرد.

این نرمال‌سازی به این‌منظور صورت می‌گیرد که زمانی‌که انحراف معیار یا واریانس جملات خطا تابعی از رژیم نیست میان جملات خطای اصلی رگرسیون و جملات خطای نرمال‌سازی شده هیچ‌گونه تفاوتی وجود ندارد و صرفاً همهٔ مقادیر جملات خطا بر یک عدد ثابت انحراف معیار جملات خطا تقسیم شده‌اند. و تفاوت، زمانی به‌وجود می‌آید که انحراف معیار تابعی از رژیم درنظر بگیریم. در این حالت چون هر مقدار از جملات خطا به انحراف معیار رژیم متناظری که در آن قرار دارد، تقسیم می‌شود؛ میان جملات خطای اصلی رگرسیون و جملات خطای نرمال‌سازی شده تفاوت ایجاد می‌شود. درواقع نرمال‌سازی به این علت انجام می‌شود که خطاها در رژیم‌های مختلف قابل‌مقایسه شوند.

در نمودار سطر اول سمت چپ نیز مقادیر واقعی، مقادیر برازش شده، پیش‌بینی یک دورهٔ بعد و هم‌چنین مشاهدات قرار گرفته شده در رژیم یک را نشان می‌دهد. خط قرمز رنگ در این نمودار نشان‌دهندهٔ مقادیر واقعی متغیر وابسته و خط آبی‌رنگ مقادیر توضیح داده شده یا برازش شده مدل را نشان می‌دهد. خط مربوط به مقادیر برازش شده، هرچه قدر منطبق بر مقادیر واقعی باشد به این معنی است که مدل از قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی برخوردار است. تفاوت مقادیر واقعی و مقادیر برازش شده نیز همان خطاها یا جملات اخلال هستند. مقادیر پیش‌بینی شده برای یک دوره بعد در این نمودار با آبی نقطه‌چین نشان داده شده است. مقدار پیش‌بینی شده برای دورهٔ t با استفاده از کلیهٔ اطلاعات تا دورهٔ t-۱ به‌دست می‌آید. تفاوت میان مقادیر برازش شده با مقادیر پیش‌بینی شدهٔ یک دوره بعد در این است که برای محاسبهٔ مقادیر برازش شده از کلیهٔ اطلاعات موجود در نمونه استفاده می‌شود، درحالی‌که برای محاسبه مقادیر پیش‌بینی شده یک دورهٔ بعد از مشاهدات t تا t-۱ استفاده می‌شود. نمودارهای پایین نیز تقسیم‌بندی مشاهدات در رژیم‌ها و همچنین احتمالات هموار شده را نشان می‌دهد. در مدل مارکوف سوئیچینگ تفکیک مشاهدات به‌صورت درون‌زا صورت می‌گیرد.

تقسیم‌بندی مشاهدات در رژیم‌ها در سه مرحلهٔ فیلتریگ و هموارسازی صورت می‌گیرد. از آنجا که مشاهدات یا باید در رژیم یک باشند یا در رژیم دو یا در رژیم سه پس احتمال قرارگرفتن در این سه رژیم درمجموع باید برابر یک باشد. با توجه به این‌که احتمالات محاسبه شده برای هر رژیم بیشتر باشد، آن مشاهده به آن رژیم اختصاص داده خواهد شد. نمودار سطر وسط سمت چپ مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم یک قرار گرفته‌اند و نمودار سطر وسط سمت راست مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم دو قرار گرفته‌اند و نمودار سطر سوم مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم سه قرار گرفته‌اند. خطوط قرمز همان احتمالات هموار شده را نشان می‌دهد. رنگ خاکستری در رژیم دو برای مشاهداتی است که در این رژیم قرار گرفته‌اند می‌باشد و رنگ آبی مربوط به رژیم یک نیز مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم یک قرار گرفته‌اند و رنگ زرد مربوط به رژیم سه نیز مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم سه قرار گرفته‌اند.

در نمودار ۴، نتایج گرافیکی تابع تقاضای پول با مشخصات نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.



نمودار ۴: نتایج گرافیکی تابع تقاضای پول برای جمع دیویزیا با مشخصات نیمه لگاریتم (منبع: محاسبات تحقیق).

Diag. 4: Graphical results of the money demand function for divisia with semi-log specifications (Source: Research calculations).

برای حالت نیمه‌لگاریتمی نتایج گرافیکی نمودار ۳، مشابه نتایج گرافیکی نمودار ۲ می‌باشد.

