مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۴۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۴۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۲۴۲۲-۴۷۲X

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۲ || شمارهٔ ۴۶ || تابستان ۱۴۰۲ ||

◀ **اثر بحران بانکی (ناترازی) بر متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی**
حسن چنارانی، کاظم یاوری، حسن حیدری، محمدجواد شریف‌زاده ۹-۳۸

◀ **ارزیابی سوگیری فرافکنی در باورها و تمایلات افراد تحت‌تأثیر تغییرات دمایی (با رویکرد اقتصاد رفتاری)**
حشمت‌اله عسگری، محدثه پورعلی‌مردان ۳۹-۶۱

◀ **بهینه‌سازی زنجیرهٔ تأمین برق مدرن با الگوریتم چند هدفهٔ ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب**
سید محمد سیدحسینی، امیر محمدزاده، محسن صیقلی، فرزین رضایی ۶۳-۹۰

◀ **ارائه الگوی توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک**
مهدی حیدری، عزت‌اله عباسیان، محسن ابراهیمی ۹۱-۱۱۶

◀ **بررسی تأثیر مالیات بر ثروت بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران**
مسعود سعادت‌مهر، افشین بازگیر ۱۱۷-۱۳۷

◀ **بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر سرمایهٔ اجتماعی در استان‌های ایران**
آزاد خانزادی، نسرین کریمی، سهراب دل‌انگیزان ۱۳۹-۱۶۵

◀ **بررسی تأثیر ریسک عملیاتی بر رشد اقتصادی در ایران**
رامین امانی، خالد احمدزاده، فاتح حبیبی ۱۶۷-۲۰۶

◀ **ارزیابی تاثیرات سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری بر رشد منطقه‌ای با استفاده از روش کنترل مصنوعی**
ایوب میری، سعید عیسی‌زاده ۲۰۷-۲۴۰

◀ **بررسی اثر مؤلفه‌های رفتاری بر قیمت مسکن در ایران**
شهلا صمدی‌پور، علی‌اکبر قلی‌زاده، حمید سپهردوست ۲۴۱-۲۷۴

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

– مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحهٔ A۴ باشد.

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

۲- ساختار علمی مقاله

ساختار مقاله به‌صورت زیر تنظیم شود:

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

۲- شیوهٔ ارجاع و استناد

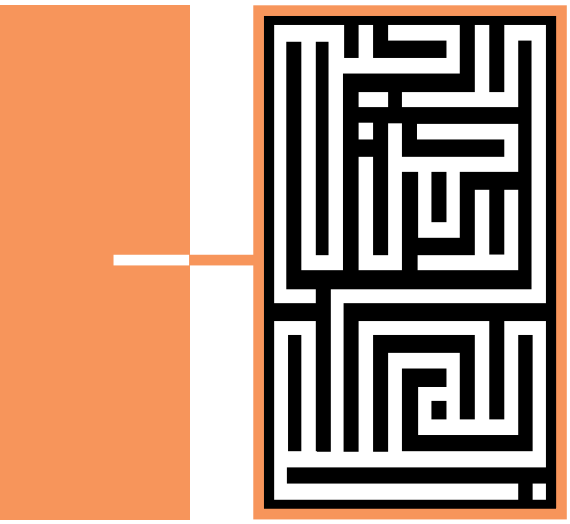
– ارجاع در متن مقاله

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

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

– ارجاع در پایان مقاله (کتابنامه)

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



بسمه تعالی

گواهی رتبه علمی

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

نشریه

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

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

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

رتبه علمی

الف

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

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

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

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

دانشگاه بوعلی سینا

فصلنامهٔ علمی

مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران

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

با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای

آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

شمارهٔ مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷

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

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

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

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۲، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۴۰۱): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۳۹۹): **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

اثر بحران بانکی (ناترازی) بر متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی
حسن چنارانی، کاظم یاوری، حسن حیدری، محمدجواد شریف‌زاده ۹-۳۸

ارزیابی سوگیری فرافکنی در باورها و تمایلات افراد تحت‌تأثیر تغییرات دمایی (با رویکرد اقتصاد رفتاری)
حشمت‌اله عسگری، محدثه پورعلی‌مردان ۳۹-۶۱

بهینه‌سازی زنجیرهٔ تأمین برق مدرن با الگوریتم چند هدفهٔ ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب
سید محمد سیدحسینی، امیر محمدزاده، محسن صیقلی، فرزین رضایی ۶۳-۹۰

ارائه الگوی توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک
مهدی حیدری، عزت‌اله عباسیان، محسن ابراهیمی ۹۱-۱۱۶

بررسی تأثیر مالیات بر ثروت بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران
مسعود سعادت‌مهر، افشین بازگیر ۱۱۷-۱۳۷

بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر سرمایهٔ اجتماعی در استان‌های ایران
آزاد خانزادی، نسرین کریمی، سهراب دل‌انگیزان ۱۳۹-۱۶۵

بررسی تأثیر ریسک عملیاتی بر رشد اقتصادی در ایران
رامین امانی، خالد احمدزاده، فاتح حبیبی ۱۶۷-۲۰۶

ارزیابی تأثیرات سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری بر رشد منطقه‌ای با استفاده از روش کنترل مصنوعی
ایوب میری، سعید عیسی‌زاده ۲۰۷-۲۴۰

بررسی اثر مؤلفه‌های رفتاری بر قیمت مسکن در ایران
شهلا صمدی‌پور، علی‌اکبر قلی‌زاده، حمید سپهردوست ۲۴۱-۲۷۴

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. 12, No. 46, Summer (2023)

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 Banking Crises on Macroeconomic Variables Within the Dsge Models Framework

Chenarani, H.[1], Yavari, K.[2], Heydari, H.[3], Sharifzadeh, M. J.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.25066.3359
Received: 2021.10.16; Accepted: 2022.12.04
Pp: 9-38

Abstract

Banking crises have been widespread in recent decades in different countries and have incurred significant costs to economies. Banking crises are highly disruptive events which lead to sustained declines in economic activity, financial intermediation, and ultimately in welfare. It is then no surprise that academics and policymakers devote significant efforts to develop models to attempt to predict crises and to design policies to resolve them and mitigate their economic impacts. Due to the weakness of other financial institutions in country, the banking system is one of the main institutions which has particular importance in Iran`s economy. Financial markets persistently confront with fluctuations in assets such as housing, gold and foreign exchange where these assets are often considered as a substitution for household deposits. Because these deposits are regarded as the most significant banks' resources, an analysis of resource shortage impact on banks' lending power on the one hand and the effect of lending power on macroeconomic variables such as output and inflation on the other hand makes it very important. Therefore, Banking system challenges cause substantial effects on the economy, especially if it is affected by the balance sheets crisis, it doubles its significance. This research, will explaining the crisis in the banking system of the country and its dimensions. By estimating the limits of the fictitious assets of the banking system of the country and the estimation of the balance sheets insolvency; within the framework of a model dynamic stochastic general equilibrium reviews its effects on macroeconomic variables. The results show bank loss impact growth negatively through decline in capital formation, raise in inflation and increase in firm's capital and labor costs. It increase economic volatility respectively.

Keywords: Banking Crises, Fictitious Assets, Insolvency, Dynamic Stochastic General Equilibrium.
JEL Classification: C63, E27, E44, E47.

1. PhD in Economics, Department of Economic Sciences, School of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
2. Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran (Corresponding Author).
Email: kyavari@yazd.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economic Sciences, School of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
4. Associate Professor, Department of Monetary and Financial Economics, Faculty of Islamic Studies and Economics, Imam Sadeq University (AS), Tehran, Iran.

Citations: Chenarani, H.; Yavari, K.; Heydari, H. & Sharifzadeh, M., (2023). "The Effect of Banking Crises on Macroeconomic Variables Within the Dsge Models Framework". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(46): 9-38. (doi: 10.22084/aes.2021.25066.3359).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4257.html?lang=en

1. Introduction

The structure of Iranian financial systems is based on banking loans and credits. For this reason, Iranian commercial banks maintain the monopoly power in supplying credits to the real sector. Furthermore, together they establish the biggest financial system in the economy. Due to recent widespread banking crises in many countries in the world, including Iran and their impacts on their economies, studying banks' balance sheet problems at the time of these crises is very crucial. Within the framework of a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model, this research will explain the crisis in Iran banking system and its effects on its macroeconomic variables. Specifically, this will be done by estimating the limits of fictitious assets of Iran banking system and calculating the balance sheets insolvency. Banking crises are usually characterized by the following two characteristics: Major issues in the banking system, like depositors rush to withdraw money from banks, severe losses of the banking network and ensued bankruptcies. Government interventions in the face of losses of the banking network. The first case, which is termed as bank run and liquidity crisis, is caused by depositors rush to withdraw from the bank or any other situations in which the bank is unable to honor its obligation to its depositors. The second case is balance sheet crisis. This is an asset-liability gap, in which the difference between bank’s debt value and assets value exceeds bank’s capital value. This research will explore the latter issue.

2. Materials and Methods

The purpose of this study is to design an applicable model in macroeconomics, in order to investigate the effects of balance sheet crisis on the main macroeconomic variables (production, inflation, etc.) for Iran’s economy. A DSGE model is used for this purpose. The main structure of the model has been designed using the works of Deeb (2008 and 2010), Agnour et al. (2012), Kandak (2012) and Ahmadian (1393). The most important added change is the expansion of the banking model for the specific conditions of Iran banking system and the inclusion of balance sheet crisis as one of the most imperative facts in the structure of the Iran banking system.The model includes six sectors: household, firm, government, bank, oil revenue, and monetary authority. As mentioned, its distinctive feature is the

application of a balance sheet shock through its most important component, namely the default of bank loans (calculated in the previous section) and its effect on macroeconomic variables such as production, investment and inflation. The shock of non-performing loans is modeled as a white noise shock. The white noise shock is also consistent with the behavior of delinquencies in the country's banking system. Given that the frequency of default events is very low compared to the number of loans and defaulters have very different characteristics, and considering that, each loan default event occurs in a different macroeconomic condition than others, evidently the default events should be considered as independent shocks.

3. Data and Discussion

The effect of the balance sheet sock on the deposit market is the same as its effect on liquidity, first decreasing and then increasing. Given that this model also takes bank rush into account, the occurrence of said imbalances causes general panic and reduces the amount of deposits. From a microeconomic point of view, the depositor's fear reduces the household's desire to keep money. This drop in the deposit supply causes a sudden increase in the interest rate on deposits and in turn, increases the bank's financial cost. Thus, banks' resources are under pressure due to the balance sheet socks from two perspectives: a decline in cash inflows from the repayment of installments and an increase in interest rates on household deposits. The corresponding effect of an increase on the cost of capital for the firm is the reduction of return on investment. The financial theory of the firm suggests that financing through borrowing, due to its leveraged nature, increases the return on investment. In contrast, the use of internal financing and the firm's own capital reduces the return on investment. The decline in credit offering due to the balance sheet shock forces healthy firms to replace bank financing with internal financing. Firms who are in default are also de-leveraging their balance sheets to repay their loans and prevent bankruptcy. These two effects, such as discussed in the studies of Cristiano et al. (2007), Sons and Exo (2013) and Barzina and Makarkaski (2011), simultaneously reduce the level of capital and return on investment.

4. Conclusion

The occurrence of a balance sheet crisis disrupts the cash flow of the bank and as a result, it becomes difficult to provide resources for loans. In response, the bank compensates for its resource deficit by increasing interest paid on household deposits, which creates money and increases the money supply. Given that in the model of this paper, money supply belongs to the households, a surge in the impulse reaction function of household liquidity occurs. This is a closed economy model, which means household consumption and investment and firm and government expenditures constitute the demand of the whole economy. As such, the first effect of an increase in household's liquidity is an increase in the total demand of the economy and inflation. As can be seen in the impulse reaction functions, consumption is greatly increased, which corresponds to an increase in inflation. The total effects of balance sheet shock on the macroeconomic variables of the country in this model have two important results. The first is a sharp drop in economic growth due to balance sheet crisis. The second result is the rise in economic fluctuations and subsequently higher uncertainty.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲

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

اثر بحران بانکی (ناترازی) بر متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

حسن چنارانی[۱]، کاظم یاوری[۲]، حسن حیدری[۳]، محمدجواد شریف‌زاده[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.25066.3359
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۲۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۱۳
صص: ۳۸-۹

چکیده

یکی از مرسوم‌ترین بحران‌های اخیر در اقتصاد کشورهای جهان بحران بانکی با هزینه‌های قابل‌توجه است که کشورهای مختلف را با آن درگیر کرده است. به‌دلیل ضعف سایر نهادهای مالی در کشور، نظام بانکي به‌عنوان يكي از نهادهاي اصلي در اقتصاد ايران داراي اهميت و جايگاه ويژه‌اي مي‌باشد؛ لذا چالش‌های آن هم آثار فراوانی بر اقتصاد دارد؛ به‌خصوص اگر دچار بحران ترازنامه‌ای شده باشد اهمیت آن را دوچندان می‌کند. این تحقیق بنا دارد ضمن تبیین بحران در نظام بانکی کشور و ابعاد آن، با برآورد حدودی دارایی‌های موهومی نظام بانکی کشور و تخمین ناترازی نظام بانکی؛ در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی آثار آن را بر روی متغیرهای کلان اقتصاد بررسی نماید. نتایج برآورد مدل نشان‌دهندهٔ افت شدید رشد اقتصادی و افزایش نوسانات اقتصادی در اثر بحران بانکی ناترازی است. کاهش تشکیل سرمایه، افزایش تورم و افزایش هزینهٔ دستمزد و هزینهٔ سرمایهٔ بنگاه باعث افت رشد اقتصادی می‌شود.

کلیدواژگان: بحران بانکی، ناترازی، دارایی موهومی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.
طبقه‌بندی JEL: C63, E27, E44, E47.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: h.chenarani@modares.ac.ir
۲. استاد گروه علوم اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: kyavari@yazd.ac.ir
۳. استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: hassanheydari@modares.ac.ir
۴. دانشیار گروه اقتصاد پولی و مالی، دانشکدهٔ معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، ایران.
Email: sharifzadeh@isu.ac.ir

ارجاع به مقاله: چنارانی، حسن؛ یاوری، کاظم؛ حیدری، حسن؛ و شریف‌زاده، محمدجواد، (۱۴۰۲). «اثر بحران بانکی (ناترازی) بر متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۶): ۹-۳۸. (doi: 10.22084/aes.2021.25066.3359).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4257.html

۱. مقدمه

تأمین مالی نه‌تنها شرط لازم برای حیات فعالیت‌های اقتصادی است، بلکه ارتباط نزدیک و دوطرفه‌ای با رشد اقتصادی دارد. بدون وجود یک نظام مالی مناسب و کارا با طیف گسترده‌ای از خدمات مالی، امکان رشد اقتصادی بالا وجود ندارد؛ از طرف دیگر، جریان عادی فعالیت‌های اقتصادی نیز نیازمند تأمین مالی است. هر سطح از توسعه‌یافتگی و هر میزان از رشد اقتصادی بدون وجود نظام مالی سالم که امکان تجهیز و تخصیص منابع را فراهم کند، ممکن نیست. لذا درک درست از چرایی به وجودآمدن مشکلات و نقشهٔ راه برای حل معضلات نظام بانکی باید اولویت سیاست‌گذاری در کشور قرار گیرد.

معمولاً بحران‌های بانکی با دو مشخصهٔ زیر مشخص می‌شوند:

- مشکلات عمده در سیستم بانکی نظیر هجوم برای بیرون کشیدن پول از بانک، زیان شدید شبکهٔ بانکی و ورشکستگی بانک‌ها.
- مداخلات دولت در مواجه با زیان شبکهٔ بانکی.

در حالت اول که در اصطلاح «بحران جریان نقد»[1] یا «هجوم بانکی» می‌نامند، سپرده‌گذاران متعددی جهت دریافت سپرده به بانک مراجعه می‌کنند و یا شرایطی که بانک از پرداخت تعهدات خود در برابر سپرده‌گذاران ناتوان است. در حلت دوم که این تحقیق تمرکز بر روی آن دارد، «بحران ترازنامه‌ای» یا «شکاف دارایی–بدهی» است، شکاف بین ارزش بدهی‌ها و دارایی‌ها به‌گونه‌ای که مابه‌التفاوت بدهی بانک از دارایی وی بیش از ارزش سرمایهٔ بانک باشد، اطلاق می‌گردد.

کاهش درآمدزایی ناشی از مطالبات غیرجاری، بدهی‌های بازپرداخت‌نشدهٔ دولت و سرمایه‌گذاری‌های نقدنشوندهٔ بانک‌ها رویدادهایی بود که جریان نقدی بانک ها را دچار اختلال کرد. رشد مستمر نقدینگی و نظارت ناکافی بانک مرکزی سبب شده نظام بانکی بتواند بدون کاهش در نرخ سودآوری، انباشت دارایی‌های موهومی در ترازنامه را تحمل کند.

با این‌حال، تحریم‌های بین‌المللی و رکود معضل دارایی موهومی و جریان نقد بانک‌ها را تشدید کرد و بر وابستگی بانک‌ها به منابع بدهی–سپرده، بازار بین بانکی و استقراض از بانک مرکزی افزود. رقابت برای جذب منابع بدهی جدید، جنگ قیمتی را بر بازار وجوه وام دادنی فعال کرده و هزینهٔ تأمین مالی بانک‌ها را افزایش داده است. این موضوع تحقق بحران بانکی و فاصلهٔ نظام بانکی ایران با آن را کاهش داده است. کاهش جریان نقد و سودآوری به‌گونه‌ای بوده که بانک‌ها مجبور شدند برای پرداخت هزینه‌های سود سپرده‌های قبلی خود با افزایش نرخ به جذب سپرده از دیگر بانک‌ها، مردم یا بانک مرکزی بپردازند، در این وضعیت هزینه‌های غیر ارادی بانک‌ها بالا رفت و سودآوری آن‌ها به‌شدت کاهش یافت.

«درودیان» و «حسینی‌دولت آبادی» (۱۳۹۹) یکی از حقایق مشاهده شده درخصوص بحران‌های بانکی به معنای شرایطی که ارزش بدهی‌های سیستم بانکی به‌طور معنی‌داری بیش از ارزش دارایی‌هاست، مخفی ماندن شکاف دارایی-بدهی بانک‌ها و توان سیستم بانکی جهت پنهان ساختن آن با هدف اجتناب از شناسایی زیان و

1. Cash flow Insolvency – Liquidity Insolvency

افشاشدن ورشکستگی است. برتری اطلاعاتی و اجرایی مدیران بانکی نسبت به مقام ناظر و احتمال اهمال و کوتاهی از سوی این مقام ناشی از ضعف دستگاه حکمرانی پولی یا وجود برخی روابط ناسالم، بانک‌ها را قادر می‌سازد تا از طریق بیش ارزش‌گذاری دارایی‌های خود، شکاف موجود بین دارایی و بدهی را مخفی سازند. این پدیده که به «دارایی موهومی[1]» موسوم است، به بحران‌های بانکی خاصیتی پنهان و ظاهراً ناملموس می‌دهد و از طریق تضعیف دائمی بخش متغیرهای کلان اقتصاد را متأثر می‌نماید.

به‌دلیل ضعف سایر نهادهای مالی در کشور، نظام بانکی به عنوان یکی از نهادهای اصلی در اقتصاد ایران دارای اهمیت و جایگاه ویژه‌ای می باشد و حدود ۹۰٪ از تأمین مالی بنگاه‌های اقتصادی کشور توسط نظام بانکی تأمین می‌شود[2]؛ لذا چالش‌های آن آثار فراوانی بر اقتصاد دارد، به‌خصوص اگر بحران ناترازی باشد اهمیت آن را دوچندان می‌کند. این تحقیق بنا دارد ضمن تبیین بحران در نظام بانکی کشور و ابعاد آن، با برآورد حدودی دارایی‌های موهومی نظام بانکی کشور و تخمین ناترازی نظام بانکی؛ آثار آن بر روی متغیرهای کلان اقتصاد ایران را بررسی نماید.

بر این‌اساس در بخش دو پژوهش، به مرورِ ادبیات موضوع در مطالعات داخلی و خارجی پرداخته و سپس در بخش سوم، شرایط اقتصاد نظام بانکی ایران بر اساس تحلیل صورت‌های مالی تبیین می‌شود. بخش چهارم، به طراحی الگوی تحقیق شامل روابط و معادلات تخصیص داده شده است. در بخش پنجم، نتایج تخمین پارامترها، حل و تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی ارائه شده و بخش آخر به تشریح نتایج پژوهش اختصاص خواهد یافت.

۲. ادبیات نظری و پیشینهٔ پژوهش

نظام بانکی کشور از یک‌سو با معضل ناترازی انباشت شده در ترازنامهٔ بانک‌ها و مؤسسات اعتباری ناسالم مواجه است و تعدادی از بانک‌های کشور به خاطر عدم مدیریت ریسک با زیان‌های زیادی در سمت دارایی‌ها مواجه شدند. پنهان کاری در گزارشگری صورت‌های مالی باعث شده است که بخش بزرگی از این زیان‌ها، به صورت دارایی‌های سالم در ترازنامهٔ بانک‌ها نمایش داده می‌شود.

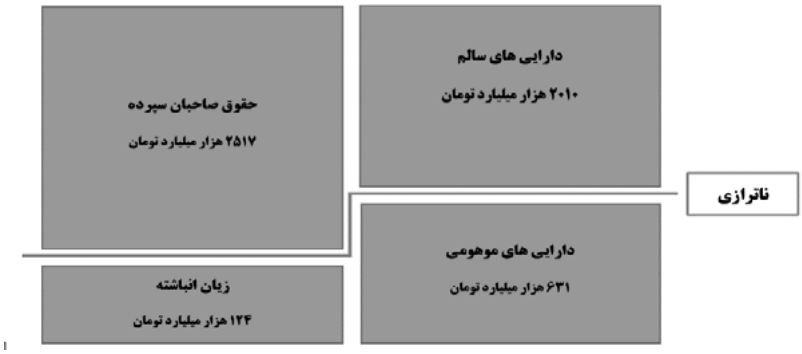
از سوی دیگر، توسعهٔ نظام بانکی که با سرعت زیادی درحال بزرگ شدن و گسترده شدن است در فضایی بدون نظارت دقیق و فعالانه درحال اتفاق افتادن است. سازوکار نظارتی کنونی بانک مرکزی درواقع یک مدل نظارت غیرفعالانه و مبتنی‌بر ابلاغ دستورالعمل‌های مقطعی به مدیران عامل بانک‌های کشور است که مناسب ساختار بانکداری دولتی با تعداد محدود است. علاوه‌بر این اشراف بانک مرکزی بر کیفیت دارایی‌های بانک‌ها محدود و اطلاع آن از وضعیت سلامت بانکی اغلب منحصر در اضافه برداشت بانک‌هاست.