در جدول ۵، نتایج باقی‌ماندن هر فصل با مشخصات نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۵: فصول مرتبط به رژیم با مشخصات نیمه‌لگاریتمی.

Tab. 5: Seasons related to the regime with semi-log specifications.

نیمه‌لگاریتمی								
رژیم ۱			رژیم ۲			رژیم ۳		
فصول	تعداد فصل	ارزش احتمال متوسط	فصول	تعداد فصل	ارزش احتمال متوسط	فصول	تعداد فصل	ارزش احتمال متوسط
۱۳۶۸(۳)-۱۳۶۸(۳)	۱	۰/۸۶۹	۱۳۶۸(۱)-۱۳۶۸(۲)	۲	۰/۷۳۳	۱۳۷۲(۱)-۱۳۷۲(۱)	۱	۱/۰۰۰
۱۳۷۰(۱)-۱۳۷۰(۲)	۲	۰/۸۴۳	۱۳۶۸(۴)-۱۳۶۹(۴)	۵	۰/۷۴۸	۱۳۸۹(۴)-۱۳۹۰(۴)	۵	۱/۰۰۰

۱۳۷۱(۲)-۱۳۷۱(۴)	۳	۰/۹۹۰	۱۳۷۰(۳)-۱۳۷۱(۱)	۳	۰/۸۸۹			
۱۳۷۲(۳)-۱۳۷۲(۴)	۲	۰/۹۸۷	۱۳۷۲(۲)-۱۳۷۲(۲)	۱	۰/۹۹۸			
۱۳۷۳(۲)-۱۳۷۴(۱)	۴	۰/۹۸۹	۱۳۷۳(۱)-۱۳۷۳(۱)	۱	۱/۰۰۰			
۱۳۷۷(۱)-۱۳۷۷(۱)	۱	۰/۹۹۸	۱۳۷۴(۲)-۱۳۷۶(۴)	۱۱	۰/۹۹۴			
۱۳۷۷(۳)-۱۳۷۸(۳)	۵	۰/۹۵۲	۱۳۷۷(۲)-۱۳۷۷(۲)	۱	۰/۹۹۲			
۱۳۸۰(۱)-۱۳۸۰(۱)	۱	۱/۰۰۰	۱۳۷۸(۴)-۱۳۷۹(۴)	۵	۰/۹۱۱			
۱۳۸۰(۴)-۱۳۸۰(۴)	۱	۱/۰۰۰	۱۳۸۰(۲)-۱۳۸۰(۳)	۲	۰/۷۵۰			
۱۳۸۲(۱)-۱۳۸۲(۲)	۲	۰/۹۸۷	۱۳۸۱(۱)-۱۳۸۱(۴)	۴	۰/۸۵۹			
۱۳۸۲(۴)-۱۳۸۳(۲)	۳	۰/۹۷۷	۱۳۸۲(۳)-۱۳۸۲(۳)	۱	۱/۰۰۰			
۱۳۸۴(۲)-۱۳۸۴(۳)	۲	۰/۹۸۳	۱۳۸۳(۳)-۱۳۸۴(۱)	۳	۰/۹۴۰			
۱۳۸۵(۱)-۱۳۸۶(۲)	۶	۰/۹۶۲	۱۳۸۴(۴)-۱۳۸۴(۴)	۱	۰/۹۹۹			
۱۳۸۶(۴)-۱۳۸۷(۱)	۲	۰/۷۶۴	۱۳۸۶(۳)-۱۳۸۶(۳)	۱	۰/۹۹۷			
۱۳۸۷(۴)-۱۳۸۸(۱)	۲	۰/۹۹۴	۱۳۸۷(۲)-۱۳۸۷(۳)	۲	۰/۹۳۲			
۱۳۹۳(۲)-۱۳۹۳(۴)	۳	۰/۹۹۸	۱۳۸۸(۲)-۱۳۸۹(۳)	۶	۰/۹۶۸			
۱۳۹۴(۴)-۱۳۹۵(۱)	۲	۰/۹۸۷	۱۳۹۱(۱)-۱۳۹۳(۱)	۹	۰/۹۹۸			
۱۳۹۵(۳)-۱۳۹۵(۳)	۱	۰/۹۹۷	۱۳۹۴(۱)-۱۳۹۴(۳)	۳	۰/۹۹۹			
۱۳۹۶(۱)-۱۳۹۶(۱)	۱	۰/۹۹۷	۱۳۹۵(۲)-۱۳۹۵(۲)	۱	۱/۰۰۰			
۱۳۹۶(۳)-۱۳۹۶(۳)	۱	۰/۹۹۹	۱۳۹۵(۴)-۱۳۹۵(۴)	۱	۰/۹۹۷			
۱۳۹۷(۱)-۱۳۹۸(۱)	۵	۰/۹۸۸	۱۳۹۶(۲)-۱۳۹۶(۲)	۱	۱/۰۰۰			
۱۳۹۸(۳)-۱۳۹۸(۳)	۱	۰/۹۹۶	۱۳۹۶(۴)-۱۳۹۶(۴)	۱	۰/۹۹۹			
۱۳۹۹(۱)-۱۳۹۹(۱)	۱	۰/۹۹۱	۱۳۹۸(۲)-۱۳۹۸(۲)	۱	۰/۹۹۷			
۱۳۹۹(۱)-۱۳۹۹(۱)	۱	۰/۹۹۱	۱۳۹۸(۴)-۱۳۹۸(۴)	۱	۰/۹۹۷			