1. Fictitious assets

۲. مصاحبهٔ معاون بانک مرکزی

۲-۱. ناترازی

مقصود از ناترازی این است که ارزش واقعی مجموع دارایی‌های نظام بانکی از مجموع تعهدات بانک‌ها به سپرده‌گذاران کمتر است. براساس تعریف کمیتهٔ استانداردهای حسابداری مالی ارزش دارایی‌های مالی بانک براساس جریان نقد ورودی تعدیل شده آن دارایی محاسبه می‌شود؛ بنابراین مفهوم این‌که ارزش دارایی‌های یک بانک کمتر از میزان سپرده‌های آن بانک است، این است که دارایی‌های بانک جریان نقد ورودی برای بانک تولید نمی‌کنند. ارزش دارایی‌های مالی باید متناظر با جریان نقدی که تولید می‌کنند تعدیل شود. اگر جریان نقد یک دارایی مالی افت کند، اما ارزش دارایی در صورت‌های مالی بانک به صورت متناسب کاهش نیابد، یا زیان حاصل از کاهش ارزش دارایی‌ها جبران نشود ناترازی رخ می‌دهد.



شکل ۱. مفهوم ناترازی ۱ (مأخذ: یافته‌های تحقیق).

Fig. 1: The concept of Insolvency (Source: research findings

ناترازی براساس ردیف‌های ثبت دارایی در نظام بانکی تعریف می‌شود. براساس فرمت ابلاغی بانک مرکزی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، دارایی‌های بانک در ۱۲ردیف تعریف می‌شود؛ موجودی نقد، مطالبات از بانک‌ها و سایر مؤسسات اعتباری، مطالبات از دولت، تسهیلات اعطایی و مطالبات از اشخاص دولتی، تسهیلات اعطایی و مطالبات از اشخاص غیردولتی، سرمایه‌گذاری در سهام و سایر اوراق بهادار، مطالبات از شرکت‌های فرعی و وابسته، سایر حساب‌های دریافتنی، دارایی‌های ثابت مشهود، دارایی‌های نامشهود، سپرده قانونی، و سایر دارایی‌ها.

موجودی نقد و مطالبات از بانک‌ها و سایر مؤسسات اعتباری به خاطر ماهیت بین بانکی آن‌ها و ثبت حسابداری آن‌ها در نظام‌های پرداخت ملی، دچار ناترازی نمی‌شوند. سرمایه‌گذاری در سهام و سایر اوراق بهادار نیز به خاطر مکانیزم ثبت و تسویهٔ متمرکز شرکت سپرده‌گذاری اوراق بهادار و تسویهٔ وجوه دچار ناترازی نمی‌شود. ردیف‌های دارایی‌های ثابت مشهود، دارایی‌های نامشهود، سپردهٔ قانونی و سایر دارایی‌ها اگرچه از کانال ارزش‌گذاری کارشناسی دارایی‌ها دچار ناترازی می‌شوند، اما به خاطر سهم کمی که در ترازنامهٔ نظام بانکی دارند موضوع بررسی این گزارش قرار نگرفتند. اساس سه ردیف اصلی دارایی‌های نظام بانکی که ارزش آن‌ها مستقیماً تحت‌تأثیر نرخ بهره و رویه‌های حسابداری تعیین می‌شود تسهیلات غیرجاری اشخاص غیر دولتی، تسهیلات امهالی اشخاص دولتی، زیان انباشته و مطالبات موهومی از دولت هستند. بر این‌اساس ناترازی ناترازی چهار جزء اصلی دارد:

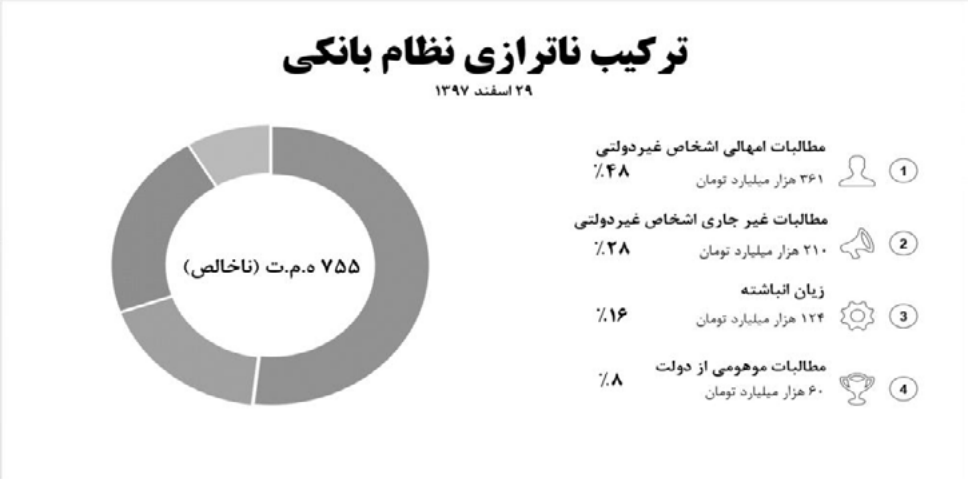
۱) تسهیلات غیرجاری اشخاص غیردولتی: مجموع سه سرفصل مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک الوصول قبل از کسر ذخایر عمومی و اختصاصی مطالبات مشکوک الوصول.

۲) تسهیلات امهالی اشخاص غیر دولتی: مابه‌تفاوت سرفصل «تسهیلات با سررسید ۹۷ و قبل از آن» و مطالبات غیرجاری اشخاص غیردولتی.

۳) زیان انباشته: سرفصل زیان انباشته در حقوق صاحبان سهام بانک‌ها و مؤسسات اعتباری.

۴) مطالبات موهومی از دولت: تفاوت مقدار ادعایی بانک از مطالبات دولت با مقدار مورد تأیید سازمان حسابرسی.

علت این‌که زیان انباشته به‌عنوان یکی از اجزای ناترازی ذکر شده است، این است که زیان انباشته در اصل زیان ناشی از عملکرد منفی آن بخشی دارایی‌هایی است که به‌درستی شناسایی شده است و باید توسط منابع داخلی بانک جبران شود. نکتهٔ لازم به ذکر این است که ناترازی در این گزارش به صورت ناخالص محاسبه می‌شود، به این معنی‌که ذخایر مطالبات مشکوک الوصول و اندوخته‌های موجود در حقوق صاحبان سهام از عدد ناترازی کسر نمی‌شوند. دلیل محاسبهٔ ناخالص ناترازی این است که در موقع تلفیق عدد ناترازی بانک‌ها برای کل نظام بانکی نمی‌توان مجموع ذخایر و اندوخته‌ها را از مجموع عدد ناترازی کسر کرد؛ زیرا به‌غیر از راه‌حل ادغام، بانک‌هایی که دچار ناترازی شدید هستند در عمل با مازاد بانک‌های سالم جمع نمی‌شوند.



شکل ۲. ترکیب ناترازی در سال ۹۷ (مأخذ: محاسبات محقق از صورتهای مالی بانک‌ها در سال ۹۷).

Fig. 2: The composition of Insolvency Insolvency in 2018 (source: the calculations of the researcher from the financial reports of banks in 2018).

۲-۲. مطالعات تجربی

پژوهش‌های انجام شده، به‌طورکلی به دو دستهٔ خارجی و داخلی تقسیم می‌شود. پس از بررسی سیر پژوهش‌های خارجی به جدیدترین پژوهش‌ها خواهیم پرداخت و در زیربخش پژوهش‌های داخلی علاوه‌بر مرور کوتاهی بر آن‌ها به وجوه تمایز پژوهش حاضر پرداخته شده است.

- مطالعات خارجی

«کریستیانو» و همکاران[1] (۲۰۰۷) اثرات واقعی پنج شوک سیاست پولی، افزایش در نرخ سود اعتبارات، افزایش در نرخ سود سپرده، کاهش در سرمایهٔ بانک و افزایش در نرخ نکول در بازپرداخت وام‌ها بررسی

1. Christiano, Lawrence; Motto, Roberto & Rostagno, Massimo, 2007

کردند که نتایج حاصل از مدل نشان می‌دهد، شوک منفی سرمایهٔ بانک نیز بر عرضهٔ اعتبارات اثر منفی دارد. افزایش در نرخ نکول وام‌ها باعث کاهش در عرضهٔ اعتبارات، تولید و افزایش تورم می‌شود.

«راینهات» و «روگوف»[1] (۲۰۰۹) این معیار را به‌کار گرفته‌اند که هرگاه هجوم برای سپرده رخ‌دهد به‌نحوی‌که وضعیت منجر به تعطیلی، ادغام یا تملک آن بانک یا مؤسسهٔ مالی توسط دیگر نهادهای مالی و یا دولت گردد بحران رخ داده است. یک یافتهٔ مهم آن است هزینهٔ مالی بحران در کشورهای درحال توسعه و اقتصادهای نوظهور بیشتر بوده و کشورهای توسعه‌یافته با سرعت بهتری از بحران خارج شده‌اند.

«تاتزک»[2] (۲۰۰۹) به مدل‌سازی هجوم بانکی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته است. هدف اصلی این مقاله تحلیل مسائل مالی اخیر در کشور آلمان بوده است؛ نتایج حاصل از این مطالعه نشان‌داد:

۱. هجوم بانکی باعث ایجاد پدیده رکود تورمی شده است.

۲. اثرات واقعی هجوم بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی پایدار است.

۳. نتایج حاصل از بی ثباتی منابع بانک‌ها باعث کاهش چسبندگی نرخ وام شده است.

۴. بانک مرکزی با کاهش هزینه استقراض از بانک مرکزی به ثبات سیستم بانکی کمک نماید.

۵. شوک برداشت سپرده باعث افزایش هزینه نهایی بنگاه و بانک می شود.

«لائون» و «والنسیا»[3] (۲۰۱۰) برای این که یک معیار کمی برای شناسایی بحران‌های بانکی را شناسایی داشته باشید، باید حداقل یکی از دو شرط نسبت واقعی (نه صرفاً ترازنامه‌ای مطالبات غیرجاری از کل مطالبات شبکهٔ بانکی به بیش از ۲۰٪ رسیده باشد و یا هزینهٔ بازسازی شبکهٔ بانکی و بازگردان آن به شرایط سلامت مالی بیش از ۵ ٪ محصول ناخالص داخلی کشور باشد.

«برزینا» و «ماکارکاسکی»[4] (۲۰۱۱) در مقالهٔ خود یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی که شامل بخش بانکی نیز باشد، ساختند تا بتوانند اثر بحران اعتباری سال ۲۰۰۷م. را در یک اقتصاد باز کوچک همچنین اثر شوک‌های ترازنامه‌ای بر اقتصاد، نحوهٔ انتقال سیاست پولی از طریق سیستم بانکی و اثرات سیکلی آن و نحوهٔ انتشار بحران مالی بررسی شده است. با کاهش ناگهانی در عرضهٔ اعتبارات، سرمایه‌گذاری، تولید و تورم کاهش می‌یابد. البته تورم در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد، اما در بلندمدت افزایش خواهد یافت؛ همچنین بحران‌های مالی به‌خصوص بحران‌های اعتباری، اثر منفی ثروتی (اثر منفی بر بازار مسکن و بازار سهام) و کاهش اعتماد مشتریان بانک، را به‌دنبال دارند؛ از طرف دیگر، در اقتصاد باز کوچک باعث کاهش تقاضا برای صادرات و محدودیت دسترسی به تأمین مالی بیرونی می‌شود.

«لائون» و «والنسیا» (۲۰۱۲) تعداد و شدت بحران بانکی از دهۀ ۷۰م. افزایش یافته است. یکی از مهم‌ترین دلایل آن، این است که در این بازۀ زمانی شاهد نوسان و تغییرات زیاد در اقتصاد جهانی بوده‌ایم. آزادسازی‌های مالی و اقتصادی در شرایطی که محیط نهادی چندان قوی نبوده است، موجب‌شده تا بسیاری از عدم توانگری‌ها

2. Reinhar & Rogoff, (2009)
3. Totzek, Alexander, 2009
4. Laeven, L. and F. Valencia (2010)
5. Brzoza-Brzezina,Micha & Makarski,Krzysztof, 2011

ظاهر و علنی شده و بانک‌ها با ریسک‌هایی مواجه شوند که قبلاً با آن روبه‌رو نبودند. همان‌گونه که دیده می‌شود در دهۀ ۹۰م. سه مرتبه بحران‌های بانکی به شکل متناوبی رخ‌داده اما در اوایل قرن ۲۱م. میزان بحران‌ها کمتر بوده است. از ۱۲۹ بحران بانکی که اطلاعاتی درمورد میزان وام‌دهی موجود است، در ۴۵ مورد رشد شدید اعتبارات قبل از وقوع بحران بانکی رخ داده است. کشورهای پیشرفته و توسعه‌یافته در قیاس با کشورهای نوظهور و درحال توسعه با افت تولید و رشد بدهی عمومی شدیدتری مواجه شدند؛ چراکه در این اقتصادها بخش مالی و بانکی عمق بیشتری دارد. در بحران اخیر میانه افت تولید ۲۵٪ بوده است. رشد شدیدتر بدهی عمومی دولت نیز ناشی از آن است که اولاً افت تولید شدیدتر بوده و این امر درآمدهای دولت را شدیدتر کاهش داده و ثانیاً دولت در این کشورها سیاست مالی ناهمسو با ادوار تجاری اتخاذ کرده است

«پسران» و «اکسو»[1] (۲۰۱۳) این مقاله دو تمایز اصلی با سایر مطالعات مرتبط دارد؛ اول این‌که چارچوب نظری ارائه شده است که بر اساس آن، نکول در بازپرداخت اعتبارات دریافتی، هم در بخش بنگاه و هم در بخش بانکی دیده شده است و به این‌ترتیب ارتباط بین ریسک اعتباری و بهره‌وری بررسی و تحلیل شده است. دوم این‌که این مدل به‌صورت غیرخطی تخمین زده شده است، به این‌ترتیب وضعیت با ثبات متغیرها از حل مدل برحسب پارامترها استخراج شده است. یافته‌های مقاله حاکی از این است که احتمال نکول در بنگاه‌ها، با افزایش نسبت اهرمی بنگاه و سطح نااطمینانی در اقتصاد، افزایش می‌یابد. هم‌زمان با افزایش نسبت اهرمی در بنگاه‌ها، متغیرهای مصرف، تولید و سرمایه کاهش می‌یابد؛ بنابراین باوجود افزایش سطح عرضۀ اعتبارات، نسبت بزرگی از آن‌ها به مطالبات معوق تبدیل می‌شود. نتیجۀ این امر کاهش سطح محصول، عرضۀ وام و مصرف هم‌زمان با افزایش نااطمینانی است.

«بنز» و همکاران[2] (۲۰۱۴) مدل جدیدی را تحت‌عنوان «مپ مد»[3] در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، برای کشور آمریکا، جهت بررسی اثرات واقعی افزایش ناگهانی در عرضۀ اعتبارات ساخته‌اند. ویژگی بارز این مدل، درنظر گرفتن حباب قیمت دارایی، ایجاد تمایز بین اعتبارات با ریسک بالا و اعتبارات با ریسک پایین و تحلیل نقش سیاست‌های احتیاطی در حل بحران است. براساس نتایج مدل، عرضۀ اعتبارات، باعث رونق اقتصادی می‌شود، اما بسط و گسترش عرضۀ اعتبارات ریسکی می‌تواند ترازنامۀ بانک‌ها را با مخاطرۀ مواجه ساخته و بحران مالی ایجاد گردد. در نتیجه بانک‌ها در عکس‌العمل به افزایش نکول در بازار اعتبارات، حاشیۀ سود بانکی را افزایش داده و عرضۀ اعتبارات را کاهش می‌دهند، در نتیجه تولید ناشی از کاهش عرضۀ اعتبارات با کاهش مواجه می‌شود. وجود سیاست احتیاطی، باعث می‌شود، بانک‌ها به‌دلیل رعایت مقررات احتیاطی با ریسک کمتری مواجه شوند و در صورت مواجه شدن با ریسک بالا در اعتبارات اعطایی، عرضۀ اعتبارات را کاهش دهند.

«دیمری» و «ولمر»[4] (۲۰۱۵) این مقاله مشکل حل و فصل (گزیر) بحران بانکی بر اساس تجارب ژاپن و کشورهای شمال اروپا بررسی می‌کند. گزیر و حل بحران بانکی را یک فرآیند طولانی‌مدت با هزینه‌های مالی و اجتماعی بزرگ می‌داند. همچنین براساس نتایج این تحقیق بهترین بسته گزیر وجود ندارد و عدم هماهنگی در

1. Pesaran,M. Hashem & Xu, Teng Teng, 2013
2. Benes, Jaromir; Kumhof, Michael & Laxton, Douglas, 2014
3. MAPMOD
1. Michael Diemer; Uwe Vollmer, 2015

اجرا این مسأله را دوچندان کرده است؛ لذا براساس تجارب تنظیم‌گری در ژاپن و شمال اروپا در اجرای گزیر در بحران و مواجهه با مخاطرات اخلاقی و هزینه‌های مالی آن چارچوبی جهت استفاده در آمریکا و اروپا معرفی می‌کند.

لائون و والنسیا (۲۰۱۸) شواهد آماری مؤید این نکته است که بحران بدهی یک کشور و همچنین بحران‌های ارزی همراه و یا معلول بحران‌های بانکی هستند. همچنین شواهد جدیدی ارائه می‌دهد که بحران بانکی در کشورهای با درآمد بالا، بیشتر طول می‌کشد و با زیان‌های تولیدی بالاتر، هزینه‌های مالی پایین‌تر و استفادهٔ گسترده‌تر از تضمین‌های بانکی و سیاست‌های کلان انبساطی نسبت به بحران‌های بانکی کشورهای کم‌درآمد و متوسط، همراه است.

«لویگ» و همکاران[1] (۲۰۱۹) این مقاله اثر چارچوب سیاست‌گذاری برروی هزینه‌های بحران بانکی را در ۱۴۶ کشور بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۳م. بررسی می‌کند. طی بررسی این مقاله سخت‌گیری و اعتبار سیاست‌گذاران منجر به افزایش ثبات بانکی می‌شود. ازطرفی سیاست‌های محدودکنندهٔ قوی هزینه‌های بحران بانکی را افزایش می‌دهد.

«فلانگن» و «پورناندام» (۲۰۱۹) دو عامل را به‌عنوان ریشه‌های ناترازی برپمی‌شمرد؛ عامل اول، عدم نظارت دقیق سهامداران بانک‌ها است. با توجه به این‌که مدیران بانک‌ها باید به سهامداران بانک سود برسانند، برای جلوگیری از روشن شدن اثرات سوءمدیریت بر ترازنامهٔ بانک‌ها، بخش قابل‌توجهی از زیان را پنهان می‌کنند. سهامداران نیز بعد از منتفع شدن از سود سهام دیگر به‌دنبال نظارت بر رفتار مدیران بانک نیستند. عامل دوم قراردادهای مدیریتی است. نحوهٔ محاسبه و توزیع پاداش و دستمزد مدیران ارشد بانک‌ها عاملی است که به این مدیران این انگیزه را می‌دهد تا با پنهان کردن زیان بانک ناترازی را انباشت کنند.

«بلاتنر» و همکاران (۲۰۱۹) با بررسی داده‌ها منتشر شده از بانک‌های ضعیف اتحادیه اروپا به این نتیجه رسیده بود که بانک‌های ضعیف پرتغال در هنگام بحران مالی تمایل دارند تا با گزارشگری ناصحیح زیان تسهیلات اعطا شده به اشخاص مرتبط، اعتبارات بانکی را به سمت این گروه از شرکت‌ها هدایت کنند که این مسأله باعث افت بهره‌وری تولید در این کشور شده است.

لائون و والنسیا (۲۰۲۰) در آخرین کارشان که بروزرسانی شدهٔ نسخ قبلی است که در بالا اشاره شد. در آن تاریخ بحران بانکی را با تاریخ‌های بدهی دولتی و بحران ارز تکمیل کرده تا بیان کند که بدهی‌های دولتی و بحران‌های ارزی با بحران‌های بانکی منطبق یا به‌دنبال آن هستند.

«هان» و همکاران (۲۰۲۰) قدرت پیش‌بینی متغیرهای ترازنامهٔ بانکی را برای بحران‌های بانکی آینده با استفاده از داده‌های ماهانهٔ ۱۴۷ کشور درحال توسعه برای دورهٔ ۱۹۸۰–۲۰۱۶م. بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که سطوح پایین دارایی‌های نقد و بدهی‌های مالی داخلی، سطوح بالای بدهی‌های خارجی و افزایش اهرم مالی بالا، شاخص‌های اصلی بحران‌های بانکی هستند.

«اری» و همکاران (۲۰۲۱) مجموعهٔ داده جدیدی را درمورد پویایی مطالبات غیرجاری در طول ۹۲ بحران بانکی از سال ۱۹۹۰م. ارائه می‌کنند. داده‌ها شباهت‌هایی را در بین بحران‌ها در ایجاد مطالبات غیرجاری نشان می‌دهند، اما ناهمگونی زیادی را در سرعت حل و فصل آن دارند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که چگونه

2. Grégory Levieugey; Yannick Lucottez & Florian Pradines-Jobetx, 2019

مطالبات غیرجاری‌های بالا و حل‌نشده باعث تعمیق رکودهای پس از بحران می‌شوند.

- مطالعات داخلی

«مشیری» و «نادعلی» (۱۳۸۹) در ابتدا برای شناسایی بحران بانکی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۰هـ.ش. از رهیافت شاخص فشار بازار پول و سپس برای آزمون وقوع بحران بانکی از رهیافت الگوی چرخشی مارکف، استفاده کرده‌اند و درنهایت با استفاده از روش لاجیت عوامل مؤثر بر بحران‌ها را شناسایی نموده‌اند. نتایج به‌دست آمده از مطالعه نشان‌داد که احتمال تجربهٔ بحران بانکی با نرخ تورم رابطهٔ U شکل دارد و زمانی‌که نرخ تورم در کشور خیلی بالا باشد یا خیلی پایین باشد، احتمال بحران بانکی نیز بالاست. همچنین نرخ بهرهٔ حقیقی با احتمال بحران رابطهٔ عکس دارد و با متغیر نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی رابطهٔ مستقیم دارد.

«احمدیان» (۱۳۹۳) با تأکید بر شوک برداشت سپرده توسط سپرده‌گذاران و شوک نقدینگی بانک به‌عنوان شوک منابع و شوک ذخیرهٔ مطالبات معوق به‌عنوان شوک مصارف با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی و با بهره‌گیری از آمار سالانهٔ اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۳۹۱-۱۳۶۰هـ.ش. به بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید و تورم به این شوک‌ها پرداخته است. برای استخراج نتایج حاصل از ارزیابی مدل نشان می‌دهد، الگوی ساخته شده با انتظارات تئوریک (نظری) و واقعیات اقتصاد ایران سازگاری دارد. نتایج حاصل از بررسی اثرات شوک‌ها نشان می‌دهد که اثرات منفی شوک ذخیرهٔ مطالبات معوق بر تولید و تورم بیش از شوک برداشت سپرده و شوک نقدینگی بانک است، اما آثار آن در مدت‌زمان کمتری از بین می‌رود. از سوی دیگر، اثر منفی شوک نقدینگی از همهٔ شوک‌های دیگر کمتر است و در مدت‌زمان بسیار کوتاه از بین می‌روند.

«زارعی» و »کمیجانی» (۱۳۹۴) با ارزیابی شاخص فشار بازار پول در دورهٔ زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲هـ.ش. با تواتر فصلی نشان می‌دهند که ایران در دوره‌هایی بحران بانکی را تجربه کرده است. همچنین آزمون هشدارهای اولیه، نشان می‌دهد که متغیرهای رشد نرخ ارز حقیقی، نرخ رشد تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ رشد قیمت مسکن و رشد میانگین نرخ بهرهٔ حقیقی تسهیلات پیش‌بینی‌کننده احتمال وقوع بحران بانکی در ایران می‌باشند.

٤. روش پژوهش و معرفی الگو

هدف از پژوهش حاضر، طراحی یک الگوی کاربردی در قالب اقتصاد کلان، به‌منظور بررسی اثرات بحران بانکی ناترازی بر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان (تولید، تورم و...) برای اقتصاد ایران است که برای این‌کار از الگوی DSGE استفاده می‌شود. ساختار اصلی این مدل با استفاده از مدل‌های «دیب»[1] (۲۰۰۸ و ۲۰۱۰)، «آگنور» و همکاران[2] (۲۰۱۲) ، «کانداک»[3] (۲۰۱۲) و «احمدیان» (۱۳۹۳) طراحی شده است و مهم‌ترین تغییر آن بسط مدل بانکی برای شرایط خاص نظام بانکی ایران و افزودن بحث مهم ناترازی به مدل است که یکی از مهم‌ترین واقعیت‌ها در ساختار نظام بانکی ایران است.

1. Atta-Mensah, Joseph & Dib, Ali. (2008)
2. Agenor, P.-R.,K. Alper, L. Pereira da silva. (2012).
3. Kandarc(2012)

مدل شامل شش بخش: خانوار، بنگاه، بانک دولت، نفت و مقام پولی است. همان‌طورکه اشاره شد ویژگی متمایز آن اعمال یک شوک ناترازی از طریق مهم‌ترین جز ناترازی، یعنی نکول مطالبات بانک (که در بخش قبل محاسبه شده است) استفاده شده و اثر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل تولید، سرمایه گذاری و تورم ارزیابی شده است.

٤-١. خانوارها

خانوار در این مدل از مصرف کالاها و خدمات و نگه‌داری ماندهٔ حقیقی پول مطلوبیت کسب می‌کند و طبق مدل استاندارد ادوار تجاری حقیقی، خانوارها با توجه به این‌که ریسک گریز هستند، پول نگه‌داری نمی‌کنند و با دریافت سود سپرده‌های خود را نزد بانک نگه‌داری می‌کنند. با این توضیح ترجیحات این خانوار به شکل زیر است:

$$E_t \sum U\left(c_t, M^h{}_{,}, N_t\right) \quad (۱)$$

لذا ارزش حال مطلوبیتی که خانوار کسب می‌کند به شکل ذیل خواهد بود:

$$\sum_{S=0}^{\infty} (\beta^h)^S \, E_t \left[\frac{(c_t)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{N_t{}^{1+\sigma_n}}{1+\sigma_n} + \frac{1}{1-\vartheta} \left(\frac{M^h{}_t}{P_t} \right)^{1-\vartheta} \right] \quad (۲)$$

c_t مصرف حقیقی خانوار، E_t عملگر انتظارات، $0 \leq \beta \leq 1$، عامل تنزیل، N_t عرضهٔ نیروی کار برای استفاده در فرآیند تولید کالای واسطه، σ_c معکوس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، σ_n معکوس کشش جانشینی بین زمانی کار، ϑ کشش بهره‌ای پول و $M^h{}_t$ نقدینگی در دست خانوار است.

خانوار از محل عرضهٔ نیروی کار w_t ، دستمزد کسب می‌کند و به اندازهٔ T_t به دولت مالیات پرداخت می‌کند. باتوجه به این‌که خانوار ریسک گریز بوده به میزان D_t در بانک سپرده‌گذاری می‌کند و نرخ سود به‌میزان R_{t-1}^d ناخالص به آن تعلق می‌گیرد. که رابطهٔ $R_t^d = 1 + r_t^d$ نیز برقرار است.

خانوار بخشی از درآمد خود را صرف خرید کالاهای نهایی می‌کند و بخشی را سرمایه‌گذاری می‌کند، که i_i سرمایه‌گذاری واقعی است و بخشی دیگر را به‌صورت پول نقد نگه‌داری می‌کند. علاوه‌بر آن بخشی از درآمد خانوار نیز به‌صورت سپرده به دورهٔ بعد انتقال می‌یابد. همچنین فرض شده است که خانوار مالک بنگاه و بانک است و درنتیجه سود بانک و بنگاه به وی تعلق می‌گیرد.

هزینهٔ تعدیل سرمایه نیز برابر است با:

$$\frac{\varphi_k}{2} \left(\frac{k_{t+1}}{k_t} - 1 \right)^2 k_t \quad (۳)$$

در نتیجه رابطهٔ موجودی سرمایه در ابتدای دوره به‌شکل زیر می‌باشد:

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t - \frac{\varphi_k}{2} \left(\frac{k_{t+1}}{k_t} - 1 \right)^2 k_t \quad (۴)$$

لذا با توجه به روابط فوق قید بودجه خانوار از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$m_t^h + c_t + d_t + i_t = w_t N_t + (1 + r_{t-1}^d)\frac{d_{t-1}}{\pi_t} + r_t^k k_t + \frac{m^h{}_{t-1}}{\pi_t} + \frac{\pi_t^f}{p_t} + \frac{\pi_t^b}{p_t} \quad (۵)$$

در رابطهٔ بالا به‌ترتیب w_t، m_t و d_t دستمزد حقیقی، مقدار حقیقی پول و میزان سپرده حقیقی است. خانوار تلاش می‌کند با توجه به قید بودجهٔ خود تابع مطلوبیت‌اش را حداکثر کند.

٤-٢. تولید کنندهٔ کالای نهایی

بنگاه کالای واسطه‌ای j را خریداری کرده و با استفاده از جمعگر دیکسیت استیگلیتز[1] کالای نهایی را تولید می‌کند.

$$Y_t = \left(\int_0^1 y_{jt}^{\left(\frac{\Theta-1}{\Theta}\right)} d_j\right)^{\frac{\Theta}{\Theta-1}} \qquad \theta > 1 \quad (۶)$$

θ کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای است. بنگاه تولیدکنندهٔ کالای نهایی سعی می‌کند، خرید خود را از کالاهای واسطه با توجه به قیمت کالاهای متمایز واسطه طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود و در نتیجه تابع تقاضا برای محصول متمایز تولید شده توسط هر یک از بنگاه‌های واسطه به‌صورت ذیل است:

$$Y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \quad (۷)$$

تقاضا برای کالای j تابعی از قیمت نسبی تولید کالای نهایی است و با تحمیل شرط سود صفر برای تولیدکنندهٔ کالای نهایی، قیمت کالای نهایی به‌صورت ذیل خواهد بود:

$$P_t = \left(\int_0^1 \mathrm{p}_{jt}^{1-\theta} d_j\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۸)$$

٤-٣. تولیدکنندهٔ کالای واسطه

تولیدکنندهٔ کالای واسطه‌ای j با ترکیب سرمایه و نیروی کار کالای واسطه‌ای تولید و در شرایط رقابت ناقص می‌فروشد. هر بنگاه برای پرداخت بخشی از هزینهٔ نیروی کار و سرمایه، وام از بانک دریافت می‌کند. برای لحاظ هزینهٔ تعدیل قیمت از قاعدهٔ «روتمبرگ»[2] (۱۹۸۲) استفاده می‌شود.

---

1. Dixit - Stiglitz
1. Rotemberg (1982)

$$Y_{jt} = A_t {N_{jt}}^{1-\alpha} {K_{jt}}^{\alpha} \quad (۹)$$

A_t بیانگر شوک تکنولوژی است که از رابطهٔ زیر استفاده می‌کند:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + (1-\rho_A)\bar{A} + \varepsilon_{A,t} \quad (۱۰)$$

$$\rho_A \in (0,1) \ , \varepsilon_{A,t} \sim N(0, \sigma_{\xi A})$$

بنگاه j مقدار L_{jt} وام از بانک در آغاز هر دوره دریافت می‌کند و به نسبت γ_t از هزینهٔ سرمایه و نیروی کار را از طریق وام تأمین مالی می‌کند که از یک فرآیند AR (1) به‌صورت زیر پیروی می‌کند:

$$\gamma_t = (1-\rho_\gamma)\bar{\gamma} + \rho_\gamma \gamma_{t-1} + \varepsilon_t^{\gamma} \quad (۱۱)$$

وام دریافتی نیزاز رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$L_{jt} = \gamma_t \left(P_{jt} r_r^k K_{jt} + P_{jr} W_t N_{jt}\right) \quad (۱۲)$$

نرخ بازپرداخت وام در پایان دوره r_{jt}^l است. همانند روتمبرگ (۱۹۸۲) بنگاه تولیدکنندهٔ کالای واسطه‌ای با هزینهٔ تعدیل زیر مواجه است:

$$PAC_t^j = \frac{\varphi_f}{2}\left(\frac{P_{jt}}{(\bar{\pi})P_{jt-1}} - 1\right)^2 Y_t \quad (۱۳)$$

که $\varphi_f \geq 0$، پارامتر هزینهٔ تعدیل یا درجهٔ چسبندگی قیمت، $1+\pi_t$ تورم وضعیت تعادل پایدار، Y_t تولید کل است.

بنگاه است به‌دنبال حداکثرسازی مجموع سود حقیقی، جاری و آتی است:

$$E_t \sum_{s=.}^{\infty} \left[(\beta^s)\frac{\pi_{t+s}^f}{P_{t+s}}\right] \quad (۱۴)$$

که در آن تابع سود اسمی عبارت است از:

$$\pi_{jt}^f = P_{jt} Y_{jt} - P_t mc_t Y_{jt} - PAC_t^j \quad (۱۵)$$

٤-٤. بانک‌های تجاری

در این مدل بازار سیستم بانکی رقابت انحصاری درنظر گرفته شده است، ولی جهت نزدیکی به واقعیت کشورمان نرخ سود را بانک مرکزی تعیین می‌کند و بانک سپرده D_t را دریافت و سود r_t^d را پرداخت می‌کند و با عرضهٔ

وام L_t^b به بنگاه نرخ سود r_t^l دریافت می‌کند. ازطرفی دیگر، در بخش قبل با بررسی و تحلیل صورت‌های مالی نظام بانکی کشور مشخص شد بخش اصلی ناترازی سیستم بانکی کشور ناشی از عدم وصول مطالبات بانک‌ها می‌باشد، لذا در این قسمت نرخ نکول α^b را وارد معادلات بانک می‌گردد؛ بدین‌شکل که صرفاً قسمت بازپرداخت شدهٔ تسهیلات اعطایی سیستم بانکی در معادلهٔ سود بانک وارد می‌شود نه کل تسهیلات؛ در سایر کشورها معمولاً چون این نسبت پایین است کمتر وارد معادلات می‌شود، اما در اینجا با اعمال این مورد که به‌صورت نوفهٔ سفید درنظر گرفته می‌شود که شوک ناشی از ناترازی نیز از این‌طریق وارد مدل می‌شود.

برای تطبیق بیشتر با واقعیت‌های سیستم بانکی کشور و همچنین درنظر گرفتن ناترازی بازار بین بانکی که یکی از محل‌های اصلی تأمین کسری منابع ناشی از ناترازی است در مدل وارد شده است؛ بدین‌صورت که بانک دچار کمبود منابع، ناچار به استقراض از بازار بین بانکی با نرخ بهره r_t^i می‌باشد.

$$\frac{1}{2}\varphi di\left(\frac{D_t}{\bar{D}}-1\right)^2 \qquad (۱۶)$$

$$d_t^i = \left(d_{t-1}^i\right)^{\phi_{di}^{di}}(y_t)^{\phi_{di}^{y}}\varepsilon_{t.di} \qquad (۱۷)$$

لذا تابع سود بانکی به شکل زیر است:

$$\pi_t^b = (1-\alpha^b)\left(1+r_t^l\right)L_t - \left(1+r_t^d\right)D_t \qquad (۱۸)$$
$$-\left(1+r_t^i\right)D_t^i - \frac{1}{2}\varphi_{di}\left[\frac{D_t^i}{\bar{D}^i}-1\right]^2$$

که ترازنامهٔ بانک را به شکل زیر درنظر گرفته شده است:

$$l_t = d_t^i + (1-\eta_t)d_t \qquad (۱۹)$$

با حداکثر نمودن بانک با توجه به رابطهٔ ۱۸ داریم:

$$(1-\alpha^b)\left(1+r_t^l\right) = \frac{\left(1+r_t^d\right)}{1-\eta_t} \qquad (۲۰)$$

$$\left(1+r_t^i\right) + \varphi_{di}\left[\frac{D_t^i}{\bar{D}^i}-1\right] = (1-\alpha^b)\left(1-r_t^l\right) \qquad (۲۱)$$

٤-٥. بانک مرکزی

با توجه به این‌که درکشور نرخ سود بانکی توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، بنابراین در مدل این پژوهش

بانک مرکزی نرخ سود سپرده r_t^{d} را تنظیم می‌نماید که از قاعدهٔ تیلور پیروی می‌کند:

$$(1+r_{\mathrm{t}}^{l}) = \left(\frac{1+r_{t-1}^{\mathrm{d}}}{1+\bar{r}^{l}}\right)^{\rho_r}\left(\frac{1+\pi_t}{1+\bar{\pi}}\right)^{\rho_\pi}\left(\frac{y_{\mathrm{t}}}{\bar{y}}\right)^{\rho_y}\left(\frac{\mu_t}{\bar{\mu}}\right)^{\rho_m}+\varepsilon_{l,t} \qquad (۲۲)$$

$\bar{r}^{d}$، $\bar{y}$، $\bar{\pi}$ و $\bar{\mu}$ به‌ترتیب نرخ سود، تورم، تولید و نرخ رشد پول در وضعیت تعادل پایدار است و ρ_π، ρ_y و ρ_m وزن متغیر تورم، تولید و رشد پول در سیاست پولی هستند. $\varepsilon_{l,t}$ شوک خطای سیاست‌گذاری بانک مرکزی در تعیین نرخ سود بانکی است که به‌صورت متغیری برونزا و تصادفی بر نرخ بهره سیاست‌گذاری اثر می‌گذارد.

نرخ رشد پول نیز از رابطهٔ زیر پیروی می‌کند:

$$\mu_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}(\pi_t) \qquad (۲۲)$$

در کنار نرخ سود بانکی، بانک مرکزی با رابطهٔ زیر نرخ ذخیرهٔ قانونی را نیز اعمال می‌کند:

$$\eta_t = \pi_t^{\phi_n^{\pi}}\eta_{t-1}^{\phi_n}\varepsilon_{t,\eta} \quad \varepsilon_{t,\eta} \sim N\left(0,\sigma_{\varepsilon_{t,\eta}}\right) \qquad (۲۳)$$

٤-٦. دولت و بخش نفت

فرض می‌شود که هزینه‌های دولت از محل مالیات تأمین می‌شود و تابع مخارج حقیقی دولت به‌شکل زیر است:

$$g_t = t_{\mathrm{t}} + or_t + m_{\mathrm{t}} - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \qquad (۲۴)$$

ازطرفی درآمد مالیاتی به تولید وابسته شده است:

$$t_t = y_t^{\phi_t^{y}} \qquad (۲۵)$$

برای مدل کردن درآمدهای نفتی به یک فرآیند AR (1) درنظر گرفته شده است که شوک $\varepsilon_{\mathrm{or,t}}$ آن به‌صورت تغییرات در صادارت نفت Or_t و تغییرات در قیمت نفت و یا تغییر در نرخ ارز دیده شده است؛ به این‌ترتیب جریان درآمد نفتی به شکل زیر است:

$$Or_t = \rho_{\mathrm{or}}\, Or_{t-1} + (1-\rho_{\mathrm{or}})\bar{or} + \varepsilon_{\mathrm{or,t}} \qquad (۲۶)$$

با توجه به این‌که در کشور ما معمولاً درآمدهای نفتی توسط دولت کاملاً خرج می‌گردد و با نرخی ثابت تبدیل به ریال می‌شود و درواقع نرخ تبدیل درآمدهای نفتی توسط بانک مرکزی برونزا درنظر گرفته می‌شود؛ لذا درآمدهای نفتی به صورت ریالی مدل شده است.

٤-٨. شرط تسویهٔ بازار

بازار پول بدین‌صورت تسویه می‌شود که نقدینگی کل شامل سپرده دیداری و مدت‌دار و اسکناس و مسکوک در دست اشخاص است. با توجه به تعادل بازار کالای نهایی تسویهٔ بازار کالای نهای بدین‌شکل است که تولید کل Y_t به‌صورت C_t و G_t مصرف شده و I_t توسط بنگاه سرمایه‌گذاری می‌شود.

$$y_t = c_t + i_t + g_t + AC_t \qquad (۲۷)$$

$$m_t = m_{t+}^{h} d_t \qquad (۲۸)$$

۵. تخمین و تجزیهٔ تحلیل الگو

با توجه به این‌که در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی سیستم معادلات عموماً غیر خطی هستند، نخست سیستم معادلات را طبق روش‌های مختلف لگاریتم خطی کردن، حول مقادیر تعادلی به‌صورت خطی درآورده و انحراف متغیرها از وضعیت با ثبات که در وضعیت تعادل پایدار برابر با صفر است، را به‌عنوان مقادیر اولیه درنظر می‌گیرند.

۵-۱. برآورد پارامترهای مدل

پس از لگاریتم خطی‌سازی معادلات، پارامترهای الگو با استفاده از روش بیزین و الگوریتم متروپلیس-هستینگز برآورد شده است؛ بنابراین ابتدا باید نوع، میانگین و واریانس توزیع پیشین[1] پارامترهای الگو را به‌عنوان پیش‌فرض دربارهٔ الگو مشخص کنیم تا با استفاده از داده‌های اقتصادی، پارامترهای الگو تخمین زده شود. داده‌های فصلی اقتصادی استفاده شده در شبیه‌سازی به‌صورت فصلی و برای ۱۳۶۹.۱ تا ۱۳۹۶.۴ می‌باشد. این داده‌ها شامل تولید 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، مخارج مصرفی دولتی به قیمت پایهٔ سال ۱۳۸۳ و نرخ دستمزد (شاخص دستمزد کارگاه‌های بزرگ صنعتی) می‌باشند. با توجه به لگاریتم خطی بودن مدل، متغیرها را به‌صورت انحراف از وضعیت پایدار درنظر گرفته و با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات[2]، داده‌های اقتصاد را به‌صورت انحراف از وضعیت پایدار درآورده و به‌عنوان متغیرهای مشاهده شده به نرم‌افزار[3] معرفی می‌شود.

جدول ۱: مقایسهٔ گشتاورهای اول و دوم متغیرهای واقعی و شبیه سازی شده
Tab. 1: Comparison of the first and second moments of real and simulated variables

گشتاور	میانگین		انحراف معیار	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده
تولید	۱/۰۰۳	۰/۹۹۷۳	۰/۰۹۴	۰/۰۷۲
تورم	۱/۰۰۷	۱/۱۳	۰/۱	۰/۱۴۶
حجم پول	۱/۰۰۵	۱/۱۵	۰/۰۵	۰/۰۶۷
مخارج دولت	۱/۰۳	۱/۰۰۸	۰/۱۹	۰/۳۲

1. Prior Distribution
2. Hodrick-Prescott Filter

۳. الگو توسط Dynare تحت MATLAB برآورد شده است.

جهت ارزیابی دقت مدل شبیه‌سازی شده مقدار گشتاورهای اول و دوم متغیرهای واقعی و شبیه‌سازی شده مورد سنجش قرار می‌گیرد. این گشتاورها شامل میانگین و انحراف معیار چهار متغیر تولید، تورم، حجم پول و مخارج دولت هستند که نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترها

Tab. 2: Prior and posterior distribution of parameters

پارامتر	توزیع پیشین				توزیع پسین	
	میانگین	انحراف معیار	توزیع	مرجع	میانگین	بازهٔ ۹۰ ٪
α	۰/۵۵	۰/۰۵	بتا	پروین و همکاران	۰/۴۹۰۶	(۰/۵۱۸۴ , ۰/۴۶۵۴)
σ_c	۰/۹۳	۰/۰۵	گاما	پروین و همکاران	۰/۹۷۰۶	(۰/۹۹۴ , ۰/۹۴۶۴)
σ_n	۰/۶۳	۰/۰۵	گاما	پروین و همکاران	۰/۷۲۷۳	(۰/۷۵۷۲ , ۰/۶۸۷)
ϑ	۰/۶۷	۰/۰۵	گاما	پروین و همکاران	۰/۶۱۶۱	(۰/۶۴۰۷ , ۰/۵۸۸۷)
β	۰/۹۷	۰/۰۱	بتا	قریشی	۰/۹۵۸۴	(۰/۹۶۹ , ۰/۹۴۸۴)
δ	۰/۰۲۳	۰/۰۱	بتا	شاه حسینی	۰/۰۱۷۸	(۰/۰۲۱۶ , ۰/۰۱۲۲)
θ	۴/۳۳	۰/۰۵	گاما	محقق	۴/۴۵۱۳	(۴/۴۹۹ , ۴/۳۸۴۸)
φ_f	۴/۲۶	۰/۰۵	گاما	منسا و دیب	۴/۲۳۱	(۴/۲۷۲۴ , ۴/۱۸۴۴)
φ_y	۲/۰۸	۰/۰۵	گاما	پروین و همکاران	۲/۲۲۴۵	(۲/۲۵۷۲ , ۲/۱۹)
φ_k	۸/۶	۰/۰۵	گاما	آگنورو و همکاران	۸/۶۳۸۸	(۸/۶۸۱۷ , ۸/۵۹۴۵)
φ_{di}	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	گاما	علی دیب	۰/۰۰۱	(۰/۰۰۱ , ۰/۰۰۰۹)
ρ_r	۰/۷	۰/۰۵	گاما	محقق	۰/۹۹۵۱	(۱/۰۰۱۶ , ۰/۹۸۷۶)
ρ_{pi}	۰/۸	۰/۰۵	گاما	محقق	۰/۸۳۷۵	(۰/۸۷۴۷ , ۰/۷۷۸۹)
ρ_y	۰/۵	۰/۰۵	گاما	محقق	۰/۵۰۹۳	(۰/۵۳۶۴ , ۰/۴۶)
ρ_m	۰/۷	۰/۰۵	گاما	محقق	۰/۶۰۱۴	(۰/۶۱۵۸ , ۰/۵۸۲۳)
ρ_γ	۰/۷۱۶	۰/۰۵	گاما	پروین و همکاران	۰/۷۸۲۲	(۰/۸۲۰۶ , ۰/۷۴۷۳)
ρ_a	۰/۸۳	۰/۰۵	بتا	پروین و همکاران	۰/۹۵۲۴	(۰/۹۹۲۳ , ۰/۹۲۶۸)
ρ_{or}	۰/۷۶۹	۰/۰۵	بتا	پروین و همکاران	۰/۷۰۸۴	(۰/۷۴۰۳ , ۰/۶۶۷۹)
ϕ_η^π	۰/۰۶۲	۰/۰۵	گاما	پروین و همکاران	۰/۱۳۳۸	(۰/۲۰۷ , ۰/۰۱۵۷)
ϕ_η^η	۰/۸۳	۰/۰۵	گاما	پروین و همکاران	۰/۵۸۲۷	(۰/۶۲۳۲ , ۰/۵۵۰۴)
ϕ_{di}^{di}	۰/۴۶	۰/۰۵	گاما	پروین و همکاران	۰/۴۹۴۱	(۰/۵۲۹۴ , ۰/۴۵۴۵)
ϕ_{di}^{y}	۰/۴۷	۰/۰۵	گاما	پروین و همکاران	۰/۳۶۷	(۰/۳۸۷۷ , ۰/۳۴۳)

۵-۲. تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی

مدل این مقاله شامل هشت شوک: برداشت سپرده، بدهی به بانک مرکزی، مطالبات غیر جاری، مطالبات از شبکهٔ بانکی، درآمد نفتی، هزینه تأمین مالی، نسبت ذخیرهٔ قانونی و انبساط پولی می‌شود که اثر هرکدام بر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان به‌صورت توابع واکنش آنی محاسبه شده است. با توجه به تمرکز این پژوهش بر تفسیر اثر شوک ناترازی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان ایران، صرفاً توابع واکنش آنی شوک مطالبات معوق بر تورم،

نقدینگی، مصرف و سرمایه‌گذاری تفسیر شده و سایر توابع واکنش آنی در پیوست گزارش می‌شوند.