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول ۶، نتایج باقی‌ماندن هر فصل با مشخصات لگاریتم کامل برای حالت جمع دیویزیا برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

در مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی، واضح است که شکست ساختاری در سال‌های مورد مطالعه وجود دارد.

جدول ۶: فصول مرتبط به رژیم با مشخصات لگاریتمی.
Tab. 6: Seasons related to the regime with log-log specifications.

لگاریتم کامل								
رژیم ۱			رژیم ۲			رژیم ۳		
فصول	تعداد فصل	ارزش احتمال متوسط	فصول	تعداد فصل	ارزش احتمال متوسط	فصول	تعداد فصل	ارزش احتمال متوسط
۱۳۶۸(۲)-۱۳۶۸(۲)	۱	۰/۹۸۴	۱۳۷۲(۱)-۱۳۷۲(۱)	۱	۱/۰۰۰	۱۳۶۸(۱)-۱۳۶۸(۱)	۱	۰/۶۹۳
۱۳۶۸(۴)-۱۳۶۹(۲)	۳	۰/۹۸۲	۱۳۸۱(۱)-۱۳۸۱(۲)	۲	۰/۹۹۹	۱۳۶۸(۳)-۱۳۶۸(۳)	۱	۰/۹۴۳
۱۳۶۹(۴)-۱۳۷۰(۳)	۴	۰/۹۷۷	۱۳۸۹(۴)-۱۳۹۰(۴)	۵	۱/۰۰۰	۱۳۶۹(۳)-۱۳۶۹(۳)	۱	۰/۹۲۵
۱۳۷۱(۱)-۱۳۷۱(۳)	۳	۰/۹۶۵	۱۳۹۵(۴)-۱۳۹۵(۴)	۱	۱/۰۰۰	۱۳۷۰(۴)-۱۳۷۰(۴)	۱	۰/۸۹۴
۱۳۷۲(۲)-۱۳۷۲(۳)	۲	۰/۹۹۵	۱۳۹۶(۴)-۱۳۹۸(۲)	۷	۰/۹۹۸	۱۳۷۱(۴)-۱۳۷۱(۴)	۱	۱/۰۰۰
۱۳۷۳(۱)-۱۳۷۳(۱)	۱	۱/۰۰۰				۱۳۷۲(۴)-۱۳۷۲(۴)	۱	۰/۹۸۱
۱۳۷۳(۳)-۱۳۷۳(۴)	۲	۱/۰۰۰				۱۳۷۳(۲)-۱۳۷۳(۲)	۱	۰/۹۸۱
۱۳۷۴(۲)-۱۳۷۶(۴)	۱۱	۰/۹۵۲				۱۳۷۴(۱)-۱۳۷۴(۱)	۱	۰/۹۹۹
۱۳۷۷(۲)-۱۳۷۷(۲)	۱	۰/۹۹۹				۱۳۷۷(۱)-۱۳۷۷(۱)	۱	۰/۹۹۹
۱۳۷۷(۴)-۱۳۷۸(۴)	۵	۰/۹۷۳				۱۳۷۷(۳)-۱۳۷۷(۳)	۱	۰/۹۹۸
۱۳۷۹(۲)-۱۳۷۹(۴)	۳	۰/۹۷۵				۱۳۷۹(۱)-۱۳۷۹(۱)	۱	۰/۶۴۵