ادبیات مطالعه ناترازی بانکی، عمدتاً این پدیده را با عنوان زیان پنهان[1] مدل‌سازی می‌کنند؛ زیرا ناترازی چیزی نیست جز زیان‌هایی که به‌دلایل مختلف در عملیات بانکداری ایجاد شده است، اما با استفاده از تکنیک‌های حسابداری خلاقانه[2] در صورت‌های مالی بانک پنهان شده است. مشابه نتایج مطالعهٔ «بلاتنر» و همکاران (۲۰۱۹) عمدهٔ جزء ناترازی نظام بانکی در ایران مطالبات غیرجاری ناشی از قراردادهای تسهیلاتی است که به‌دلیل استمهال پیاپی، تجدید یا تقسیط مجدد شده و در طبقهٔ جاری گزارش می‌شوند، درنتیجه زیان ناشی افزایش هزینهٔ ذخیره مطالبات مشکوک الوصول و قطع شناسایی درآمد از این تسهیلات در صورت سود و زیان بانک شناسایی نمی‌شوند و پنهان باقی می‌مانند. بنابراین ناترازی همان مطالبات غیرجاری است که در طبقهٔ جاری گزارش شده است.

شوک مطالبات غیرجاری بانک در این مدل به صورت یک شوک نوفه سفید تعریف شده است. شوک نوفه سفید با رفتار مطالبات معوق در نظام بانکی کشور نیز همخوانی دارد. با توجه به این‌که فراوانی رخدادهای نکول نسبت به فراوانی تسهیلات بسیار کم است و افراد نکول‌کننده از ویژگی‌های بسیار متفاوتی برخوردارند، همچنین با توجه به اینکه هر واقعه نکول تسهیلات در شرایط اقتصاد کلان متفاوتی نسبت به سایر رخدادهای نکول رخ می‌دهد؛ بنابراین رخدادهای نکول را باید به‌صورت شوک‌هایی مستقل از یک‌دیگر درنظر گرفت. علاوه‌بر این، در نظام بانکی ایران وقتی معمولاً زمانی است که شخص تسهیلات گیرنده به‌دلایل مختلف از بازپرداخت اقساط ناتوان می‌شود از همان بانک یا بانک دیگری تسهیلاتی دریافت می‌کند تا بخشی از نکول وام گذشته را به‌وسیلهٔ آن جبران کند. این تسهیلات جدید، که به آن «احیاء قرارداد تسهیلات» گفته می‌شود، خود یک فقره تسهیلات مستقل از تسهیلات نکول شدهٔ قبلی است. علاوه‌بر این، برخی اوقات مقام پولی کشور به صورت ناگهانی برای امهال یا تعویق بازپرداخت برخی فقرات تسهیلات بخشنامه صادر می‌کند که درواقع نوعی شوک عدم بازپرداخت تسهیلات برای بانک‌هاست. نمونهٔ این رخداد، مصوبات شورای پول و اعتبار مبنی‌بر تعویق سه ماههٔ اقساط تسهیلات کسب و کارهای آسیب دیده از همه‌گیری کرونا و تنفس تسهیلات قرض الحسنه در اسفند ۱۳۹۸ است.

شوک ناترازی در دورهٔ اول باعث افت رشد نقدینگی می‌شود. دلیل این امر این است که اولین واکنش بانک به افزایش مطالبات غیرجاری، قطع جریان اعتبار به اشخاص آسیب دیده است. ادبیات نظری حاکی از این است که نظام بانکی بعد از وقوع شوک ناترازی به دلیل اطلاعات نامتقارن در بازار اعتبار، توانایی تشخیص اشخاص بدریسک از خوش ریسک را ندارد، لذا در اقدامی محافظه‌کارانه اعطای اعتبار به کل صنعت یا بخش اقتصادی شرکت‌های نکول‌کننده را قطع می‌کنند؛ با این‌حال، واکنش ثانوی بانک به شوک ناترازی برای جبران منابع بانکی اثری کاملاً عکس بر نقدینگی دارد و موجب افزایش رشد نقدینگی و تورم در دوره‌های بعد می‌شود که در نتایج مطالعات «کریستیانو» و همکاران (۲۰۰۷)، «تاتزک» (۲۰۰۹)، «برزینا» و «ماکارکاسکی» (۲۰۱۱) نیز مشاهده شده است.

همچون مطالعهٔ «بنز» و همکاران (۲۰۱۴) وقوع مطالبهٔ غیرجاری به منابع بانک آسیب می‌زند. جریان نقد ورودی حاصل از بازپرداخت اقساط تسهیلات پس از نکول تسهیلات قطع شده و بانک در تأمین منابع موردنیاز برای اعطای تسهیلات دچار مشکل می‌شود. بانک در واکنش به این رخداد، از طریق افزایش سود سپردهٔ پرداختی

1. Bank hidden loss
2. Creative accounting

به خانوار کسری منابع خود را جبران می‌کند، که خلق پول و باعث افزایش نقدینگی می‌شود. با توجه به این‌که در مدل این مقاله خانوارها صاحب نقدینگی هستند، در تابع واکنش آنی نقدینگی خانوار یک رشد یکباره اتفاق می‌افتد. افزایش نقدینگی در اثر مطالبات غیرجاری را می‌توان با استفاده از چرخهٔ خلق و محو نقدینگی نیز تبیین کرد. اعطای تسهیلات به بنگاه و سود سپرده به خانوار توسط بانک به‌معنای خلق پول و افزایش‌دهندهٔ نقدینگی و بازپرداخت تسهیلات توسط بنگاه به‌معنای محو پول و کاهندهٔ نقدینگی است. وقوع مطالبات غیرجاری باعث توقف فرآیند محو پول شده و نقدینگی را افزایش می‌دهد.

اولین تأثیر افزایش نقدینگی، افزایش تقاضای کل اقتصاد و تورم است. با توجه به این‌که مدل یک اقتصاد بسته است، مصرف خانوار و سرمایه‌گذاری بنگاه تقاضای کل اقتصاد را تشکیل می‌دهند. همان‌طورکه در توابع عکس‌العمل آنی مشهود است، مصرف با افزایش زیادی مواجه می‌شوند که متناظر با افزایش تورم است. افزایش دستمزدها متناسب با افزایش تورم نیست، و کمتر از سایر متغیرها است.

اثر شوک ناترازی بر بازار سپرده همانند اثر آن بر نقدینگی در مرحلهٔ اول کاهشی و سپس افزایشی است. با توجه به این‌که این مدل هجوم سپرده‌گذاران را نیز لحاظ کرده است، وقوع ناترازی باعث هراس عمومی و کاهش مقدار سپرده می‌شود. از منظر اقتصاد خرد هراس سپرده‌گذار باعث کاهش تمایل خانوار به نگه‌داری پول می‌شود. این افت عرضهٔ سپرده باعث افزایش یکباره نرخ سود سپرده و افزایش هزینهٔ مالی بانک می‌شود؛ بنابراین منابع بانک‌ها در اثر شوک ناترازی از دو منظر تحت فشار قرار می‌گیرد؛ افت جریان نقد ورودی حاصل از بازپرداخت اقساط و افزایش نرخ سود پرداختی به سپرده‌های خانوار.

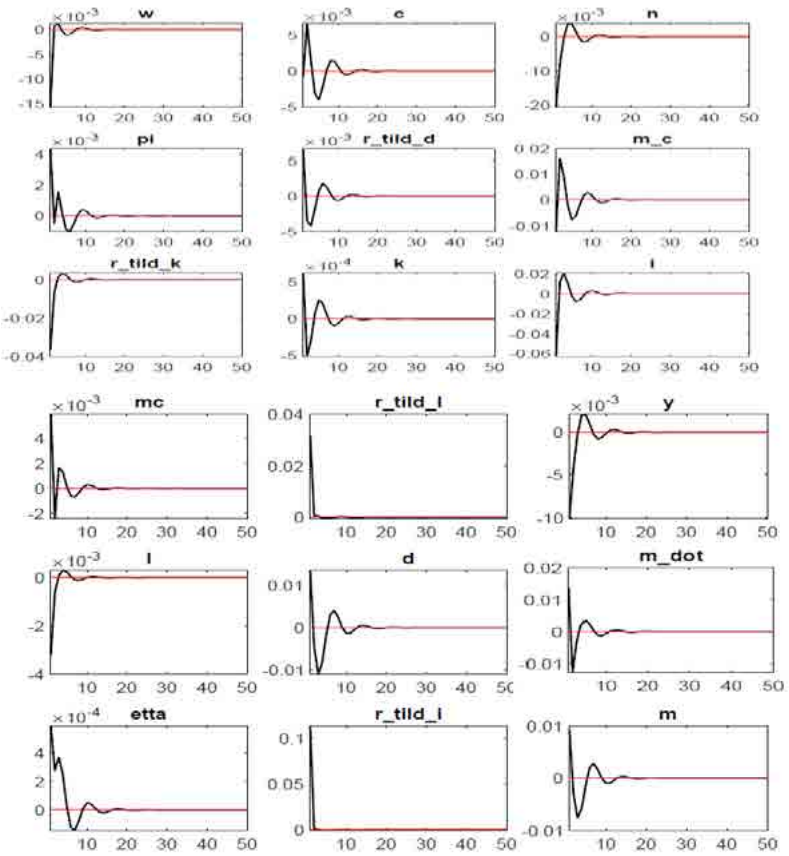
تأثیر شوک ناترازی بر بازار کار شبیه به شوک منفی عرضهٔ کار است. وقوع ناترازی بانکی در اقتصاد باعث افت شدید اشتغال و افزایش متناظر در دستمزدها می‌شود. این اثر نوعی رکود تورمی است که در آن بنگاه‌ها تمایلی به استخدام نیروی کار ندارند، اما با افزایش هزینه‌های تولید مواجه می‌شوند. شوک ناترازی از کانال‌های مختلف منجر به افت اشتغال می‌شود. مهم‌ترین کانال آن، افزایش هزینهٔ نهایی تولید است. همان‌طورکه در تابع واکنش آنی هزینهٔ تولید مشخص است، شوک ناترازی باعث افزایش هزینهٔ نهایی تولید می‌شود. این امر به‌دلیل قطع اعتبار از جانب بانک و جایگزین کردن منابع بانکی با منابع مالی گران‌قیمتر از جانب بنگاه رخ می‌دهد که باعث افزایش هزینهٔ سرمایه[1] بنگاه می‌شود. با این‌حال، افزایش تورم باعث افزایش دستمزد انتظاری در سمت تقاضای بازار کار می‌شود.

اثر متناظر افزایش هزینهٔ سرمایهٔ بنگاه، کاهش بازده سرمایه‌گذاری است. نظریهٔ مالی بنگاه حاکی از آن است که تأمین مالی ازطریق استقراض به خاطر خاصیت اهرم مالی، بازده سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. در مقابل، استفاده از تأمین مالی داخلی و سرمایهٔ خود بنگاه باعث کاهش بازده سرمایه‌گذاری می‌شود. افت اعتباردهی در اثر شوک ناترازی بنگاه‌های سالم را مجبور به جایگزین کردن منابع مالی داخلی با تأمین مالی بانکی می‌کند. همچنین، بنگاه‌های نکول‌کننده نیز برای بازپرداخت تسهیلات و جلوگیری از ورشکستگی اقدام به اهرم‌زدایی از ترازنامهٔ خود می‌کنند. این دو اثر همچون مطالعات «کریستیانو» و همکاران (۲۰۰۷)، «پسران» و «اکسو» (۲۰۱۳) و «برزینا» و «ماکارکاسکی» (۲۰۱۱) به‌صورت هم‌زمان سطح سرمایه و بازده سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.

1. Cost of capital

با توجه به این‌که شوک اقتصادی متغیرها را در لحظهٔ وقوع از تعادل بلندمدت خارج می‌کند، متغیر در دورهٔ بعد تمایل دارد تا به حالت بلندمدت باز گردد. به‌همین‌دلیل، پس از کاهش رشد اقتصادی یک افزایش در اثر برگشت متغیر به تعادل بلندمدت به‌وجود خواهد آمد. با توجه به این‌که شوک ناترازی به شکل نوفه سفید وارد مدل می‌شود و اثر آن بر متغیر رشد اقتصادی تا چند دوره ادامه خواهد داشت، برگشت متغیر به تعادل بلندمدت با کاهش دوباره (ولی به مقدار کمتر از کاهش اولیه) دنبال خواهد شد که این مسأله یک رفتار نوسانی[1] در متغیر ایجاد خواهد کرد. افزایش و کاهش‌های پی‌درپی در سایر متغیرها نیز از این قاعده تبعیت می‌کند.

مجموع اثرات شوک ناترازی بر متغیرهای کلان اقتصاد کشور در این مدل دو نتیجه مهم درپی دارد. اولین نتیجه، افت شدید رشد اقتصادی در اثر ناترازی است. کاهش تشکیل سرمایه، افزایش تورم و افزایش هزینهٔ دستمزد و هزینهٔ سرمایهٔ بنگاه باعث افت رشد اقتصادی می‌شود. نتیجهٔ دوم، افزایش نوسانات اقتصادی است که مؤید مطالعهٔ پسران و اکسو (۲۰۱۳) است. همان‌طورکه در توابع واکنش آنی مشخص است، وقوع شوک ناترازی باعث نوسان بسیار زیاد تمام متغیرهای اقتصادی می‌شود. اگرچه شوک ناترازی به‌طور میانگین بعد از ۱۰ تا ۱۵ دورهٔ میرا است، اما نوسان زیادی را بر متغیرهای اقتصادی تحمیل می‌کند. این نوسان منشأ نااطمینانی عوامل اقتصادی است که بر تصمیمات اقتصادی بلندمدت بنگاه و خانوار اثر منفی می‌گذارد.



نمودار ۱: اثر شوک ناترازی بر متغیرهای کلان اقتصادی

Dig. 1: The effect of Insolvency shock on macroeconomic variables

1. Oscilliation

٦. نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر سعی‌شده است با توجه به ویژگی‌های نظام بانکی ایران، وضعیت نظام بانکی کشور با تأکید بر بحران بانکی ناترازی بررسی شود و ازطریق تحلیل صورت‌های مالی بانک‌ها میزان ناترازی برآود شود.

ادبیات مطالعهٔ ناترازی بانکی، عمدتاً این پدیده را با عنوان «زیان پنهان»[1] مدل‌سازی می‌کنند؛ زیرا ناترازی چیزی نیست جز زیان‌هایی که به‌دلایل مختلف در عملیات بانکداری ایجاد شده است، اما با استفاده از تکنیک‌های «حسابداری خلاقانه»[2] در صورت‌های مالی بانک پنهان شده است. عمدهٔ جزء ناترازی نظام بانکی در ایران مطالبات غیرجاری ناشی از قراردادهای تسهیلاتی است که به‌دلیل استمهال پیاپی، تجدید یا تقسیط مجدد شده و در طبقهٔ جاری گزارش می‌شوند، در نتیجه زیان ناشی افزایش هزینهٔ ذخیرهٔ مطالبات مشکوک‌الوصول و قطع شناسایی درآمد از این تسهیلات در صورت سود و زیان بانک شناسایی نمی‌شوند و پنهان باقی‌می‌مانند؛ بنابراین بخش عمدهٔ ناترازی مطالبات غیرجاری است که در طبقهٔ جاری گزارش شده است. با توجه به اهمیت نقش نظام بانکی در اقتصاد ایران و ارتباط متقابلی که با بخش‌های اصلی اقتصاد ازقبیل خانوار و بنگاه دارد و می‌تواند منجر به انتقال شوک‌های مختلف برکارگزاران مختلف اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی شود. در این پژوهش ارتباط نظام بانکی با بانک مرکزی و دیگر نهادها نظیر خانوار، بنگاه و دولت با استفاده از مدل پایهٔ نیوکینزی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی مدل‌سازی گردید.

شوک ناترازی در قالب شوک مطالبات غیرجاری بانک در این مدل به‌صورت یک شوک نوفه سفید تعریف شده است. شوک نوفه سفید با رفتار مطالبات معوق در نظام بانکی کشور نیز همخوانی دارد. شوک ناترازی در دورهٔ اول باعث افت رشد نقدینگی می‌شود. دلیل این امر، این است که اولین واکنش بانک به افزایش مطالبات غیرجاری، قطع جریان اعتبار به اشخاص آسیب دیده است. ادبیات نظری حاکی از این است که نظام بانکی بعد از وقوع شوک ناترازی به‌دلیل اطلاعات نامتقارن در بازار اعتبار، توانایی تشخیص اشخاص بدریسک از خوش ریسک را ندارد؛ لذا در اقدامی محافظه‌کارانه اعطای اعتبار به کل صنعت یا بخش اقتصادی شرکت‌های نکول‌کننده را قطع می‌کنند. با این‌حال، واکنش ثانوی بانک به شوک ناترازی برای جبران منابع بانکی اثری کاملاً عکس بر نقدینگی دارد و موجب افزایش رشد نقدینگی و تورم در دوره‌های بعد می‌شود.

وقوع بحران بانکی ناترازی جریان نقد ورودی بانک را مختل و در نتیجه تأمین منابع موردنیاز برای اعطای تسهیلات دچار مشکل می‌شود. بانک در واکنش به این رخداد، ازطریق افزایش سود سپردهٔ پرداختی به خانوار کسری منابع خود را جبران می‌کند، که خلق پول و باعث افزایش نقدینگی می‌شود. با توجه به این‌که در مدل این مقاله خانوارها صاحب نقدینگی هستند، در تابع واکنش آنی نقدینگی خانوار یک رشد یکباره اتفاق می‌افتد. اولین تأثیر افزایش نقدینگی، افزایش تقاضای کل اقتصاد و تورم است و با توجه به این‌که مدل یک اقتصاد بسته است، مصرف خانوار و سرمایه‌گذاری و بنگاه و مخارج دولت، تقاضای کل اقتصاد را تشکیل می‌دهند. همان‌طورکه در توابع عکس‌العمل آنی مشهود است، مصرف با افزایش زیادی مواجه می‌شود که متناظر با افزایش تورم است.

---

[1]. Bank hidden loss
[2]. Creative accounting

افزایش دستمزدها متناسب با افزایش تورم نیست و کمتر از سایر متغیرها جهت می‌کند. اثر شوک ناترازی بر بازار سپرده همانند اثر آن بر نقدینگی در مرحلهٔ اول کاهشی و سپس افزایشی است. وقوع ناترازی از منظر اقتصاد خُرد هراس سپرده‌گذار باعث کاهش تمایل خانوار به نگه‌داری پول می‌شود. این افت عرضهٔ سپرده باعث افزایش یکباره نرخ سود سپرده و در نتیجه افزایش حجم سپرده و در نتیجه هزینّ مالی بانک می‌شود. اثر متناظر افزایش هزینهٔ سرمایهٔ بنگاه، کاهش بازده سرمایه‌گذاری است. در مقابل، استفاده از تأمین مالی داخلی و سرمایهٔ خود بنگاه باعث کاهش بازده سرمایه‌گذاری می‌شود. افت اعتباردهی در اثر شوک ناترازی بنگاه‌های سالم را مجبور به جایگزین کردن منابع مالی داخلی با تأمین مالی بانکی می‌کند. همچنین، بنگاه‌های نکول‌کننده نیز برای بازپرداخت تسهیلات و جلوگیری از ورشکستگی اقدام به اهرم‌زدایی از ترازنامهٔ خود می‌کنند. این دو اثر به‌صورت هم‌زمان سطح سرمایه و بازده سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.

مجموع اثرات شوک ناترازی بر متغیرهای کلان اقتصاد کشور در این مدل دو نتیجهٔ مهم درپی دارد. اولین نتیجه، افت شدید رشد اقتصادی در اثر بحران بانکی ناترازی است. کاهش تشکیل سرمایه، افزایش تورم و افزایش هزینهٔ دستمزد و هزینهٔ سرمایه بنگاه باعث افت رشد اقتصادی می‌شود. نتیجهٔ دوم، افزایش نوسانات اقتصادی است.

راهبرد موفق برای اصلاح نظام بانکی، تقویت بعد نظارتی بانک مرکزی است که مطالعهٔ «لویگ» و همکاران (۲۰۱۹) مؤید این نکته است. به‌دلیل ابعاد گستردهٔ ناترازی در ترازنامهٔ نظام بانکی (حدود ۲۲٪ از کل دارایی‌های نظام بانکی) اعمال هر گونه سیاست پولی بدون تقویت نظارت بانک مرکزی راهبردی شکست خورده است. توزیع ناترازی در نظام بانکی از حجم ناترازی مهم‌تر است. بخشی از ناترازی که در بانک‌های سالم تجمیع‌شده است با ابزارهای نظارتی ساده‌تری قابل رفع است، اما ناترازی تجمیع‌شده در ترازنامهٔ بانک‌های ناسالم جز با ابزارهای پیچیده و هزینه‌بر گزیر قابل حل نیست. با توجه به اثرات گسترده‌ای که بحران بانکی ناترازی بر کلان اقتصاد کشور دارد حل و فصل آن باید در اولویت فوری سیاست‌گذاران قرار گیرد.

کتابنامه

– ابراهیمیان، م، و مدنی‌زاده، ع، (۱۳۹۶). «طراحی و کالیبراسیون مدل‌های تعادل عمومی پویا برای اقتصاد ایران». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵ (۸۴): ۴۲-۷ (http://qjerp.ir/article-1-1627-fa.html).

– پروین، سهیلا؛ ابراهیمی، ایلناز؛ و احمدیان، اعظم، (۱۳۹۳). «تحلیلی بر تأثیر شوک‌های ترازنامه‌ای نظام بانکی بر تولید و تورم در اقتصاد ایران (رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی)». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴(۵۲): ۱۸۶-۱۴۹.

– احمدیان، اعظم، (۱۳۹۴). «مدل‌سازی هجوم بانکی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران». *سیاستگذاری اقتصادی*، ۷ (۱۴): ۱۰۳-۷۷ (DOI: 20.1001.1.26453967.1394.7.14.4.7).

– جعفری‌صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز؛ و بالونژادنوری، روزبه، (۱۳۹۳). «اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد ایران رهیافت تعادل عمومی تصادفی». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳ (۱۰): ۱-۳۲. (DOI:20.1001.1.23222530.1393.3.10.2.6).

– جلالی نائینی، سید احمدرضا، (۱۳۹۵). *سیاست پولی: مبانی نظری و ارزیابی عملکرد در ایران*. انتشارات پژوهشکدهٔ پولی بانکی، ویرایش اول.

– داده‌های سری زمانی بانک مرکزی.

– درودیان، ح.؛ حسینی‌دولت‌آبادی، س.؛ و روحانی، س.، (۱۳۹۶). *اعسار پنهان در شبکه بانکی ایران: چیستی، ابعاد و ریشه‌ها*. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، شمارهٔ مسلسل ۱۵۵۱۴.

– و مهدیان، م.، (۱۳۹۵). «ارزیابی آثار تکلنه های پولی و مالی با تاکید بر تعامل ترازنامه نظام بانکی و بخش حقیقی اقتصاد ایران: رویکرد DSGE». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳(۱): ۱–۲۸.

– رضایی، میرزا، (۱۳۹۲). «شناسایی عوامل بحران بانکی در اسران با استفاده از روش BCT». پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی و اقتصادی الزهرا.

– زارعی، ژ؛ و کمیجانی، ا، (۱۳۹۴). «شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران». *مدلسازی اقتصادی*، ۹(۲۹): ۱–۲۳.

– سالارکیا، ا؛ مدنی‌زاده، ع.؛ و محمودزاده، ا.، (۱۳۹۵). *کمبود نقدینگی، رقابت برای سپرده و سیاست‌های بانک مرکزی*. تهران، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

– سرزعیم، علی، (۱۳۹۵). «سیاست های اقتصادی برای مقابله با بحران های بانکی». *مطالعات راهبردی سیاستگذاری عمومی*، ۶ (۲۱): ۵۳–۶۹.

– شاه حسینی، س.؛ و بهرامی، ج.، (۱۳۹۱). «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۷(۵۳): ۵۵–۸۳.

شاهمرادی, اصغر؛ و صارم, مهدی، (۱۳۹۲). «سیاست پولی بهینه و هدف‌گذاری تورم در ایران». *تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۲): ۲۵–۴۲. (DOI:10.22059/jte.2013.35166)

– شریف‌زاده، محمدجواد، (۱۳۹۴) . *معمای نرخ سود بانکی: کالبدشکافی بحران اعسار در برخی نهادهای مالی مجاز*. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

– صورت‌های مالی حسابرسی شده بانک‌های مختلف، سنوات گوناگون.

– غلامی، احمد؛ و عباسی‌نژاد، حسین، (۱۳۹۷). «اهمیت اجرای مالیات بر ارزش افزوده بر بخش بانکی در تبیین نواسانات اقتصادی رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی نوکینزی». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷ (۲۵): ۸۵–۱۱۰. (DOI: 10.22084/aes.2017.13931.2481).

– قریشی، نیره سادات، (۱۳۹۰). «تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». *مدلسازی اقتصادی*، ۵(۱۳): ۱–۲۲.

– نادعلی، محمد؛ و مشیری، سعید، (۱۳۸۹). «شناسایی بحران های بانکی در اقتصاد ایران و تبیین عوامل مؤثر در ایجاد آن‌ها)». رسالهٔ دکتری اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

– نجفی، ف.؛ محمودزاده، ا.؛ و اسفندیاری، م.، (۱۳۹۵). *تحلیل کمّی صورت‌های مالی بانک‌ها*. تهران: مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

– نیلی، فرهاد؛ و محمودزاده، امینه، (۱۳۹۳). «مطالبات غیرجاری یا دارایی‌های مسموم بانک‌ها». *پژوهشکدهٔ پولی و بانکی*: ۲۲–۱.

– نیلی، فرهاد؛ و محمودزاده، امینه، (۱۳۹۳). «تنگنای اعتباری از شواهد خرد تا پیامدهای کلان». *پژوهشکدهٔ پولی و بانکی*: ۱–۲۵.

- Aldasoro, I.; Borio, C. E.; & Drehmann, M., (2018). "*Early warning indicators of banking crises: expanding the family*". BIS Quarterly Review, March.

- Ari, A.; Chen, S. & Ratnovski, L., (2021). "The dynamics of non-performing loans during banking crises: A new database with post-COVID-19 implications*". Journal of Banking & Finance,* Vol. 133.

- Audited financial statements of different banks, different years (in Persian).

- Benes, M. J.; Kumhof, M. M., and Laxton, M. D. (2014). "*Financial crises in DSGE models: A prototype model*". International Monetary Fund.

- Benes, M. J., Kumhof, M. M., and Laxton, M. D. (2014). "*Financial crises in DSGE models: Selected applications of MAPMOD".* International Monetary Fund.

- Blattner, L., Luisa, F., and Francisca R. (2019). "When losses turn into loans: the cost of undercapitalized banks, European". *Central Bank Working Paper,* No 2228/January 2019.

- Brown, M.; Evangelou, I. & Stix, H., (2018). *"Banking crises, bail-ins and money holdings*". *Central Bank of Cyprus working paper,* (2017-2).

- Brzoza-Brzezina, M. & Makarski, K., (2011). "*Credit crunch in a small open economy". Journal of International Money and Finance,* 30(7): 1406-1428.

- Central Bank time series data (in Persian).

- Christiano, L.; Motto, R. & Rostagno, M. (2007). "*Financial factors in business cycles*".

- Dargahi, H. & Mahdian, M., (2015). "Evaluating the effects of monetary and financial shocks with an emphasis on the interaction between the balance sheet of the banking system and the real sector of the Iranian economy: DSGE approach". *Scientific Quarterly of Applied Economic Theories,* 3(1): 1-28 (in Persian).

- Diemer, M. & Vollmer, U., (2015). "What makes banking crisis resolution difficult? Lessons from Japan and the Nordic Countries". *Eurasian Economic Review,* 5(2): 251-277.

- Durodian, H.; Hosseini Dolatabadi, S. & Rouhani, S., (2016). "Hidden debt in Iran's

banking network: what it is, dimensions and roots". *Islamic Council Research Center,* serial number 15514 (in Persian).

- Flanagan, T., (2019). Amiyatosh, "Why Do Banks Hide Losses?". New York University.

- Gholami, A. & Abbasinejad, H., (2017). "The importance of value-added tax implementation on Iran's banking sector in explaining economic fluctuations, New Keynesian stochastic dynamic general equilibrium approach". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly,* 7(25): 85-110. doi: 10.22084/aes.2017.13931.2481 (in Persian).

- Haan, J.; Fang, Y. & Jing, Z., (2020). "Does the risk on banks' balance sheets predict banking crises? New evidence for developing countries". *International Review of Economics & Finance,* 68: 254-268.

- Jafari Samimi, A.; Tehranchian, A.; Ebrahimi, I. & Balonjadnouri, R., (2014). "Effect of monetary and non-monetary shocks on production and inflation in a stochastic dynamic general equilibrium model in open economy conditions: a case study of the Iranian economy, stochastic general equilibrium approach". *Applied Economic Studies of Iran,* 3 (10): 1-32. (20.1001.1.23222530.1393.3.10.2.6) (in Persian).

- Jalali Naini, S. A., (2015). *Monetary policy: theoretical foundations and performance evaluation in Iran.* Publications of Polibanki Research Institute, first edition (in Persian).

- Laeve, L. & Valencia, F., (2008). "*Systemic Banking Crises: A New Database*". Washington: International Monetary Fund.

- Laeven, L., (2011). "*Banking Crises A Review*". *The Annual Review of Finance and Economics,* 4.1/4.24.

- Laeven, L. & Valencia, F., (2010). "*Resolution of Banking Crises: The Good, the Bad and the Ugly*". Washington: Internation Monetary Fund.

- Laeven, L. & Valencia, F., (2011). "*The Real Effects of Financial Sector Interventions During Crises*". Washington: International Monetary Fund.

- Laeven, L. & Valencia, F., (2012). "*Systemic Banking Crises Database: An Update*". Washington: International Monetary Fund.

- Laeven, L. & Valencia, F., (2018). "*Systemic Banking Crises Database: An Update*". Washington: International Monetary Fund.

- Levieugey, G.; Lucottez, Y. & Pradines-Jobetx, F., (2019). "*The cost of banking crises: Does the policy framework matter"? working paper Banque De France*, Mars 2019, WP #712.

- Madanizadeh, S. A. & Ebrahimian, M., (2018). "Designing and Calibrating a Core General Equilibrium Macro Model for the Iran's Economy". *QJERP*: 25 (84) :7-42) http://qjerp.ir/article-1-1627-fa.html (in Persian).

- Nadali, M. & Moshiri, S., (1389). "Identifying banking crises in Iran's economy and explaining the effective factors in their creation". Doctoral dissertation in economics,

Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University (in Persian).

- Najafi, F.; Mahmoudzadeh, A. & Esfandiari, M., (2015). *Quantitative analysis of financial statements of banks.* Tehran: Higher Institute of Management and Planning Education and Research (in Persian).

- Nili, F. & Mahmoudzadeh, A., (2014). "Non-current claims or toxic assets of banks". *Monetary and Banking Research Institute*: 1-22 (in Persian).

- Nili, F. & Mahmoudzadeh, A., (2014). "The credit crunch from micro evidence to macro implications". *Research Institute of Money and Banking*, 1-25 (in Persian).

- Parvin, S.; Ebrahimi, I. & Ahmadian, A., (2013). "An analysis on the impact of balance sheet shocks of the banking system on production and inflation in the Iranian economy (stochastic dynamic general equilibrium approach)". *Economic Research,* 14(52): 149-186 (in Persian).

- Pesaran, M. H. & Xu, T. T., (2013). "*Business Cycle Effects of Credit Shocks in a DSGE Model with Firm Fefaults*". Bank of Canada.

- Qureshi, N., (1390). "Analysis of monetary policy in Iran's economy using a random dynamic general equilibrium model". *Economic Modeling Scientific Quarterly,* 5(13): 1-22 (in Persian).

- Reinhart, C. M. & Rogoff, K., (2009). *This Time is Different.* New Jersey: Princeton University Press.

- Rezaee, M., (2012). "Identifying factors of banking crisis in Asran using BCT method". Master's thesis, Al-Zahra School of Social and Economic Sciences (in Persian).

- Salarkia, A.; Madanizadeh, A. & Mahmoudzadeh, A., (2015). *Lack of liquidity, competition for deposits and central bank policies.* Tehran, Higher Institute of Management and Planning Education and Research (in Persian).

- Sarzaim, A., (2015). "Economic policies to deal with banking crises". *Strategic Studies of Public Policy,* 6(21): 53-69 (in Persian).

- Shah Hosseini, S. & Bahrami, J., (2011). "Designing a New Keynesian Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Iranian Economy Considering the Banking Sector". *Economic Research of Iran,* 17(53): 55-83 (in Persian).

- Shahmoradi, A. & Sarem, M., (2012). "Optimal monetary policy and inflation targeting in Iran". *Journal of Economic Research,* 48(2), 25-42. doi: 10.22059/jte.2013.35166 (in Persian).

- Sharifzadeh, M., (2014). *The mystery of the bank interest rate: the disintegration of the credit crisis in some authorized financial institutions.* Islamic Council Research Center (in Persian).

- Taylor and Michael D. woodford, editors, (1999). "Handbook of Macroeconomics". volume 1, *Handbook of Macroeconomics,* chapter 21: 1341–1393.

- Totzek, A., (2009). "Banks and Early Deposit Withdrawals in a New Keynesian Framework". *Economics working paper/Christian-Albrechts-Universität Kiel,* Department of Economics, No. 2009,08.

- Zarei, Jh. & Kamijani, A., (2014). "Identification and prediction of banking crises in Iran". *Economic Modeling Scientific Quarterly,* 9(29): 1-23 (in Persian).

- Laeven, L. & Valencia, F., (2020). *Systemic Banking Crises Database II.* IMF Economic Review.

Vol. 12, No. 46, Summer (2023)

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

Evaluation of Projection bias in People's Beliefs and Intentions Under the Influence of Temperature Changes (With Behavioral Economics Approach)

Asgari, H.[1], Pouralimardan, M.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26567.3486
Received: 2022.07.12; Accepted: 2022.12.14
Pp: 39-61

Abstract

The purpose of the present study is to evaluate projection bias in people's beliefs and behavioral intentions under the influence of temperature changes. For the aforementioned evaluation using of a simple binary distinction under two temperature 22 C^0and 38 C^0, projection bias in people's beliefs and behavioral intentions about water and electricity consumption-reducing devices has been investigated. The statistical population of this study consisted of 203 Ilam residents. The ordered probit regression analysis revealed that projection bias is evident in people's beliefs (importance level) and behavioral intentions (willingness to purchase) concerning water and electricity consumption-reducing devices in hot weather (38°C) compared to cool weather (22°C). Regarding both categories of saving water and electricity consumption, in hot weather compared to cool weather, the level of people's belief about devices that reduce water and electricity consumption is more than their willingness to purchase. In addition, the results showed that there is the positive and significant relationship between belief in water consumption reducing devices and the level of education as well as between the willingness to purchase of water consumption reducing devices and financial situation. Nevertheless, no significant relationship between people's beliefs and intentions as dependent variables and age, gender, residence status and residence dimensions as independent variables were found. The results of the present study could be used by the activists of the goods and services market as well as environmental activists. It also requires the attention of the government to support eco-friendly products by setting incentives for people and to encourage people to use these products.

Keywords: Projection Bias; Temperature Changes; Ordered Probit Regression.
JEL Classification: C91, D12, D91, Q91.

1. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran (Corresponding Author).
Email: h.asgari@ilam.ac.ir
2. M. A. in Economics, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran.

Citations: Asgari, H. & Pouralimardan, M., (2023). "Evaluation of Projection bias in People's Beliefs and Intentions Under the Influence of Temperature Changes (With Behavioral Economics Approach)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(46): 39-61. doi: 10.22084/aes.2022.26567.3486
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4890.html?lang=en

1. Introduction

Changes in weather conditions will lead to changes in people's behavior regarding the use of different products (for instance: using a heater in cold weather and a cooler in hot weather). Accordingly, Zwebner et al. (2013) have argued that people who exposed to hot weather, will state the higher values for the types of products. Lamp (2018), showed that people in sunny weather have more tendency to accept solar technology. Furthermore, Clot et al. (2022) have showed that people will support eco-friendly products in sunny days more than rainy days. This kind of valuation refers to a kind of bias under the heading projection bias in which people will think that the current preferences will persist into the future and the individual will be severely in present bias. In other words, projection bias will lead to an incompatibility between expected and ultimately realized utility. This demonstrates that a person's behavior won't need to appropriately maximize intertemporal utility. This means that projection bias could be lead to dynamic inconsistent (Loewenstein et al., 2003). and individual with the current choices will ignore the utility in the future so that climate changes during the respond time could affected the individuals decisions regarding buying the durable goods (or even low-durable goods to investigate this kind of the bias, in two days with different temperatures in the spring (22°C and 22°C), the perceptions and willingness to purchase eco-friendly water and electricity consumption-reducing devices are examined. As a result, the present research intends to investigate projection bias in people's belief and intention to purchase eco-friendly water and electricity reducing consumption devices.

2. Materials and Method

A questionnaire was employed in this investigation, and the questions were divided into three sections. Questions about peoples' beliefs and willingness to purchase regarding water-reducing devices, such as water-reducing showers and low-consumption water coolers, are asked in the first section. The second section encompasses questions about people's beliefs and willingness to purchase electricity-reducing equipment such as solar coolers. The third section also

contains the respondents' supplementary information. Data analysis was performed using Stata version 17 software.

The Mann-Whitney-Wilcoxon (MWW) non-parametric test is used initially, according to Clot et al. (2022) method , to investigate and compare the scores pertaining to supplementary information as well as beliefs and willingness to pay for the purchase of water and electricity consumption-reducing equipment in two groups of independent participants. In the next step, the ordered probit regression is employed to investigate and measure the relationship belief and purchase intention of water and electricity-reducing equipment as ordered dependent variables and age, gender, education, financial situation, residence status, and residence dimensions as independent variables.

3. Data

A paper questionnaire was used to examine the sample, which consisted of two groups of city residents in Ilam on two separate days with temperature differences of 17 °C: April 7, 2020, at 22 °C, and June 21, 2020, at 38 °C. The questions were responded to by participants at the specified ambient temperatures. The sampling procedure was convenience sampling. There were two stages of questionnaire distribution, each with the exact same questions.

4. Discussion

The Mann-Whitney-Wilcoxon test findings for belief and the purchase intention of the water and electricity-reducing consumption products are shown in Table 1 in order to examine the response process of participants in two stages. The findings of the experiment demonstrate that the response process of participants in the two stages is not the same, indicating that the level of belief and inclination to purchase is higher at 38 °C than at 22 °C.

As shown in Table 2, the results of model 1 demonstrated that people's belief and willingness to purchase water consumption-reducing products has been increased by the increase in tempreture (38 °C). The findings of models of 2 have

demonstrated a significant and positive relationship between people's levels of education and their belief in water-reducing devices. Furthermore, there is a positive and significant relationship between people's willingness to purchase water-reducing products and their financial situation.

According to the findings in Table 3, the belief and inclination to purchase solar coolers enhanced in hot weather compared to cool weather (22 °C). This confirms the projection bias of individuals regarding their belief and willingness to purchase electricity consumption-reducing products in hot weather.

5. Conclusion

The investigation findings revealed that there is a projection bias for water and electricity consumption reducing equipment under the influence of temperature changes. In other words, individuals in hot weather (38°C) place a higher value on and are more inclined to purchase water and electricity consumption-reducing devices than individuals in cool weather (22 °C). In this manner, the level of belief (level of importance) is higher than the willingness of individuals to purchase both water and electricity-consumption-reducing devices. In other words, individuals believe they can support more eco-friendly devices to sustain the common consumption level and mitigate water and power outages by purchasing water and electricity consumption-reducing devices, owing to the enhancement in the peak consumption of water and electricity during hot weather.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲

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

ارزیابی سوگیری فرافکنی در باورها و تمایلات افراد تحت‌تأثیر تغییرات دمایی (با رویکرد اقتصاد رفتاری)

حشمت‌اله عسگری[۱]، محدثه پورعلی‌مردان[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26567.3486
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۲۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۲۳
صص: ۶۱-۳۹

چکیده

هدف از مطالعهٔ حاضر ارزیابی سوگیری فرافکنی در باور و تمایل رفتاری افراد تحت‌تأثیر تغییرات دمایی است. برای ارزیابی مذکور با استفاده از یک تمایز باینری ساده تحت دو دمای ۲۲ درجه و ۳۸ درجه، سوگیری فرافکنی در باورها و قصد رفتاری افراد درخصوص تقاضای دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق مورد بررسی قرار گرفته است. جامعهٔ آماری این مطالعه، ۲۰۳ نفر از شهروندان در سطح شهر ایلام بوده است. نتایج رگرسیون پروبیت ترتیبی نشان‌داد که سوگیری فرافکنی در باورها (میزان اهمیت) و تمایل رفتاری (تمایل به خرید) افراد در مورد دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق در هوای گرم (۳۸ درجه) نسبت به هوای خنک (۲۲ درجه) مشهود است. درخصوص هر دو مقولهٔ صرفه‌جویی در مصرف آب و برق، در دمای هوای گرم نسبت به هوای خنک، میزان باور افراد درمورد دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق، بیشتر از تمایل به خرید آن‌هاست. به‌علاوه نتایج نشان‌داد که بین باور به دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و سطح تحصیلات و همچنین بین تمایل به خرید دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و وضعیت مالی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد، اما هیچ‌گونه ارتباط معناداری بین باورها و تمایلات افراد به عنوان متغیرهای وابسته و سن، جنسیت، نحوهٔ تصرف محل سکونت به‌عنوان متغیرهای مستقل یافت نشد. نتایج مطالعهٔ حاضر می‌تواند مورد استفادهٔ فعالین بازار کالا و خدمات و همچنین فعالین محیط‌زیست قرار گیرد. همچنین نیازمند توجه دولت است تا با تعیین مشوق‌هایی برای مردم از تولیدات سازگار با محیط زیست حمایت کرده و مردم را به استفاده از این تولیدات ترغیب کنند.

کلیدواژگان: سوگیری فرافکنی، تغییرات دمایی، رگرسیون پروبیت ترتیبی.
طبقه‌بندی JEL: C91, D12, D91, Q59.

۱. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: h.asgari@ilam.ac.ir
۲. کارشناس ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران.
Email: m.pouralimardan@yahoo.com

ارجاع به مقاله: عسگری، حشمت‌اله؛ و پورعلیمردان، محدثه، (۱۴۰۲). «ارزیابی سوگیری فرافکنی در باورها و تمایلات افراد تحت‌تأثیر تغییرات دمایی (با رویکرد اقتصاد رفتاری)». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۶): ۳۹-۶۱. (doi: 10.22084/aes.2022.26567.3486).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4890.html

۱. مقدمه

تغییرات دمای هوا در فصول سرد و یا گرم سال منجر به تغییر رفتار مصرفی افراد در حوزهٔ انرژی می‌شود، به این‌صورت که با کاهش دمای هوا در فصول سرد سال مصرف گاز به بالاترین حد خود و با افزایش دمای هوا در فصول گرم سال مصرف آب و برق به بالاترین پیک مصرفی خواهد رسید. به‌تبع آن این تغییرات شرایط آب و هوایی منجر به تغییرات رفتار افراد درخصوص استفاده از کالاهای مختلف خواهد شد (به‌عنوان نمونه: استفاده از بخاری در هوای سرد و استفاده از کولر در هوای گرم). برهمین‌اساس، «زوبنر»[1] و همکاران (۲۰۱۳) استدلال کرده‌اند که افراد در معرض هوای گرم ارزش‌های بالاتری را برای انواع محصولات بیان می‌کنند. «لامپ»[2] (۲۰۱۸) نشان‌داد که افراد در هوای آفتابی تمایل بیشتری به پذیرش فناوری خورشیدی دارند. همچنین «کلوت» و همکاران[3] (۲۰۲۲) نشان داده‌اند که افراد در روز آفتابی نسبت به روز بارانی بیشتر از محصولات سازگار با محیط‌زیست حمایت می‌کنند. برهمین‌اساس، پیش‌بینی می‌شود افراد در هوای گرم نسبت به هوای خنک (درخصوص باور و اقدام به خرید) ارزش بیشتری برای محصولات سازگار با محیط‌زیست در جهت صرفه‌جویی در مصرف آب و مصرف برق قائل شوند. این نوع از ارزش‌گذاری به نوعی از سوگیری تحت‌عنوان «سوگیری فرافکنی» اشاره دارد که در آن افراد فکر می‌کنند ترجیحات فعلی آن‌ها تا زمان آینده ادامه خواهد داشت و فرد به‌شدت دچار تورش حال می‌شود. به‌عبارت دیگر، سوگیری فرافکنی منجر به ناهماهنگی بین مطلوبیت‌های پیش‌بینی‌شده و متعاقباً تحقق‌یافته می‌شود، این امر نشان می‌دهد که رفتار یک فرد نیازی به حداکثرسازی صحیح مطلوبیت بین زمانی ندارد؛ یعنی سوگیری فرافکنی می‌تواند منجر به ناسازگاری پویا شود (لوونشتاین[4] و همکاران، ۲۰۰۳) و فرد با انتخاب‌های فعلی، مطلوبیت در آینده را نادیده می‌گیرد، به‌طوری‌که تغییرات آب و هوایی در زمان پاسخ‌دهی می‌تواند به‌شدت تصمیم‌گیری افراد را درخصوص خرید کالاهای بادوام (حتی کم‌دوام) تحت‌تأثیر قرار دهد.