۱۳۸۰(۳)-۱۳۸۰(۲)	۲	۱/۰۰۰				۱	۱۳۸۰(۱)-۱۳۸۰(۱)	۰/۹۹۷
۱۳۸۱(۳)-۱۳۸۲(۳)	۵	۰/۹۲۷				۱	۱۳۸۰(۴)-۱۳۸۰(۴)	۱/۰۰۰
۱۳۸۳(۱)-۱۳۸۳(۳)	۳	۰/۹۷۴				۱	۱۳۸۲(۴)-۱۳۸۲(۴)	۰/۹۹۶
۱۳۸۴(۱)-۱۳۸۴(۲)	۲	۱/۰۰۰				۱	۱۳۸۳(۴)-۱۳۸۳(۴)	۰/۹۸۸
۱۳۸۴(۴)-۱۳۸۴(۴)	۱	۱/۰۰۰				۱	۱۳۸۴(۳)-۱۳۸۴(۳)	۰/۹۹۷
۱۳۸۵(۲)-۱۳۸۶(۱)	۴	۰/۹۹۵				۱	۱۳۸۵(۱)-۱۳۸۵(۱)	۰/۹۹۹
۱۳۸۶(۳)-۱۳۸۶(۳)	۱	۱/۰۰۰				۱	۱۳۸۶(۲)-۱۳۸۶(۲)	۰/۹۶۴
۱۳۸۷(۱)-۱۳۸۸(۲)	۶	۰/۹۷۸				۱	۱۳۸۶(۴)-۱۳۸۶(۴)	۰/۹۴۷
۱۳۸۸(۴)-۱۳۸۹(۲)	۳	۰/۹۹۹				۱	۱۳۸۸(۳)-۱۳۸۸(۳)	۰/۵۲۵
۱۳۹۱(۲)-۱۳۹۳(۱)	۸	۰/۹۸۲				۱	۱۳۸۹(۳)-۱۳۸۹(۳)	۱/۰۰۰
۱۳۹۳(۳)-۱۳۹۵(۲)	۸	۰/۸۷۲				۱	۱۳۹۱(۱)-۱۳۹۱(۱)	۰/۵۰۱
۱۳۹۶(۱)-۱۳۹۶(۲)	۲	۰/۹۹۹				۱	۱۳۹۳(۲)-۱۳۹۳(۲)	۰/۵۶۶
۱۳۹۶(۱)-۱۳۹۶(۲)	۲	۰/۹۹۹						
۱۳۹۸(۴)-۱۳۹۸(۴)	۱	۰/۹۹۸						

منبع: محاسبات تحقیق.

نکتهٔ مهم دیگر، مدت زمان باقی‌ماندن هر فصل با توجه به مشخصات لگاریتمی کامل و نیمه‌لگاریتمی و حالت‌ها و وقفه در هر رژیم است. این موضوع در جداول ۵ و ۶ نمایش داده شده است.

با توجه به‌وجود سه رژیم با مشخصات لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی، رژیم یک، رشد حجم پول کم و یا بعضاً کاهشی درنظر گرفته می‌شود و رژیم دو رشد متوسط حجم پول و نهایتاً رژیم سه رشد شدید حجم پول، ارزش احتمال متوسط با توجه به آن‌چه بیان شد در جدول شمارهٔ ۵ و ۶ جمع دیویزیا و رژیم و وقفه، مدت زمان باقی‌ماندن در هر روش برای همهٔ مدل‌ها نشان داده شده است.

ارزش احتمال متوسط یک، به منزلهٔ قطعیت وجود آن فصل در آن رژیم و هرچه از یک کمتر باشد بیانگر احتمال وجود آن فصل در رژیم موردنظر است و ارزش احتمال ۰/۵ بیان می‌کند که آن فصل با احتمال ضعیف بین رژیم‌های یک و دو به یکی از این دو رژیم تعلق گرفته است.

حال با توجه به نرخ‌های بهرهٔ مختلف در فصول مورد بررسی و با توجه به معادله با مشخصات لگاریتم کامل می‌توان هزینهٔ رفاهی هر فصل را با فرمول ۱۴، برای مشخصات نیمه‌لگاریتمی با فرمول ۱۵، محاسبه کرد.

در جدول ۷، هزینهٔ رفاهی تورم با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی برای حالت جمع دیویزیا با نرخ‌های بهرهٔ ۵٪ و ۱۰٪ و ۱۵٪ برای سه رژیم با چهار وقفه گزارش شده است.

جدول ۷. محاسبهٔ هزینهٔ رفاهی تورم با نرخ‌های بهرهٔ متفاوت و مشخصات و رژیم

Tab. 7: Calculating the welfare cost of inflation at different rate rates, specifications and regime.