برای بررسی این نوع از سوگیری، ادراک و تمایل به خرید تجهیزات کاهندهٔ مصرف آب و برق سازگار با محیط‌زیست، در دو روز با دمای متفاوت در فصل بهار[5] (۲۲ درجه و ۳۸ درجهٔ سانتی‌گراد) مورد بررسی قرار می‌گیرد. به دو دلیل این قلمرو مدنظر قرار گرفته است؛ اول این‌که آب به‌عنوان یک منبع حیاتی یک عنصر اساسی در کره‌زمین است و منابع آبی در شرایط بحرانی قرار دارد و همچنین بحران خشکسالی در ایران بیش از پیش درک عموم مردم را برانگیخته است (محمدجانی و یزدانیان، ۱۳۹۳؛ خلفی و همکاران، ۱۳۹۵؛ وحید و رنجبر، ۱۳۹۷). دوم این‌که سرمایه‌گذاری صورت گرفته توسط دولت در عرضهٔ برق بسیار پایین بوده و دچار رکود بوده است (سندیکای صنعت برق ایران، ۱۳۹۸) و در سال‌های اخیر در اوج گرما دولت همواره در تأمین تقاضای برق مصرفی خانوارها با مشکل مواجه بوده است. از آنجایی‌که با افزایش دمای هوا، تقاضای افراد در جهت مصرف برق و آب

---

1. Zwebner
2. Lamp
3. Clot
4. Loewenstein

۵. دو دمای متفاوت ۲۲ درجهٔ سانتی‌گراد و ۳۸ درجهٔ سانتی‌گراد درنظر گرفته شد. روز انتخابی در نیمهٔ دوم فروردین‌ماه با دمای ۲۲ درجه به این علت انتخاب شد که درصورتی‌که فرد به شکل عقلایی رفتار کند باید نسبت به پاسخ های انتخابی خود نسبت به روزهای پیش‌رو که روزهای گرم‌تری است از خود آینده‌نگری عقلایی نشان‌دهد. درصورتی که پاسخ‌های فرد با توجه به نتایج انتهایی تغییر می‌کند این نتیجه را دربر دارد که فرد تحت‌تأثیر انتخاب عقلایی نبوده و دمای فعلی همان‌روز را در پاسخ خود مدنظر قرار داده است.

بالا می‌رود؛ (عسگری و جهانگیری، ۱۴۰۰؛ دیمکیچ[1]، ۲۰۲۰)؛ به‌عبارت دیگر، با افزایش دمای هوا پیک مصرف آب و برق بالا می‌رود؛ برهمین‌اساس، پیش‌بینی می‌شود که افراد در زمانی‌که دمای هوا بالاست (هوای گرم) با هدف توسعهٔ فرهنگ صرفه‌جویی همگانی در مصرف آب و برق و در جهت استفاده مداوم از آب و برق از تجهیزاتی چون سردوش‌های کاهندهٔ مصرف در جهت استحمام و کولر آبی کم‌مصرف برای صرفه‌جویی در مصرف آب و از دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف برق ازجمله کولرهای خورشیدی (آبی یا گازی) با منبع انرژی تجدیدپذیر برای صرفه‌جویی در مصرف برق حمایت کنند. براساس نظریهٔ رفتار برنامه‌ریزی شدهٔ «آجزن»[2] (۱۹۹۱)، که فرض می‌کند که مقاصد رفتاری (قصد خرید) مستقیماً با ادراک افراد از هنجارهای مربوط به رفتار و کنترل رفتاری (مقولهٔ باور) درک شده مرتبط است. فرد بر این باور است که رفتارش با موفقیت هدف موردنظر را دنبال می‌کند یا خیر. به‌علاوه اندازه‌گیری باور فرد می‌تواند تا حدودی به دقت پیش‌بینی رفتار کمک کند (همان)؛ بنابراین، قصد استعمال دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق با باورهای مربوط با رفتارهای هنجاری مرتبط است. در نتیجه، اگر افراد دمای هوای گرم را با تمایل بیشتر به خرید کولرهای خورشیدی و حتی استفاده از دستگاه کاهندهٔ مصرف آب زمان استحمام مرتبط بدانند؛ درواقع پرسش اصلی پژوهش این است که آیا دمای هوا روی پاسخ‌های افراد (باور و اقدام به خرید آن‌ها) تأثیرگذار خواهد بود یا خیر؟ به‌همین دلیل مطابق با زوبنر و همکاران (۲۰۱۳)، لامپ و همکاران (۲۰۱۸) و کلوت و همکاران (۲۰۲۲) فرض می‌شود افراد تمایل دارند، برای حفظ و حتی مصرف بیشتر آب و برق در هوای گرم برای استحمام و استفاده از کولر به‌طور مداوم بیشتر به دستگاه‌های سازگار با محیط‌زیست که مصرف همیشگی و حتی بیش از حد آن‌ها را تأمین کند، روی بیاورند؛ بنابراین فرض اصلی بر این است که در دمای هوای گرم نسبت به دمای هوای پایین‌تر تمایل افراد به خرید بیشتر دستگاه‌های سازگار با محیط‌زیست جهت مصرف بهینه و همیشگی به منابع آب و برق بیشتر خواهد بود و مطالعهٔ حاضر درنظر دارد سوگیری فرافکنی را درمورد باور و قصد فرد در جهت خرید دستگاه‌هایی سازگار با محیط زیست که مصرف آب و برق آن‌ها را کاهش دهد مورد بررسی قرار گیرد.

نوآوری پژوهش حاضر سه وجه تمایز در سطح اقتصاد رفتاری و همچنین اقتصاد متعارف نسبت به مقالات قبلی دارد؛ این مطالعه اولین مطالعه‌ایی است که سوگیری فرافکنی را در باورها و تمایلات افراد مورد بررسی قرار داده است. ابزار به‌کار رفته برای اندازه‌گیری این نوع از سوگیری تحت‌تأثیر تغییرات دمایی بوده است و حوزهٔ موردنظر این سوگیری، باورها و تمایل به خرید افراد درخصوص اتخاذ تجهیزات کاهندهٔ آب و برق است.

---

[1]. Dimkić
[2]. Ajzen

۲. مبانی نظری

۲-۱. سوگیری فرافکنی

یکی از راه‌هایی که افراد واکنش لذت‌جویانه خود را نسبت به رویدادهای آینده پیش‌بینی می‌کنند، استفاده از پروکسی‌های ذهنی است؛ از آنجا که رویدادهای واقعی و خیالی بسیاری از فرآیندهای عصبی و روانی مشابه را فعال می‌کنند، واکنش‌ها به رویدادهای خیالی می‌تواند اطلاعات مفیدی در مورد واکنش احتمالی فرد به خود رویدادها ارائه دهد؛ به‌عبارت دیگر، همان‌طورکه تصاویر ذهنی نماینده رویدادهای واقعی هستند، واکنش‌های افراد به این تصاویر ذهنی نیز ممکن است به‌عنوان نماینده‌ای برای واکنش‌های واقعی افراد به خود رویدادها عمل کنند (گیلبرت[1] و همکاران، ۲۰۰۱). این واکنش قابل پیش‌بینی که منشأ آن باور افراد است در قالب قضاوت و یا تصمیم‌گیری عرضه می‌شود که در آن تمامی واکنش‌های قابل پیش‌بینی صحیح نیستند و در آن افراد ممکن است به خطا پیش‌بینی کنند واکنشی که هم‌اکنون از خود نشان می‌دهند بعداً همان‌طور از خود نشان خواهند داد. به زبان ساده‌تر، ممکن است افراد با خطا پیش‌بینی کنند که ترجیحاتی که درحال حاضر دارند تا آینده نیز ادامه خواهد داشت. این خطا منجر به نوعی از سوگیری خواهد شد که «لوونشتاین» و همکاران (۲۰۰۳) اصطلاحاً آن را «سوگیری فرافکنی»[2] نامیدند. شواهد روان‌شناسی نشان می‌دهند که افراد در هنگام تصمیم‌گیری بین زمانی از خود خطاهای سیستماتیک نشان می‌دهند، هشدارها در برابر چنین خطاهایی نیز وجود دارد؛ به‌عنوان مثال، با معدهٔ خالی خرید نکنید، قبل از ورود به فروشگاه تصمیم بگیرید که چه چیزی را می‌خواهید بخرید و غیره (بوسه[3] و همکاران، ۲۰۱۵).

وقتی فردی با سوگیری فرافکنی با یک انتخاب بین زمانی روبه‌رو می‌شود، او انتخاب خود را به‌همان شیوه‌ای انجام می‌دهد که یک فرد کاملاً منطقی انتخاب می‌کند، با این تفاوت که او از پیش‌بینی‌های سوگیرانهٔ خود درمورد مطلوبیت آینده به‌جای مطلوبیت واقعی آیندهٔ خود استفاده می‌کند. از آنجایی‌که سلایق یک فرد ممکن است در طول زمان به شکلی که او پیش‌بینی نمی‌کند، تغییر کند، ممکن است ناسازگاری پویا از خود نشان دهد؛ او ممکن است برنامه‌ریزی کند تا در آینده رفتار خاصی داشته باشد، اما بعداً، در غیاب اطلاعات جدید، این برنامه را اصلاح می‌کند (کانلین[4] و همکاران، ۲۰۰۷).

فرضیه این است که افراد با توجه به تفاوت در آب و هوا با سوگیری فرافکنی مواجه می‌شوند؛ زمانی‌که شخص ارزش آتی یک وسیله را پیش‌بینی می‌کند، او ارزش آن را برای روزهایی که ارزشش از امروز بیشتر است دست‌کم می‌گیرد و برای روزهایی که ارزش آن کمتر از امروز است، بیش از حد برآورد می‌کند (همان). با توجه به تغییرات دمایی فرض بر این است، افراد برای روزهایی که دمای هوا پایین است ارزش وسایل کاهندهٔ مصرف آب و برق را

---

1. Gilbert
2. Projection Bias
3. Busse
4. Conlin

دست‌کم می‌گیرند و برای روزهایی که دمای هوا بالا است ارزش وسایل کاهندهٔ مصرف آب و برق را بیش از حد برآورد می‌کنند.

۲-۲. نظریه رفتار برنامه‌ریزی شده

نظریهٔ رفتار برنامه‌ریزی شده به‌عنوان بسط نظریهٔ کنش مستدل «فیشبین»[1] و «آجزن» تکامل یافته است، که هدف آن نه‌تنها پیش‌بینی رفتارها از روی نگرش‌ها، بلکه توضیح فرآیندی است که ازطریق آن این دو به‌هم مرتبط می‌شوند؛ از بدو پیدایش این تئوری در زمینه‌های مختلف مانند مشارکت در اوقات فراغت، رانندگی، شیوه‌های مرتبط با سلامت و اخیراً رفتارهای طرف‌دار محیط‌زیست اعمال شده است. طبق این نظریه، نزدیک‌ترین پیش‌بینی‌کننده‌های رفتار، مقاصد رفتاری هستند، که به نوبه خود با، الف) میزان نگرش مطلوب افراد نسبت به رفتار، پیش‌بینی می‌شود. ب) ادراک افراد از هنجارها و قراردادهای مربوط به رفتار پیش‌بینی می‌شود. ج) میزان درک فرد از رفتار مورد نظر تحت کنترل شخصی او پیش‌بینی می‌شود (مانند: کنترل رفتاری درک شده). که این مورد اخیر به باور فرد مربوط می‌شود که رفتار او با موفقیت اهداف موردنظر را ارتقا می‌دهد (اورگ و کاتز[2]، ۲۰۰۶). به‌عنوان یک قاعدهٔ کلی، هرچه نگرش و هنجار ذهنی فرد نسبت به یک رفتار مطلوب‌تر باشد و کنترل رفتاری ادراک شده بیشتر باشد، قصد فرد برای انجام رفتار مورد بررسی قوی‌تر است، براساس تئوری رفتار برنامه‌ریزی شده، کنترل رفتاری درک شده همراه با قصد رفتاری، می‌تواند به‌طور مستقیم برای پیش‌بینی پیشرفت رفتاری مورداستفاده قرار گیرد (آجزن، ۱۹۹۱).

۳. پیشینهٔ پژوهش

در مطالعات داخلی، «کریمی» و «صفاری‌نیا» (۱۳۸۴) دیدگاه‌ها و نظریه‌های مربوط به تغییر شکل‌گیری نگرش‌ها و روش‌های تغییر آن در چارچوب نظریات متنوع با تأکید بر مصرف انرژی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. «رحیمی» و همکاران (۱۳۹۵) نقش عوامل غیرقیمتی را بر میزان مصرف برق خانوارهای شهری تهران از طریق داده‌های پرسشنامه‌ایی و به‌شکل میدانی نتایج این تحقیق نشان‌داده که درآمد و تعداد اعضای خانوار اثرمثبت و معنی‌داری بر میزان مصرف برق خانوار دارد. «نصراله‌زاده» و «فراهانی» (۱۳۹۷) تأثیر آگاهی و آموزش‌های زیست‌محیطی در اصلاح الگوی مصرف انرژی در بخش خانگی را مورد بررسی قرار داده‌اند، نتایج این مطالعه نشان‌داده که نمرهٔ نگرش و عملکرد زیست‌محیطی شهروندان متوسط به بالا بوده است. «احمدی» و همکاران (۱۳۹۹) رابطهٔ نگرش شهروندان شیراز با رفتار زیست‌محیطی را بررسی کرده‌اند و نتایج حاصله نشان داده است که میانگین نمرهٔ رفتار زیست‌محیطی شهروندان متغیر بوده است و نگرش زیست‌محیطی را مهم‌ترین عامل در رفتار زیست‌محیطی می‌داند. مطالعات داخلی نشان می‌دهد که بررسی باور و تمایلات افراد در حوزهٔ مصرف انرژی (نه میزان مصرف انرژی) در چارچوب سوگیری‌های رفتاری و براساس تغییرات دمایی تا به‌حال صورت نگرفته

---

[1]. Fishbein
[2]. Oreg & Katz

است و مطالعات صورت‌گرفته شامل مطالعاتی درخصوص نگرش افراد در حوزهٔ مصرف انرژی و اکثراً در زمینه‌های غیراقتصادی بوده است؛ بنابراین پیشینهٔ پژوهش حاضر به مطالعات خارجی برمی‌گردد که باورها و تقاضای افراد درخصوص کالاهای مختلف براساس تغییرات دمایی اندازه‌گیری و بررسی کرده‌اند.

از آنجایی‌که شرایط آب و هوایی، ازجمله: بارش، آفتاب، دما و رطوبت، می‌تواند تأثیرات بالقوهٔ زیادی بر رفتار (عموم) افراد داشته باشد، درمجموع، مطالعات ذیل نشان می‌دهند که آب و هوا می‌تواند تأثیر قدرتمندی بر افکار، احساسات و رفتار افراد داشته باشد (لوکاس و لاولس[1]، ۲۰۱۳).

«هیرشلیفر» و «شوموی»[2] (۲۰۰۳)، به بررسی رابطهٔ بین آفتابی بودن یک روز و بازده سهام در آن روز در ۲۶ بورس بین‌المللی از سال ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۷م. پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داده است که آفتاب به‌شدت با بازده سهام همبستگی دارد. اما سایر شرایط آب و هوایی مانند باران و برف با بازده سهام همبستگی نداشته‌اند. به‌علاوه، استفاده قابل‌توجه از استراتژی‌های مبتنی‌بر آب و هوا برای یک معامله‌گر با هزینه‌های بسیار پایین تراکنش بهینه بوده است. با این‌حال، از آنجایی‌که این استراتژی‌ها شامل معاملات مکرر شده‌اند، هزینه‌های نسبتاً کم منصفانه متوسط سود را از بین برده‌اند؛ به‌علاوه اظهار داشته‌اند که وفق‌دادن یافته‌های آن‌ها با تعیین قیمت کاملاً منطقی دشوار است.

«ایگان» و «مولین»[3] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به بررسی این سؤال پرداختند که آیا عقلایی است که باورهای افراد با توجه به تغییرات آب و هوایی محلی کوتاه‌مدت درمورد گرمایش جهانی تغییر پیدا کند؟ برای پاسخ به این سؤال، از داده‌های باورهای آمریکایی‌ها در مورد تغییرات آب و هوایی از پنج نظرسنجی ملی در ۴۸ ایالت که توسط مرکز تحقیقاتی پیو در ژوئن، ژوئیه، و آگوست ۲۰۰۶، ژانویهٔ ۲۰۰۷ و آوریل ۲۰۰۸ سازماندهی شده، استفاده گردیده است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داده است که دما بر رفتار درونی افراد تأثیرگذار است و به افراد اجازه می‌دهد راحت‌تر تصور کنند که حالت‌های مشابه را در آینده تجربه می‌کنند. به این‌صورت که براساس شواهد مبتنی‌بر حافظه، نوسانات کوتاه‌مدت آب و هوا بر نگرش‌ها درمورد گرمایش جهانی تأثیرگذار بوده است. آن‌ها دریافتند که افراد زمانی‌که به‌طور تصادفی در معرض آب و هوای محلیشان قرار می‌گیرند، همین تغییرات آب و هوایی تأثیر قابل‌توجهی بر باور مردم دربارهٔ شواهد گرمایش جهانی دارد.

«زوبنر» و همکاران (۲۰۱۳)، با استفاده از پنج مطالعهٔ میدانی از یک وب‌سایت خرید، آزمایش‌های لابراتوری و با استفاده از انواع محصولات و دستکاری‌های دما، به‌طور مداوم دریافته‌اند که قرار گرفتن فرد در معرض گرمای بدنی ارزش محصول را برای افراد افزایش می‌دهد. به‌عبارت دیگر، نتایج مطالعات آن‌ها نشان داده است که، قرارگرفتن در معرض گرمای بدنی، مفهوم گرمای احساسی را فعال می‌کند و همچنین واکنش‌های مثبت را برانگیخته و به این‌ترتیب ارزش محصول را افزایش می‌دهد. به‌علاوه دریافتند که دماهای گرم فاصلهٔ درک شده افراد از محصولات را کاهش می‌دهد.

---

[1]. Lucas & Lawless
[2]. Hirshleifer & Shumway
[3]. Egan & Mullin

«لامپ» (۲۰۱۸)، تأثیر آب و هوا را بر پذیرش فناوری خورشیدی بررسی کرده است. به این‌صورت که شواهدی را ارائه می‌کند که تصمیم مهم سرمایه‌گذاری خانوار برای نصب پنل‌های خورشیدی، تحت‌تأثیر مفاهیم اقتصاد رفتاری همچون سوگیری فرافکنی و برجستگی[1] قرارگرفته است. برای این بررسی از داده‌های اداری تأسیسات خورشیدی در آلمان استفاده کرده و نشان داده است که دوره‌های آفتابی منجر به رشد تقریبی ۶/۲ ٪ در بازار پنل‌های خورشیدی در یک دورهٔ شش‌ماهه پس از یک شوک آفتابی شده است.

«سینها» و «باگهی»[2] (۲۰۱۹)، بررسی کردند که دمای محیط چگونه بر تمایل مصرف‌کنندگان به پرداخت در انواع مختلف زمینه‌های خرید، مانند مزایده‌ها و مذاکرات و تنظیمات قیمت ثابت تأثیر می‌گذارد. نتایج تحقیق نشان داده است که دمای بالاتر (در مقابل متوسط) منجر به تمایل به پرداخت بیشتر در حراجی‌ها و تمایل به پرداخت کمتر در مذاکرات می‌شود، ناراحتی و پرخاشگری ناشی از دما زمینه‌ساز این اثرات بوده است. دما بر مقاصد در زمینه‌های قیمت ثابت تأثیرگذار نبوده است. به‌علاوه، بر این باورند که می‌توان مطالعه را به زمینه‌های دیگر تعمیم‌داد و به‌خصوص زمانی‌که این‌کار انگیزهٔ رقابتی بودن داشته باشد مصرف‌کنندگان زمان بیشتری را برای دریافت بهترین معاملات صرف می‌کنند.

«کلوت»[3] و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی سوگیری فرافکنی درخصوص نصب پنل‌های خورشیدی و حمل و نقل سازگار با محیط‌زیست در دو روز آفتابی و بارانی با استفاده از نمونه‌گیری در دسترس پرداختند. بررسی این سوگیری در تحقیق آن‌ها به دو شکل باورها و تمایل رفتاری برای خرید یا اتخاذ روش سازگار با محیط‌زیست بوده است و ارتباط باورها و تمایل رفتاری برای کالاها را با متغیرهایی همچون: جنسیت، سن، وضعیت مالی و غیره مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داده است که روز آفتابی بر باورهای افراد به پنل‌های خورشیدی تأثیرگذار بوده است، اما بر قصد خرید پنل خورشیدی تأثیرگذار نبوده است. اما روز آفتابی بر باور و اتخاذ حمل و نقل سازگار با محیط‌زیست تأثیرگذار بوده است. به‌علاوه نتایج نشان داده است که بین قصد خرید پنل خورشیدی با سن و سطح تحصیلات افراد ارتباط منفی و معنادار و وضعیت مالی افراد ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد.

٤. روش شناسی پژوهش

نمونهٔ مورد بررسی از طریق نمونه‌گیری در دسترس با استفاده از پرسشنامهٔ کاغذی شامل دو گروه از شهروندان در سطح شهر ایلام در دو روز مختلف با اختلاف دمایی ۱۷ درجه سانتی‌گراد در روز ۱۸ فروردین ۱۴۰۱ با دمای ۲۲ درجه سانتی‌گراد و روز ۳۱ خرداد ۱۴۰۱ با دمای ۳۸ درجهٔ سانتی‌گراد بوده است. پاسخ‌دهندگان تحت دماهای محیط ذکر شده به سؤالات پاسخ داده‌اند. سؤالات پرسشنامهٔ توزیع شده در دو مرحلهٔ کاملاً یکسان بوده است.

---

1. Salience
2. Sinha & Bagchi
3. Clot

روایی صوری پرسشنامه توسط متخصص آن تأیید شده و پایایی سؤالات از طریق معیارآلفای کرونباخ مورد ارزیابی قرار گرفت که نتیجهٔ عدد ۰/۷۱ را نشان می دهد که قابل‌قبول به‌نظر می‌رسد.

سؤالات پرسشنامه شامل سه بخش بوده است؛ بخش اول، شامل پرسش درخصوص باور افراد که به شکل میزان اهمیت فرد درمورد دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب شامل سردوش‌های کاهندهٔ مصرف و کولر آبی کم‌مصرف با این ویژگی فرضی که ۵۰٪ هدررفت آب شما را نسبت به‌وسیلهٔ قبلی که دارید کاهش خواهد داد و گرایش رفتاری فرد که به شکل میزان تمایل فرد برای خرید این نوع از دستگاه‌ها است؛ و در بخش دوم، شامل پرسش درخصوص باور افراد که به شکل میزان اهمیت فرد درمورد دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف برق شامل کولرهای خورشیدی با این ویژگی فرضی که ۵۰٪ مصرف برق شما را نسبت به وسیلهٔ قدیمی که دارید کاهش خواهد داد، به‌علاوه از منبع تجدیدپذیر (انرژی خورشیدی) در مواقع قطعی برق نیز بهره‌مند هستند و گرایش رفتاری فرد که به‌شکل میزان تمایل فرد برای خرید این نوع از دستگاه‌ها بوده است. بخش سوم، شامل اطلاعات تکمیلی پاسخ‌دهنده شامل: سن، جنسیت، سطح تحصیلات، وضعیت مالی، صاحب خانه بودن، نحوهٔ تصرف محل سکونت، متراژ محل سکونت افراد بوده است. برای انجام تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار «استتا» ورژن ۱۷ استفاده شده است.