مشخصات	حالت	رژیم	نرخ بهره		
			۰/۰۵	۰/۱	۰/۱۵
لگاریتم کامل	جمع دیویزیا	۱	۰/۴۰۳۴۲۲۲	۰/۷۵۵۵۶۶۵	۱/۰۹۰۶۴۲۸
		۲	۰/۳۶۲۸۰۷۶	۰/۶۷۹۴۹۹۷	۰/۹۸۰۸۴۲۱

		۳	۰/۴۱۸۸۱۹۸	۰/۷۸۴۴۰۴۵	۱/۱۳۲۲۶۹۷
نیمه‌لگاریتمی	جمع دیویزیا	۱	۰/۰۰۹۸۲۲۳	۰/۰۳۹۱۰۳۵	۰/۰۸۷۵۶۷۰
		۲	۰/۰۰۹۲۱۹۳	۰/۰۳۶۷۰۲۹	۰/۰۸۲۱۹۱۴
		۳	۰/۰۰۷۹۹۰	۰/۰۳۱۸۱۲۵	۰/۰۷۱۲۳۹۸۹

منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به اظهارات بایلی (۱۹۵۶) «با افزایش نرخ تورم، هزینهٔ رفاهی تورم افزایش می‌یابد» مشاهده می‌شود که با مشخصات لگاریتمی کامل با افزایش نرخ بهرهٔ اسمی (تورم) هزینهٔ رفاهی تورم افزایش می‌یابد. نتایج هزینهٔ رفاهی تورم نشان می‌دهد که با افزایش حجم پول، هزینهٔ رفاهی تورم افزایش می‌یابد و نتایج قابل اتکا می‌باشد. هم‌چنین با افزایش حجم پول، سرعت افزایش هزینهٔ رفاهی تورم در رژیم‌های بالاتر با نرخ فزاینده خواهد بود و سیاست‌گذار پولی باید این نکته را درنظر داشته باشد که با افزایش‌های بیشتر در حجم پول، هزینهٔ رفاهی ناشی از تورم افزایش فزاینده‌ای خواهد داشت.

۶. نتیجه‌گیری

در این پژوهش تلاش گردید هزینهٔ رفاهی تورم برای اقتصاد ایران در بازهٔ زمانی ۱q ۱۳۶۷ – ۱q ۱۳۹۹ با رویکرد مارکوف سوئیچینگ محاسبه شود. محاسبات بیانگر این مهم است که زیان رفاهی افزایش تورم و دور شدن از قاعدهٔ بهینهٔ فریدمن (۱۹۶۹)، با بی‌توجهی سیاست‌گذاران پولی به افزایش هزینهٔ رفاهی تورم، منجر می‌شود. نرخ‌های تورم دو رقمی خود شاهدی بر این مدعاست. نتایج حاکی از آن است که در نرخ بهرهٔ ۱۰٪ هزینهٔ رفاهی تورم برای مدل لگاریتمی در رژیم یک معادل ۰/۷۵٪ GDP در رژیم دو ۰/۶۷٪ GDP و در رژیم سه ۰/۷۸٪ GDP است؛ بنابراین با افزایش حجم پول، هزینهٔ رفاهی تورم به‌صورت فزاینده افزایش می‌یابد. نتایج با مطالعات زائری (۱۳۹۲) و خلیلی‌عراقی (۱۳۹۵) و بختیاری (۱۳۹۰) و جعفری‌صمیمی (۱۳۸۳) و گودرزی‌فراهانی (۱۳۹۱) هم‌خوانی دارد. هم‌چنین نتایج با مطالعات لوکاس (۲۰۰۰) و دای و سرلتیس (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد. در نرخ بهرهٔ ۱۰٪ با مشخصات نیمه‌لگاریتمی در رژیم یک معادل ۰/۰۳۹٪ GDP در رژیم دو ۰/۰۳۶٪ GDP و در رژیم سه ۰/۰۳۱٪ GDP است. ازنظر مشخصات لگاریتمی نکتهٔ قابل‌توجه این‌که درحالی‌که تورم در سال ۲۰۱۹ م. (براساس آخرین اطلاعات بانک جهانی) در کشورهای عربی ۱/۵٪ و اتحادیهٔ اروپا ۲/۱٪ و کشورهای OECD یا سازمان همکاری اقتصادی و توسعهٔ ۲/۱٪ و کل دنیا ۲/۳٪ بوده است، اما این رقم در کشور ایران بالغبر ۳۶/۹٪ بوده است. این ارقام نشان می‌دهد که افزایش مداوم سطح قیمت‌ها و تورم‌های مزمن در اقتصاد ایران، هزینه‌های زیادی را نیز به جامعه تحمیل می‌کند، و هزینهٔ رفاهی تورم را به‌صورت فزاینده افزایش می‌دهد.

در کشور ما تورم ۳۶/۹٪ هزینهٔ رفاهی رژیم یک ۲/۴۶ ٪ GDP و رژیم دو ۲/۲۱ ٪ GDP و رژیم سه ۲/۵۶ ٪ GDP در حالت لگاریتم کامل می‌باشد. اگر تورم از ۳۶٪ به ۳۸٪ (حالت کنونی کشور) افزایش یابد، یعنی ۲٪

افزایش تورم و با همان اطلاعات رژیم یک حالت لگاریتم کامل و سپس در مقدار همان تولید ناخالص ضرب شود، مبلغ ۷۵۲۴/۳ میلیارد ریال تولید ناخالص داخل کاهش می‌یابد. در سایر حالات این مطالعه، یعنی دو رژیم دیگر لگاریتم کامل با توجه به کاهش ارتباط رشد حجم پول و نرخ بهر اسمی و نیز عدم بازدارندگی آن کاهش تولید ناخالص داخل به مراتب بیشتر و در نتیجه هزینهٔ رفاهی تورم افزایش بیشتر خواهد داشت. این کاهش تولید ناخالص داخلی به مثابه افزایش هزینهٔ رفاهی تورم و به نوعی زیان مالیات نگه‌داری پول نقد محسوب می‌شود و این یک فاجعه در تورم بالا را نشان می‌دهد. به‌همین علت مردم سعی در دور کردن پول نقد از خود را دارند؛ از این‌رو پرداختن به هزینهٔ رفاهی تورم بسیار مهم است؛ و هدف‌گذاری تورم می تواند راهگشا باشد.

کتابنامه

– بختیاری، صادق؛ و صمدپور نرگس، (۱۳۹۰). «برآوردی از هزینهٔ رفاهی تورم در اقتصاد ایران». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۷(۱): ۳–۱۶.

– جعفری‌صمیمی، احمد؛ و تقی‌نژاد وحید، (۱۳۸۳). «هزینهٔ رفاهی تورم؛ بسط الگوی لوکاس و ارائه دیدگاه جدید». *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۶۴(۱): ۵۵–۷۲.

– خلیلی‌عراقی، منصور؛ عباسی‌نژاد، حسین؛ و گودرزی‌فراهانی، یزدان، (۱۳۹۵). «هزینهٔ رفاهی تورم در ایران با رویکرد مدل حداقل مربعات معمولی پویا». *فصلنامهٔ پژوهشنامه اقتصادی*، ۶۲(۱۶): ۶۳–۸۶.

– زائری، محمد؛ و ندری، کامران، (۱۳۹۲). «محاسبه هزینهٔ رفاهی تورم در ایران». *فصلنامه راهبر اقتصادی*، ۲(۴)، ۳۹–۷۱.

– شاهمرادی، اصغر؛ و ناصری، سید مهدی، (۱۳۸۹). «محاسبه حجم پول به روش دیویسیا و مقایسه آن با حجم پول جمع ساده در ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۵۴(۲): ۵–۳۴.

– صادقی‌شاهدانی، مهدی؛ صاحب‌هنر، حامد؛ عظیم‌زاده‌آرانی، محمد؛ و حسینی‌دولت‌آبادی، سید مهدی، (۱۳۹۱). «بررسی شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با روش BVAR». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، ۱ (۴): ۹۱–۱۲۴.

– کمیجانی، اکبر؛ بهرامی‌راد، دومان، (۱۳۸۷). «آزمون رابطه بلند مدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم». *پایگاه مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی*، ۱ (۸۲): ۱۸۷–۲۱۰

– گودرزی‌فراهانی، یزدان؛ مشتری‌دوست، شیوا؛ و ورمزیاری بهزاد، (۱۳۹۱). «بررسی هزینهٔ رفاهی تورم با رویکرد مدل‌های تعادل عمومی». *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۸(۲): ۸۷–۱۲۰.

– منکیو، گرگوری، (۱۳۹۱). *اقتصاد کلان*. ترجمهٔ حمید رضا. ارباب، تهران: نشر نی.

– یزدان‌پناه، حمیده.؛ اسلاملوئیان، کریم؛ هادیان، ابراهیم؛ و شهنازی، روح‌الله. (۱۳۹۹). «تأثیر قواعد سرمایه خلاف چرخه بر ثبات بانکی و پویایی‌های اقتصاد کلان در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳۶(۹): ۱-۳۳.