مطابق با روش کلوت و همکاران (۲۰۲۲) در ابتدا، برای بررسی و مقایسهٔ رتبه‌بندی درخصوص اطلاعات تکمیلی و همچنین باورها و تمایل به پرداخت درخصوص خرید دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق در دو گروه از پاسخ‌دهندگان مستقل از آزمون ناپارامتری من ویتنی ویلکاکسون[1] استفاده می‌شود. این آزمون برای مقایسهٔ دو گروه مستقل با هدف مقایسهٔ میانگین متغیر کمی غیرنرمال یا رتبه‌ای به‌کار می‌رود. از پیش‌فرض‌های این آزمون، تصادفی بودن نمونه‌ها، مستقل بودن گروه‌ها از یک‌دیگر و حداقل رتبه‌ای بودن مقیاس اندازه‌گیری متغیرهای مورد مطالعه است (جعفرآبادی و محمدی، ۱۳۹۳)؛ سپس رگرسیون پروبیت ترتیبی برای بررسی سنجش ارتباط باورها و قصد خرید دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق به‌عنوان متغیرهای وابستهٔ ترتیبی و ویژگی‌های سن، جنسیت، تحصیلات، وضعیت مالی، وضعیت محل سکونت و متراژ محل سکونت به‌عنوان متغیرهای مستقل به‌کار گرفته می‌شود.

فرم کلی مدل رگرسیونی پروبیت ترتیبی برای تخمین به‌صورت زیر است:

$$Y^* = \beta' X' + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

که Y^* در آن متغیرهای وابسته ترتیبی، X_i برداری از متغیرهای توضیحی (مستقل)، β برداری از پارامترهای تخمینی و ε بیانگر خطاهای تصادفی می‌باشد.

طبقه بندی مشاهده شده برای Y^* به صورت زیر است:

[1]. Mann Whitney Wilcoxon

$$Y=\begin{cases}0 & \text{if} \quad y^{*}\le 0\\ 1 & \text{if} \quad 0<y^{*}\le \mu_1\\ 2 & \text{if} \quad \mu_1<y^{*}\le \mu_2\\ & \cdot\\ & \cdot\\ j & \text{if} \quad \mu_{j-1}\le y^{*}\end{cases} \qquad (۲)$$

که در آن μ_j پارامترهای نامعلوم هستند که توسط β برآورد می‌شوند (گرین[1]، ۲۰۰۵).

متغیرهای وابسته شامل متغیر باور (اهمیت) به دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب (سردوش‌های کاهندهٔ مصرف و کولرهای آبی کم‌مصرف)، قصد خرید دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب، باور به دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف برق (کولرهای خورشیدی دارای منبع تجدیدپذیر)، قصد خرید دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف برق که شیوهٔ اندازه‌گیری متغیرهای باور به دستگاه به‌شکل متغیر ترتیبی است که در آن پاسخ به چهار شکل: خیلی با اهمیت است، با اهمیت است، اهمیت کمی دارد و اصلاً اهمیت ندارد، بوده و نیز شیوهٔ اندازه‌گیری متغیرهای قصد خرید دستگاه نیز به‌صورت متغیر ترتیبی که در آن پاسخ افراد به چهار شکل: احتمال زیاد بخرم، احتمالاً بخرم، بعید است و خیلی بعید است، بوده است.

متغیرهای مستقل شامل متغیر دامی دما (هوای گرم= ۱ و هوای خنک= ۰)، جنسیت (مرد=۱ و زن= ۰)، سن، وضعیت مالی (خیلی مطلوب = ۴، مطلوب= ۳، نامطلوب= ۲ و خیلی نامطلوب= ۱)، سطح تحصیلات (دکترا= ۵، فوق‌لیسانس= ۴، لیسانس=۳، فوق‌دیپلم=۲ و دیپلم= ۱)، صاحب‌خانه (دارای خانه= ۱ و نداشتن خانه= ۰)، وضعیت محل سکونت (ملکی=۳، استیجاری= ۲ و سازمانی= ۱) و متراژ محل سکونت (برحسب متر) بوده است.

۵. آمار توصیفی

در جدول ۱، آمار توصیفی متغیرهای تحقیق و در جدول ۲، آمار توصیفی و نتایج آزمون من ویتنی ویلکاکسون برای دو گروه از پاسخ‌دهندگان ارائه شده است. این آزمون ناپارامتری برای بررسی میزان شباهت پاسخ‌های دو گروه مستقل انجام شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که در توزیع نسبی سن و جنسیت در دو گروه شباهت کاملی وجود ندارد. به‌طورکلی میانگین سنی پاسخ‌دهندگان در دو گروه ۳۳ سال بوده است. اما میانگین سنی گروه اول پاسخ‌دهندگان در دمای هوای خنک (۲۲ درجه) ۳۵ سال و میانگین گروه سنی گروه دوم پاسخ‌دهندگان در هوای گرم (۳۸ درجه) ۳۱ سال بوده است. ۵۹٪ پاسخ‌دهندگان در هر دو گروه (۲۰۳ نفر) مرد بوده‌اند، با توجه به آزمون من ویتنی ویلکاکسون نتایج نشان داده است که در دمای ۲۲ درجه حدود ۵۰٪ از نمونه (۱۰۱ نفره) و در دمای ۳۸ درجه حدود ۶۷٪ نمونه (۱۰۲ نفره) مرد بوده اند. ۸۲/۷٪ از پاسخ‌دهندگان وضعیت مالی مطلوب و ۱۲/۸ وضعیت مالی نامطلوب را گزارش کرده‌اند. ۲۶/۱٪ مدرک دیپلم، ۱۰/۸٪ مدرک فوق‌دیپلم، ۴۴/۸٪ مدرک لیسانس

1. Greene

و ۱۷/۲٪ مدرک فوق‌لیسانس داشته‌اند. ۴۴/۳٪ صاحب‌خانه بوده‌اند و ۶۹/۹٪ نحوهٔ تصرف محل سکونت خود را ملکی و ۲۹٪ استیجاری گزارش کرده‌اند. میانگین متراژ محل سکونت افراد پاسخ‌دهنده ۱۵۲/۸ متر بوده است.

جدول ۱. آمار توصیفی (N=۲۰۳)

Tab. 1: Descriptive Statistics (N=203)

متغیر	T۲(۳۸C⁰) N=۱۰۲	T۱(۲۲C⁰) N=۱۰۱	کل نمونه N=۲۰۳	کمینه	بیشینه	آزمون من ویتنی ویلکاکسون
سن	۳۱/۵۳ (۶/۶۴)	۳۵/۹۶ (۱۰/۴۸)	۳۳/۷۳ (۹/۰۲۱)	۱۷	۷۲	**۰/۰۰۱**
جنسیت (مرد = ۱)	۰/۶۷۶ (۰/۴۷۰)	۰/۵۰۴ (۰/۵۰۲)	۰/۵۹۱ (۰/۴۹۲)	۰	۱	**۰/۰۱۳**
وضعیت مالی (میانگین)	۲/۸۳۳ (۰/۵۲۸)	۲/۸۵۱ (۰/۴۰۹)	۲/۸۴۲ (۰/۴۷۱)	۱	۴	۰/۹۳۹
وضعیت مالی (خیلی نامطلوب)	۰/۰۳۹ (۰/۱۹۵)	۰/۰۰۹ (۰/۰۹۹)	۰/۰۲۴ (۰/۱۵۵)	۰	۱	۰/۱۷۸
وضعیت مالی (نامطلوب)	۰/۱۱۷ (۰/۳۲۳)	۰/۱۳۸ (۰/۳۴۷)	۰/۱۲۸ (۰/۳۳۵)	۰	۱	۰/۶۵۵
وضعیت مالی (مطلوب)	۰/۸۱۳ (۰/۳۹۱)	۰/۸۴۱ (۰/۳۶۶)	۰/۸۲۷ (۰/۳۷۸)	۰	۱	۰/۶۰۰
وضعیت مالی (خیلی مطلوب)	۰/۰۲۹ (۰/۱۶۹)	۰/۰۰۹ (۰/۰۹۹)	۰/۰۱۹ (۰/۱۳۹)	۰	۱	۰/۳۱۸
سطح تحصیلات (میانگین)	۲/۶۴ (۱/۰۰)	۲/۴۷ (۱/۱۶)	۲/۵۶۱ (۱/۰۸۵)	۱	۵	**۰/۳۰۰**
سطح تحصیلات (دیپلم)	۰/۱۹۶ (۰/۳۹۸)	۰/۳۲۶ (۰/۴۷۱)	۰/۲۶۱ (۰/۴۴۰)	۰	۱	**۰/۰۳۴**
سطح تحصیلات (فوق دیپلم)	۰/۱۴۷ (۰/۳۵۵)	۰/۰۶۹ (۰/۲۵۵)	۰/۱۰۸ (۰/۳۱۱)	۰	۱	۰/۰۷۵
سطح تحصیلات (لیسانس)	۰/۴۷۰ (۰/۵۰۱)	۰/۴۲۵ (۰/۴۹۶)	۰/۴۴۸ (۰/۴۹۸)	۰	۱	۰/۵۲۱
سطح تحصیلات (فوق لیسانس)	۰/۱۸۶ (۰/۳۹۱)	۰/۱۵۸ (۰/۳۶۶)	۰/۱۷۲ (۰/۳۷۸)	۰	۱	۰/۶۰۰
سطح تحصیلات (دکترا)	۰	۰/۰۱۹	۰/۰۰۹ (۰/۰۹۹)	۰	۱	۰/۱۵۴
صاحب خانه	۰/۴۴۱ (۰/۴۹۸)	۰/۴۴۵ (۰/۴۹۹)	۰/۴۴۳ (۰/۴۹۸)	۰	۱	۰/۹۵۰
نحوه تصرف محل سکونت (میانگین)	۲/۷۱ (۰/۴۵۳)	۲/۶۶ (۰/۵۱۵)	۲/۶۸۹ (۰/۴۸۴)	۱	۳	۰/۵۵۵
نحوه تصرف محل سکونت (سازمانی)	۰ (۰)	۰/۰۱۹ (۰/۱۴۰)	۰/۰۰۹ (۰/۰۹۹)	۰	۱	۰/۱۵۴

نحوه تصرف محل سکونت (اجاره)	۰/۲۸۴ (۰/۴۵۳)	۰/۲۹۷ (۰/۴۵۹)	۰/۲۹۰ (۰/۴۵۵)	۰	۱	۰/۸۴۲
نحوه تصرف محل سکونت (ملکی)	۰/۷۱۵ (۰/۴۵۳)	۰/۶۸۳ (۰/۴۶۷)	۰/۶۹۹ (۰/۴۵۹)	۰	۱	۰/۶۱۴
متراژ محل سکونت	۱۵۳/۹۲ (۶۶/۱۰)	۱۵۱/۷۳ (۷۲/۷۸)	۱۵۲/۸۳ (۶۹/۳۴)	۴۶	۵۴۰	۰/۳۷۴

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند.

جدول۲، آزمون من ویتنی ویلکاکسون برای باور و قصد خرید محصولات کاهندهٔ مصرف آب و برق جهت بررسی روند پاسخ‌گویی افراد پاسخ‌دهنده در دو مرحله است. نتایج آزمون بیانگر آن است که روند پاسخ‌گویی افراد در دو مرحله برابر نیست؛ بدین‌معنا که میزان باور و تمایل به خرید افراد در دمای ۳۸ درجه نسبت به دمای ۲۲ درجه افزایش پیدا کرده است.

جدول ۲. آمار توصیفی باورها (میزان اهمیت) و قصد رفتاری (قصد خرید) محصولات کاهندهٔ مصرف آب و برق سازگار با محیط زیست در دو گروه پاسخ دهندگان

Tab. 2: Descriptive statistics for two groups of participants' beliefs (level of importance) and behavioral intentions (purchase intention) regarding eco-friendly water and electricity consumption-reducing products

متغیر	T۲(۳۸C⁰) N=۱۰۲	T۱(۲۲C⁰) N=۱۰۱	آزمون من ویتنی ویلکاکسون
باور (اهمیت) به محصولات کاهندهٔ مصرف آب (سردوش‌های جدید کاهندهٔ مصرف آب و کولرهای آبی کم‌مصرف دوست‌دار محیط‌زیست)	۳/۴۸ (۰/۶۲۵)	۳/۱۵ (۰/۹۲۴)	۰/۰۲۴
تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف آب	۳/۳۰ (۰/۷۱۴)	۲/۹۸ (۰/۹۹۹)	۰/۰۳۴
باور (اهمیت) به محصولات کاهندهٔ مصرف برق (کولرهای خورشیدی)	۳/۵۶ (۰/۶۰۵)	۳/۳۵ (۰/۸۱۹)	۰/۰۹۱
تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف برق	۳/۳۷ (۰/۷۱۶)	۳/۱۲ (۰/۹۱۲)	۰/۰۷۹

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند.

٦. نتایج برآورد مدل‌های پروبیت ترتیبی

در مدل‌های دستهٔ اول، باور به محصولات کاهندهٔ مصرف آب و تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف آب به عنوان متغیرهای وابستهٔ ترتیبی و متغیردامی برای دمای ۳۸ درجه (دمای ۲۲ درجه به‌عنوان گروه مرجع درنظر

گرفته شده است) به‌عنوان متغیر مستقل درنظر گرفته شده است. در مدل‌های دستهٔ دوم، باور به محصولات کاهندهٔ مصرف آب و تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف آب به عنوان متغیرهای وابستهٔ ترتیبی و متغیر دامی برای دمای ۳۸ درجه، سن، جنسیت، وضعیت مالی، سطح تحصیلات، صاحب‌خانه بودن، نحوهٔ تصرف محل سکونت و متراژ خانه به‌عنوان متغیرهای مستقل درنظر گرفته شده است. در مدل‌های ۲، متغیرهای دارای اثرمعنادار باقی‌ماندند و مابقی متغیرهای بدون اثر معنادار از مدل حذف شدند.

نتایج مدل‌های دستهٔ اول نشان‌داد که با افزایش دما (دمای ۳۸ درجه)، باور و تمایل به خرید افراد به محصولات کاهش‌دهندهٔ مصرف آب افزایش یافته است؛ به‌عبارت دیگر، افزایش باور و تمایل به خرید افراد نمایانگر سوگیری فرافکنی نسبت به محصولات کاهش‌دهندهٔ مصرف آب شده است. به این‌صورت که با افزایش دما باور به دستگاه‌های کاهش دهندهٔ مصرف آب درجهت صرفه‌جویی و تمایل به خرید در جهت اقدام برای صرفه‌جویی در مصرف آب در افراد شکل می‌گیرد. این نتیجه از یک جهت با توجه به وضعیت بحرانی کشورمان درخصوص مسأله آب قابل‌توجه است و از جهت دیگر، باور غلط درخصوص این‌که افراد تنها در صورت قرار گرفتن در معرض گرمای بدنی (گرمای محیط) باور به مادهٔ حیاتی در آن‌ها افزایش پیدا کرده و می‌خواهند در این‌خصوص (صرفه‌جویی و حفظ سطح مصرف) اقدام عملی داشته باشند، قابل‌تأمل است. افزایش باور و تمایل به خرید برای دستگاه‌های کاهش‌دهندهٔ مصرف آب می‌تواند به ادراک فرد از خشک‌سالی که در هوای گرم تقویت می‌شود، مرتبط باشد؛ البته این نتیجه به‌عنوان نمونه با مطالعهٔ «ایگان» و «مولین» (۲۰۱۲) که در آن بیان داشته‌اند طی نوسانات آب و هوای محلی نگرش افراد درخصوص گرمای جهانی تغییر پیدا می‌کند، مطابقت دارد. به‌علاوه با مطالعهٔ «زوبنر» و همکاران (۲۰۱۳) که در آن بیان کرده‌اند که گرمای بدنی مفهوم گرمای احساسی را افزایش داده و از این‌طریق ارزش‌گذاری محصول توسط افراد بیشتر خواهد شد نیز مطابقت دارد.

نتایج در مدل‌های ۲، نشان‌داد که متغیر وابسته باور به تجهیزات کاهندهٔ مصرف آب (سردوش کاهندهٔ مصرف و کولر آبی کم مصرف) فقط با دو متغیر دامی دما و سطح تحصیلات و متغیر وابسته تمایل به خرید محصولات فقط با دو متغیر دامی دما و وضعیت مالی توضیح داده می‌شود؛ نتایج نشان داده است که بین باور به تجهیزات کاهندهٔ مصرف آب و سطح تحصیلات افراد ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. بدین‌معنا که هرچه‌قدر سطح تحصیلات افراد بالاتر باشد باور به محصولات کاهش‌دهندهٔ مصرف آب افزایش پیدا می‌کند. به‌علاوه بین تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف آب و وضعیت مالی افراد ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد، بدین‌معنا که هرچه‌قدر وضعیت مالی افراد مطلوب‌تر بوده است تمایل به خرید دستگاه توسط افراد افزایش پیدا کرده است.

جدول ۳. نتایج رگرسیون پروبیت ترتیبی برای باور و تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف آب

Tab. 3: Ordinal probit regression results for for belief and willingness to purchase water-reducing products

متغیر	باور به محصولات کاهندهٔ مصرف آب		تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف آب	
	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۱	مدل ۲

متغیردامی هوا (۳۸ درجه)	۰/۴۱۱** (۰/۱۶۱)	۰/۳۸۸** (۰/۱۶۲)	۰/۳۵۴** (۰/۱۵۷)	۰/۳۶۰** (۰/۱۵۷)
تحصیلات	----	۰/۱۲۶* (۰/۰۷۴)	------	------
وضعیت مالی	-----		------	۰/۲۷۲* (۰/۱۶۲)
Log Likelihood	-۲۱۴/۳۷	-۲۱۲/۹۱	-۲۳۶/۳۹	-۲۳۴/۹۹
LR Chi2	۶/۵۰	۹/۴۱	۵/۱۱	۷/۹۱
Pseudo R2	۰/۰۱۴	۰/۰۲۱	۰/۰۲۳۸	۰/۰۱۶
Number of obs	۲۰۳	۲۰۳	۰/۰۱۰	۲۰۳

***، ** و * به ترتیب به سطح خطای ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ اشاره دارد. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند.

جدول ۴، اثرات حاشیه‌ایی متغیرهای وابستهٔ رگرسیون پروبیت ترتیبی نشان می‌دهد که باور به محصولات کاهش‌دهندهٔ مصرف آب در روز گرم ۰/۱۶۳ امتیاز نسبت به روز خنک افزایش پیدا می‌کند. به‌علاوه تمایل به خرید محصولات کاهش‌دهندهٔ مصرف آب در روز گرم ۰/۱۳۶ امتیاز نسبت به روز خنک افزایش پیدا می‌کند. یک تحلیل دیگر از این نتایج بدین‌صورت است که میزان باور افراد بیشتر از تمایل به خرید آن‌ها در روز گرم نسبت به روز خنک است.

جدول ٤. اثرات حاشیه‌ایی متغیرهای وابسته در مدل های ۱ و ۲ .

Tab. 4: Marginal effects of dependent variables in models 1 and 2

باور به محصولات کاهش‌دهندهٔ مصرف آب		تمایل به خرید محصولات کاهش‌دهندهٔ مصرف آب		
	مدل ۱	مدل ۲		مدل ۱	مدل ۲
بی اهمیت = ۰	-۰/۰۲۸** (۰/۰۱۳)	-۰/۰۲۶** (۰/۰۱۳)	خیلی بعید = ۰	-۰/۰۴۲** (۰/۰۱۹)	-۰/۰۴۲** (۰/۰۱۹)
اهمیت کم= ۱	-۰/۰۶۱۹** (۰/۰۲۶)	-۰/۰۵۸** (۰/۰۲۶)	بعید = ۱	-۰/۰۵۴** (۰/۰۲۶)	-۰/۰۵۶** (۰/۰۲۶)
با اهمیت = ۲	-۰/۰۷۲** (۰/۰۳۰)	-۰/۰۶۹** (۰/۰۳۱)	احتمالا بخرم = ۲	-۰/۰۳۹۱** (۰/۰۲۰)	-۰/۰۴۰** (۰/۰۲۰)
خیلی با اهمیت= ۳	۰/۱۶۳*** (۰/۰۶۳)	۰/۱۵۴** (۰/۰۶۳)	احتمال زیاد بخرم = ۳	۰/۱۳۶** (۰/۰۵۹)	۰/۱۳۸** (۰/۰۵۹)

***، ** و * به‌ترتیب به سطح خطای ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ اشاره دارد. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند.

در جدول ۵، نتایج مدل درخصوص باور و تمایل به خرید برای محصولات کاهندهٔ مصرف برق (کولرهای خورشیدی) به این‌صورت برآورد شده است که در مدل نهایی باور و تمایل به خرید کولرهای خورشیدی به‌عنوان

متغیرهای وابسته و متغیر دما تحت هوای گرم (۳۸ درجه) به‌عنوان متغیر مستقل درنظر گرفته شده است. نتایج نشان‌داد که باور و قصد خرید کولرهای خورشیدی تحت هوای گرم نسبت به هوای خنک (۲۲درجه) افزایش پیدا می‌کند و بدین‌ترتیب سوگیری فرافکنی افراد درخصوص باور و تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف برق تحت هوای گرم تأیید می‌گردد. درخصوص افزایش باور و تمایل به خرید درخصوص دستگاه‌های کاهش‌دهندهٔ مصرف برق این نتیجه را دربر دارد که تابش بیش از حد نرمال نور خورشید در هوای گرم توانسته باور افراد به انرژی خورشیدی را به‌عنوان یک منبع تجدیدپذیر در کولرهای خورشیدی افزایش دهد. همچنین می‌توان به تقویت نگرش افراد درخصوص جلوگیری از تکرار قطعی مکرر برق در فصول گرم در سال‌های اخیر و استفاده مداوم از کولر در قطعی احتمالی برق مرتبط دانست. لازم به ذکر است که متغیرهای سن، جنسیت، وضعیت مالی، تحصیلات و غیره در مدل وارد شدند، اما به‌دلیل هیچ‌گونه رابطهٔ معناداری با متغیرهای وابسته یافت نشد از مدل نهایی حذف شدند.