- Bailey, M., (1956). “The welfare cost of inflationary finance”. *Journal of Political Economy*, 64 (2): 93-110.

- Bailey, M., (1956). “The welfare cost of inflationary finance”. *Journal of Political Economy*, 64: 2.

- Bakhtiari, S. & Samadpour, N., (2011). “Estimated Welfare Cost of Inflation in Iran's Economy”. *Economic Studies and Policies*, 7 (1): 3-16.

- Barnett, W. A., (1980), “Economic monetary aggregates: An application of index number and aggregation theory”. *Journal of Econometrics,* 14 (1): 11-48.

- C. Silva, A., (2012). “Rebalancing Frequency and the Welfare Cost of Inflation”. *American Economic Journal*, *Macroeconomics*, 4 (2): 53-83.

- Cagan, P., (1956). “The monetary dynamics of hyperinflation”. In: Friedman, M. (Ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money.* University of Chicago Press, Chicago and London, Pp: 25–117 .

- Chio, J. & Molico, M., (2010). “Liquidity, redistribution, and the welfare cost of inflation”. *Journal of Monetary Economics,* 57 (4): 428-438.

- Dai, W. & Serletis, A., (2019). “On the Markov Switching welfare cost of inflation”. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 108 (2): 1-23.

- Dibooglu, S. & Kenc, T., (2009). “Welfare cost of inflation in a stochastic balanced growth model”. *Economic Modelling*, 26 (4): 650-658.

- Dressler, S., (2015). “A long-run, short-run and politico-economic analysis of the welfare costs of inflation”. *Journal of Macroeconomics*, = 47 (3): 255-269.

- Engle, R. F. & Granger, C. W. J., (1987). “Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing”. *Econometrica,* 55 (2): 251–276.

- Friedman, M., (1969). *The Optimum Quantity of Money and Other Essays.* Aldine Publishing Company, Hawthorne. New York.

- Friedman, M., (1983). *A Case of Bad Good News.* Newsweek.

- Goldfeld, S. M., (1976). “The Case of the Missing Money”. *Brookings Paper Economic Activity*, 7 (3): 683-740.

- Goudarzi, F.; Yazdan, Sh. & Varmazyari, B., (2012). "Inflation Welfare Expenditure Survey with General Equilibrium Models Approach". *Quarterly Journal of Money and Economics,* 8(2): 87-120.

- Ireland, P. N., (2009). "On the welfare cost of inflation and the recent behavior of money demand". *Am. Econ. Rev,* 99 (3): 1040-1052.

- Jaafari Samimi, A. & Taghinejad, V., (2004). "Welfare cost of inflation, expansion of Lucas model and presenting new perspective". *Journal of Economic Research,* 64(1): 55-72.

- Johansen, S. & Juselius, K., (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money". *Oxford bulletin of Economics and Statistics,* 52: 169-210

- Khalili Araghi, M.: Abbasinejad, H. & Goodarzi Farahani, Y., (2016). "Welfare cost of inflation in Iran with dynamic ordinary least squares model approach". *Quarterly Journal of Economic Research*, 62(16): 63-86.

- Komijani, A. & Bahrami Rad, D., (2008). "Test of long-term relationship between interest rate of banking facilities and inflation rate". *Scientific Information Center of ACECR,* 1 (82): 187-210.

- Kurlat, P., (2019). "Deposit Spreads and the Welfare Cost of Inflation". *Journal of Monetary Economics,* 19 (2):79-93.

- Lucas Jr., R. E., (2000). "Inflation and welfare". *Econometrica*, 68 (2): 247-274.

- Mankiw, G., (2012). *Macroeconomics.* Translated by: Hamid Reza. Arbab, Tehran: Ney Publications.

- Mc Callum, B. & Goodfrind, M., (1978). "Demand for money: Theoretical stadies". *The new Palgrave dictionary*: 775-781

- Meltzer, A. H., (1963). "The demand for money: the evidence from the time series". *J. Polit. Econ.*, No. 71: 219–246.

- Mogliani, M. & Urga, G., (2018). "On the instability of long-run money demand and the welfare cost of inflation in the united states". *J. Money Credit Bank,* 50 (7): 1645-1660.

- Mushtaq, S.; Rashid, A. & Qayyum, A., (2012). "On the Welfare Cost of Inflation: The Case of Pakistan". *The Pakistan Development Review,* 51 (1): 61-96.

- Sadeghi Hesati, M.; Saehebhonar, H., Azimzadeh Arani, M. & Hosseini Dowlatabadi, S. M., (2012). "Investigation of monetary shocks on macroeconomic variables by BVAR method". *Journal of Applied Economic Studies in Iran*, 1(4): 91-124.

- Serletis, A. & Yavari, K., (2004). "The welfare cost of inflation in canada and the united states". *Econ. Lett.*, No. 84, Pp: 199–204 .

- Shahmoradi, A. & Naseri, S. M., (2010). "Calculating the volume of money by Davisia method and comparing it with the volume of simple sum money in Iran". *Quarterly Journal of Economic Research and Policies,* 54(2): 5-34.

- Yazdanpanah, H.; Islamlouian, K.; Hadian, E. & Shahnazi, R., (2020). "The effect of counter-cycle capital rules on banking stability and macroeconomic dynamics in Iran". *Applied Economic Studies of Iran*, 36(9): 1-33.

- Zaeri, M. & Nadri, K. (2013). "Calculating the Welfare Cost of Inflation in Iran". *Quarterly Journal of Economic Leader*, 2(4): 39-71.

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
]*Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.*

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

42

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 11, No. 42, Summer (2022)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2019): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2017): **Q1**

Concessionaire: **Bu-Ali Sina University**
In collaboration with: **Scientific Association of Regional Development Economy**
Responsible manager: **Saeid Isasazadeh**
Editor-in-Chief: **Mohammad Hassan Fotros**
Executive Director: **Ismaeil Torkamani**
Internal manager and expert: **Khalilollah Beik Mohammadi**
English editor: **Azar Sarmadijuo**
Logo designer: **Hamidreza Chaterbahr**

Editorial Board (in alphabetical order)

Mohsen Bahmanioskoei (Professor, Department of Economics, University of Wisconsin, USA)
Mohammad Hashem Pesaran (Professor, Department of Economics, Cambridge University, England)
Mohammad Reza Farzanegan (Professor, Department of Economics, Philips Marburg University, Germany)
Amir Kia (Professor, Department of Economics, University of Utah, USA)
Esfandiar Masoumi (Professor, Department of Economics, Emory College, USA)
Abdul Karim Zulkafli (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)
Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)
Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Mazandaran University, Mazandaran, Iran)
Mohammad Alizadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran)
Saeid Isazadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Ali Hossein Samadi (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)
Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mohammad Ghorbani (Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Reza Lotfalipour (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, Faculty of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)
Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mahmood Houshmand (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Email: aesi@basu.ac.ir
Address: Pajohesh Sq., Shahid Mostafa Ahmadi Roshan Boulvar, Bu-Ali Sina University, Central Building, Office of Scientific Journals, Hamedan, Iran.
Tel: 081 - 38381192

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

In the Name of GOD

Bu-Ali Sina University

Applied Economics Studies, Iran

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

42

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 11 || No. 42 || Summer 2022 ||

- **AThe Optimal Ramsey Monetary Policy in The Form of DSGE Model Appropriate...**
  Khosrosereshki, M. J., Najarzadeh, R., Heydari, H. **9-46**
- **Investigation of the Effect of Natural Disasters on Household Consumption Patterns...**
  Salem, A. A., Jabari, L. **47-82**
- **An Estimation of the Tax Evasion by Tanzi Method and Analysis the Effect of Fiscal...**
  Zaroki, Sh., Yousefi-Barfurushi, A., Tavassoly-Nia, A., Hadidi, M. **83-108**
- **Virtual Water Trade between Iran and CIS**
  Rasekhi, S., Karimi, M. **109-134**
- **The Impact of Information and Communication Technology (ICT) on Informal...**
  Sobhani, S., Fotros, M. H., Haji, G., Torkamani, E. **135-169**
- **Investigating the Effects of The Specific Fiscal Policies to Reduce Regional...**
  Almasi, M., Delangizan, S., Afrookhteh, M. **171-194**
- **Economic-Environmental Analysis of Adoption of Green Tax Policy in Iran...**
  Shakerin, Sh., Mosavi, S. N., Aminifard, A. **195-218**
- **The Effect of Public Goods on Residential Mobility: Comparison all Households and High-Income Groups in Tehran, Iran**
  Asadi, R., Modiri, A., Gholizadeh, A. A., Hosseynali, F. **219-250**
- **The Relationship between Economic Complexity and Carbon Dioxide Emissions...**
  La'l Khezri, H., Ashena, M. **251-277**
- **Investigating the Sudden Changes in the Money on the Welfare cost of Inflation in Iran**
  Sabbaghchi-Firouzabad, M., Tabataba'i Nasab, Z., Alavirad, A. **279-313**