جدول ۵. نتایج رگرسیون پروبیت ترتیبی برای باور و تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف برق (کولرهای خورشیدی)

Tab. 5: Ordinal probit regression results for belief and willingness to purchase electricity consumption reducing products (solar coolers)

متغیر	باور به محصولات کاهندهٔ مصرف برق	تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف برق
	مدل ۱	مدل۲
متغیر دامی هوا (دمای ۳۸ درجه)	۰/۳۱۸* (۰/۱۶۶)	۰/۳۰۴* (۰/۱۵۸)
Log Likelihood	-۱۸۸/۸۹	-۲۲۱/۹۵
LR Chi2	۳/۶۸	۳/۶۹
Pseudo R2	۰/۰۰۹	۰/۰۵۴
Number of obs	۲۰۳	۲۰۳

***، ** و * به‌ترتیب به سطح خطای ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ اشاره دارد. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند.

نتایج جدول۶، اثرات حاشیه‌ایی متغیرهای وابسته در مدل‌ها را نشان می‌دهد که باور به محصولات کاهندهٔ مصرف برق در هوای گرم ۰/۱۲۴ امتیاز نسبت به هوای خنک افزایش می‌یابد. به‌علاوه تمایل به خرید این نوع از محصولات در هوای گرم ۰/۱۱۹ امتیاز نسبت هوای خنک افزایش می‌یابد. یک تحلیل دیگر از نتایج به‌دست آمده این است که مشابه محصولات کاهندهٔ مصرف آب که در آن‌ها باور قوی‌تر از تمایل به خرید محصولات آبی بود، در اینجا نیز باور به محصولات کاهندهٔ مصرف برق، قوی‌تر از تمایل به خرید افراد است. یک علت این موضوع شاید این باشد که وزن ذهنی بیشتر قطعی مکرر برق در زمان مشابه سال اخیر و استفاده از انرژی تجدیدپذیر (انرژی خورشیدی) منجر به تقویت باور و تمایل به پرداخت برای جلوگیری از قطعی برق و استفاده مداوم از کولر در زمان قطعی برق شده است.

جدول ٦. اثرات حاشیه‌ایی متغیرهای وابسته در مدل‌ها

Tab. 6: Marginal effects of dependent variables in the models

باور به محصولات کاهندهٔ مصرف برق		تمایل به خرید محصولات کاهندهٔ مصرف برق	
مدل۱		مدل۲	
بی اهمیت = ۰	-۰/۰۲۰* (۰/۰۱۲)	خیلی بعید = ۰	-۰/۰۲۹* (۰/۰۱۶)
اهمیت کم = ۱	-۰/۰۲۵* (۰/۰۱۵)	بعید = ۱	-۰/۰۳۹* (۰/۰۲۱)
با اهمیت = ۲	-۰/۰۷۸* (۰/۰۴۱)	احتمالا بخرم = ۲	-۰/۰۵۰* (۰/۰۲۷)
خیلی با اهمیت = ۳	۰/۱۲۴* (۰/۰۶۴)	احتمال زیاد بخرم = ۳	۰/۱۱۹* (۰/۰۶۱)

***، ** و * به‌ترتیب به سطح خطای ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ اشاره دارد. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند.

۷. نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر درنظر داشت سوگیری فرافکنی افراد را تحت‌تأثیر تغییرات دمایی به‌وسیلهٔ باورها و قصد رفتاری افراد مورد بررسی قرار دهد. حوزهٔ موردنظر این تحقیق؛ ۱) وسایل کاهندهٔ مصرف آب ازجمله سردوش‌های کاهندهٔ مصرف، درفشان‌های کاهندهٔ مصرف و کولرهای آبی کم‌مصرف با این ویژگی فرضی که ۵۰٪ هدررفت آب شما را نسبت وسیلهٔ قبلی که دارید کاهش خواهد داد، (که در روزهای آتی پیش‌روی پاسخ‌دهنده با توجه به افزایش دمای هوا بیشترین بار مصرفی آب را برای افراد درجهت استحمام و استفاده از کولر دربردارد). ۲) وسایل کاهندهٔ مصرف برق از جمله کولرهای (آبی یا گازی) خورشیدی با این ویژگی فرضی که علاوه‌بر این‌که ۵۰٪ مصرف برق شما را نسبت به وسیلهٔ قدیمی که دارید کاهش خواهد، از این ویژگی نیز برخوردار است که با استفاده از انرژی خورشیدی در مواقع قطعی برق می‌تواند مورداستفاده قرار گیرد. ارزیابی سوگیری فرافکنی تحت‌تأثیر تغییرات آب و هوایی که در اینجا تغییرات دمایی مدنظر بود با استفاده از باورها و تمایل به خرید افراد با متغیری با تمایز باینری ساده دو دمای ۲۲ درجه و ۳۸ درجه، و همچنین متغیرهایی همچون: سن، جنسیت، سطح تحصیلات، وضعیت مالی، صاحب‌خانه بودن، نحوهٔ تصرف محل سکونت، متراژ خانه با استفاده از آزمون من ویتنی ویلکاکسون و رگرسیون پروبیت ترتیبی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان‌داد که سوگیری فرافکنی تحت‌تأثیر تغییرات دمایی برای دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق وجود دارد؛ به‌عبارت دیگر، افراد در هوای گرم (۳۸ درجه) اهمیت و تمایل به خرید بیشتری نسبت هوای خنک (۲۲ درجه) برای دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق از خود نشان می‌دهند. به این‌صورت که در هردو دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق، باور (میزان اهمیت) قوی‌تر از تمایل به خرید افراد می‌باشد؛ به‌عبارت دیگر، با توجه به افزایش پیک مصرف آب و برق در هوای گرم، افراد معتقدند که در هوای گرم برای حفظ سطح مصرف همیشگی و در جهت جلوگیری از قطعی آب و برق می‌توانند با خرید دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و برق بیشتر از تجهیزات سازگار با محیط زیست حمایت کنند. به‌علاوه نتایج نشان‌داد که بین

باور (اهمیت) افراد به دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و میزان تحصیلات ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین بین تمایل به خرید دستگاه‌های کاهندهٔ مصرف آب و وضعیت مالی افراد ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. درخصوص مابقی متغیرها اثرمعناداری یافت نشد.

موضوع حاضر در این تحقیق با اثر قاب‌بندی نیز در تعامل است به این‌صورت که وقتی فرد در رابطهٔ کولر آبی کم‌مصرف اظهارنظر می‌کند نقش برق مصرفی کولر آبی را در ذهن نادیده گرفته و به‌طور خودکار وزن بیشتری را به موضوع آب مصرفی در کولر آبی خواهد داد؛ همچنین درخصوص خرید کولرهای آبی یا گازی خورشیدی وزن آب یا گاز مصرفی را در ذهن خود تقلیل داده و وزن ذهنی بیشتری را به برق مصرفی تجدیدپذیر در این وسیله خواهد داد.

نتایج این مطالعه، نکات و پیام‌هایی را در بردارد؛ باورهای غلط و اقدام در جهت صرفه‌جویی در مصرف آب و برق که تنها در مواقع بحرانی شکل می‌گیرد را با می‌توان با آموزش و اطلاع‌رسانی (توسط نهادهای مرتبط) رفع کرد؛ همچنین لازم است دولت با تعیین مشوق‌هایی برای مردم از تولیدات سازگار با محیط‌زیست حمایت کرده و مردم را به استفاده از این تولیدات ترغیب کنند. به‌علاوه، می‌توان در جهت تبلیغ محصول موردنظر و جستجوی مشتریان جدید تغییرات آب‌وهوایی را به شکل هوشمندانه مدنظر قرار داده و روزهای متناسب با ویژگی‌های ارائه شده محصول و مشتریان جدید را انتخاب نمود؛ به‌ویژه، فعالین محیط‌زیست می‌توانند با استفاده از روزهای سازگار برای اجرای یک طرح زیست‌محیطی افراد را در جهت حمایت از آن طرح هماهنگ کنند.

کتابنامه

– احمدی، علی‌یار؛ سلامتیان، درنا؛ و روستا، فاطمه، (۱۳۹۹). «بررسی نگرش و رفتار زیست محیطی شهروندان شهر شیراز». *مطالعات جامعه شناختی شهری*، ۱۰ (۳۶): ۵۰–۸۸.

– اصغری‌جعفرآبادی، محمد؛ و محمدی، مومنه، (۱۳۹۳). «سری آمار: روش‌های متداول ناپارامتری». *دیابت و متابولیسم ایران*، ۱۴ (۳): ۱۴۵–۱۶۲.

– خلفی، علی‌اکبر؛ شیری، قاسمعلی؛ و پوراشرف، یاسان‌الله، (۱۳۹۷). «بررسی الگوی مصرف آب خانگی با رویکرد بخش‌بندی مصرف‌کنندگان (مطالعه موردی: مصرف‌کنندگان آب خانگی شهرستان ایلام)». *آب و فاضلاب*، ۲۹ (۲): ۵۹–۶۷. doi: 10.22093/wwj.2017.51450.2160

– رحیمی، افسانه؛ مروت، حبیب؛ و فریدزاد، علی، (۱۳۹۵). «بررسی نقش نگرش‌ها و عقاید بر مصرف انرژی الکتریکی خانوارها در ایران». *پژوهشنامه اقتصاد انرژی*، ۶ (۲۱): ۱۲۹–۱۶۲. doi: 10.22054/jiee.2017.7975

– عسگری، حشمت‌اله؛ و جهانگیری، صفورا، (۱۴۰۰). «بررسی علیت متقابل تغییر اقلیم و مصرف انرژی در بخش‌های اصلی اقتصاد ایران با روش تودا– یاماماتو». *آمایش جغرافیایی فضا*، ۱۱ (۴۲): ۹۱–۱۰۵. doi: 10.30488/gps.2021.220329.3192

– کریمی، یوسف؛ و صفاری‌نیا، مجید، (۱۳۸۴). «روان شناسی اجتماعی و تغییر نگرش مصرف کنندگان انرژی». *انرژی ایران*، ۹(۲۲) : ۸۳-۶۹.

– محمدجانی، اسماعیل؛ و یزدانیان، نازنین، (۱۳۹۳). «تحلیل وضعیت بحران آب در کشور و الزامات مدیریت آن». *روند*، ۲(۶۶-۶۵): ۱۴۴-۱۱۷.

– معاونت پژوهش و برنامه ریزی سندیکای صنعت برق ایران، (۱۳۹۸). مدل‌های نوین تأمین مالی و سرمایه‌گذاری در صنعت برق.

– نصراله‌زاده، مهسا؛ فراهانی، مریم، (۱۳۹۹). «بررسی تأثیر آگاهی و آموزش های محیط زیستی در اصلاح الگوی مصرف انرژی در بخش خانگی و رابطه آن با سن و جنس شهروندان(مطالعه موردی: منطقه ۶ شهرداری تهران)». *علوم و تکنولوژی محیط زیست*، ۲۲ (۵): ۱۳۸-۱۲۵. doi: 10.22034/jest.2021.39215.4440

– وحید، مجید؛ و رنجبر، محسن، (۱۳۹۷). «آسیب‌شناسی بُعد سیاسی حکمرانی آب در ایران (۱۳۹۲-۱۳۶۸)». *سیاستگذاری عمومی*، ۵(۴): ۲۰۳-۲۲۳. doi: 10.22059/ppolicy.2019.70453

- Ahmadi, A.; Salamatian, D. & Roosta, F., (2020). “An investigation of attitude and environmental behavior of Shirazi citizens”. *Urban Sociological Studies,* 10(36): 55-80. (in Persian).

- Ajzen, I., (1991). “The theory of planned behavior”. *Organizational behavior and human Decision Processes*, 50(2): 179-211. https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T.

- Asgari, H. & Jahangiri, S., (2022). “Investigating the Causality of Climate Change and Energy Consumption in the Main Sectors of the Iranian Economy by Toda-Yamamato Method”. *Geographical Planning of Space,* 11(42): 91-105. doi: 10.30488/gps.2021.220329.3192. (in Persian).

- Asghari Jafarabadi, M. & Mohammadi M., (2015). “Statistical Series: Common Non-parametric. Methods”. *Iranian Journal of Diabetes and Metabolism*. 14 (3) :145-162. (in Persian).

- Busse, M. R.; Pope, D. G.; Pope, J. C. & Silva-Risso, J., (2015). “The psychological effect of weather on car purchases”. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(1): 371-414. https://doi.org/10.1093/qje/qju033.

- Clot, S.; Grolleau, G. & Ibanez, L., (2022). “Projection bias in environmental beliefs and behavioural intentions-An application to solar panels and eco-friendly transport”. *Energy Policy*, 160: 112645. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112645.

- Conlin, M.; O'Donoghue, T. & Vogelsang, T. J., (2007). “Projection bias in catalog orders”. *American Economic Review*, 97(4): 1217-1249. https://doi.org/10.1257/aer.97.4.1217

- Dimkić, D., (2020). “Temperature impact on drinking water consumption”. *Environmental Sciences Proceedings,* 2(1): 31. https://doi.org/10.3390/environsciproc2020002031.

- Egan, P. J. & Mullin, M., (2012). "Turning personal experience into political attitudes: The effect of local weather on Americans' perceptions about global warming". *The Journal of Politics*, 74(3): 796-809. https://doi.org/10.1017/S0022381612000448.

- Gilbert, D. T.; Gill, M. J. & Wilson, T. D., (2002). "The future is now: Temporal correction in affective forecasting". *Organizational behavior and human decision processes*, 88(1): 430-444. https://doi.org/10.1006/obhd.2001.2982.

- Greene, W. H., (1993*). Econometric Analysis, Macmillan*. New York.

- Hirshleifer, D. & Shumway, T., (2003). "Good day sunshine: Stock returns and the weather". *The journal of Finance*, *58*(3): 1009-1032. http://dx.doi.org/10.1111/1540-6261.00556.

- Mohammad Jani, I. & Yazdanian, N., (2014). "The Analysis of Water Crisis Conjecture in IRAN and the Exigent Measures for its Management". Trend .21(65-66): 117-144. (in Persian).

- Kholfi, A.; Shiri, G. & Poorashraf, Y., (2018). "Investigating the Consumption Pattern of Domestic Water by Segmentation Approach for Water Consumers (Case Study: Domestic Water Consumers in Ilam City)". *Journal of Water and Wastewater; Ab va Fazilab,* 29(2): 59-67. doi: 10.22093/wwj.2017.51450.2160 (in Persian).

- Lamp, S., (2018). "Sunspots that Matter: The Effect of Weather on Solar Technology Adoption". *Working paper Toulouse School of Economics*: 17-879.

- Loewenstein, G.; O'Donoghue, T. & Rabin, M., (2003). "Projection bias in predicting future utility". *The Quarterly Journal of economics*, 118(4): 1209-1248. https://doi.org/10.1162/003355303322552784.

- Lucas, R. E. & Lawless, N. M., (2013). "Does life seem better on a sunny day? Examining the association between daily weather conditions and life satisfaction judgments". *Journal of Personality and Social Psychology*, 104(5): 872. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0032124.

- Nasrollahzadeh, M. & Farahani, M., (2020). "Investigating the Effect of Environmental Awareness and Education on Improving the Pattern of Energy Consumption on Household Sector and its Relationship with the Age and Sex of Citizens (Case Study: District 6 of Tehran Municipality)". *Journal of Environmental Science and Technology,* 22(5): 123-138. doi: 10.22034/jest.2021.39215.4440 (in Persian).

- Oreg, S. & Katz-Gerro, T., (2006). "Predicting proenvironmental behavior cross-nationally: Values, the theory of planned behavior, and value-belief-norm theory". *Environment and behavior*, 38(4): 462-483. https://doi.org/10.1177/0013916505286012.

- Rahimi, A.; Morovat, H. & Faridzad, A., (2016). "The Role of Attitudes and Beliefs on the Electrical Energy Consumption of Households in Iran". *Iranian Energy Economics,* 6(21): 129-162. doi: 10.22054/jiee.2017.7975 (Persian in).

- Research deputy and Planning of the Iranian Electricity Industry Syndicate, (2019), Iran Electrica Industry Synicate. (in Persian).

- Karimi, Y & Safarinia, M., (2005). "Social psychology and changing attitudes of energy consumers". *Iranian Jouranl of Energy*, 9 (3): 69-83. (in Persian).

- Sinha, J. & Bagchi, R., (2019). "Role of ambient temperature in influencing willingness to pay in auctions and negotiations". *Journal of Marketing*, 83(4): 121-138. https://doi.org/10.1177/0022242919841595.

- Vahid, M. & ranjbar, M., (2019). "Political dimension of water governance in iran(1989-2013). A Critical Study". *Public Policy,* 4(4): 203-223. doi: 10.22059/ppolicy.2019.70453 (in Persian).

- Zwebner, Y.; Lee, L. & Goldenberg, J., (2013). "The temperature premium: Warm temperatures increase product valuation". *Journal of Consumer Psychology*, 24(2): 251-259. https://doi.org/10.1016/j.jcps.2013.11.003.

Vol. 12, No. 46, Summer (2023)

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

Optimization of Modern Electricity Supply Chain with NSGA-II

Seyed Hoseini, S. M.[1], Mohammadzadeh, A.[2], Seighali, M.[3], Rezaei, F.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26912.3516
Received: 2022.10.10; Accepted: 2022.12.05
Pp: 63-90

Abstract

Environmental problems and global warming are one of the biggest concerns of societies. Using renewable energy generation technologies as one of the most basic solutions is one of the main concerns of planners and beneficiaries of power grids, considering the variability of their output power day and night and their dependence on weather conditions. The uncertainty caused by these generations can have many effects on the costs imposed on the grid and the operation of electricity grids, such as an increase in power outages and energy not supplied. To solve this problem, a comprehensive multi-objective and probabilistic model has been proposed to determine the installation location, type, and optimal capacity of DGs in the modern supply chain of electricity. The final objective of this model is to minimize energy losses, investment and operation costs, energy not supplied, and environmental emissions. The proposed methods have been implemented by MATLAB software on the Garver power grid and IEEE 33-bus distribution grid and solved by the multi-objective NSGA-II. The final model can be effectively used to plan the supply chain of the modern electricity grid with the influence of renewable energy-based products in various economic, environmental, and social dimensions.

Keywords: MEI, Renewable Energy, NSGA-II, Investment Cost, Environment.
JEL Classification: Q22, M21, M59, O16.

1. Ph.D. candidate in Department of Industrial management, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran.
2. Associate Professor, Department of Financial Management, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran (Corresponding Author).
Email: A.mohammadzadeh@qiau.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Financial Management, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran.
4. Associate Professor, Department of Accounting, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran.

Citations: Seyed Hoseini, S. M.; Mohammadzadeh, A.; Seighali, M. & Rezaei, F., (2023). "Optimization of Modern Electricity Supply Chain with NSGA-II". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(46): 63-90. doi: 10.22084/aes.2022.26912.3516
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4875.html?lang=en

1. Introduction

Today, electricity plays a key role in people's lives and is used in various fields such as home consumption, production, various industries, transportation, etc. For this reason, a power outage in the network can have serious consequences (Hosseini-Motlagh et al., 2020).

Electric energy grids are one of the most complex man-made devices in the last few decades. This complexity has led to extensive and precise studies for the planning of these grids at different generation, transmission, and distribution levels. Due to the long life and wide geographical area of electric energy grids and the very high costs related to their construction and operation, it is necessary to plan these grids in a completely optimal way to avoid additional costs (Chicco & Mazza, 2021). In such conditions, it is important to respond appropriately to these challenges and adopt a suitable coping strategy by designing supply chain management methods and using renewable products to generate electrical energy. This management model must be designed in such a way that it considers all the different dimensions and, at the same time, meets the needs of the consumers and optimization the electricity transmission process with the least cost and with the least loss, and pay attention to environmental indicators and social dimensions (Ayoughi et al., 2020).

The uncertainty caused by these generations can have significant effects in increasing blackouts and imposed costs on the grid, making the operation and development of electricity grids very complicated (Deng & Lv, 2020). The behavior of the actors, the limitations of the power grid, and uncertainties are included, each of which needs more studies in a particular way and at different levels of planning (Khan et al., 2021).

2. Materials and methods

In this study, a comprehensive multi-objective and probabilistic model has been proposed to determine the installation location, type, and optimal capacity of DGs in the modern supply chain of electricity. The final objective of this model is to minimize energy losses, investment and operation costs, energy not supplied, and environmental emissions. Multi-objective NSGA-II will solve this model. Simulation has been done with MATLAB or GAMS software to analyze the data. The purpose of this study was to provide an optimal investment model for the development of the MEI supply chain with four main objectives: economic, environmental, social, and security.

3. Basic concepts

In some cases, the negative environmental effects caused by the generation of electric energy are so significant that they have caused problems in the sustainable development of societies and have caused problems in the social dimension, among which social justice, equality, and sustainable economic development can be mentioned (Yıldızbaşı et al., 2020). These problems and concerns have caused the

concept of a sustainable supply chain to be raised and pay attention to environmental and social dimensions instead of focusing on the economic dimension and profit maximization in all parts of the supply chain, from the allocation of resources and raw materials to determine the location of facilities, generation, and transportation capacity, and infrastructure (Asgharizadeh et al., 2019; Saavedra et al., 2018; Yıldızbaşı et al., 2020).

The expansion, advancement of technology, and the more complicated operation of supply chains have created the need for the supply chain management. Supply chain management is the integration of organizational units along the supply chain and the coordination of the flow of materials, information, finances, products, and services to meet consumer demand and improve the supply chain's overall competitiveness (Asgharizadeh et al., 2019).

4. Objective functions

The economic objective function is to minimize the cost of providing electric energy needed by subscribers and includes two parts: investment cost and operating cost.

$$ECOF=\sum_{g\in G} AD_g.P_g^{DG}.\beta+P_g^{DG}.OM_g.\beta+P_g^{DG}.\rho_g.r_g \quad (1)$$

In the MEI economic objective function, AC is equivalent to the annual investment cost for each of the electric power generation units and is calculated as follows:

$$AC_g=\frac{d(1+d)^{LT_z}}{(1+d)^{LT_z}-1}.\ CC_g \quad (2)$$

In order to convert the future costs (time t) into a current cost, the coefficient β has been used in the objective function. This coefficient is obtained from the following relation.

$$\beta=\frac{1}{(1+d)^t} \quad (3)$$

The rate of primary energy conversion in the gth generation unit to electric energy in non-renewable units is calculated as follows.

$$r=\frac{1}{HV_g.\eta_g} \quad (4)$$

The social objective follows the minimization of the lost load and the minimization of the energy not supplied by the MEI subscribers in the planning horizon.

$$ROF=\tau.\sum_{i\in B}(ENS_i) \quad (5)$$

One of the essential objective functions in locating DG units in the MEI supply chain is to minimize the number of electrical energy losses.

$$LEOF=\sum_{g\in G} P_g^{DG}-\sum_{i\in B}(P_i^{Load}-ENS_i) \quad (6)$$

The environmental objective function includes the emission rate of emissions produced by non-renewable production units and is calculated as follows.

$$EOF = \sum_{g \in G} (D_g . P_g^{DG}) \quad (7)$$

5. Different scenarios to evaluate the simulation

Scenario 1: The purpose of carrying out this scenario is to study and check the status of the supply chain before updating and installing DG units and applying the proposed method The results of this test are shown in Table 1. (Gardiner & Montpelier).

Scenario 2: Considering that there is no limit to the generation of environmental emissions in this scenario, the model uses DGs with the lowest cost. For this reason, all the DGs of the diesel generator type have been selected. The results of this test are shown in Table 2.

Scenario 3: Since, in this scenario, the amount of emissions is also raised as one of the objective functions, it uses DGs that have as little cost and emission as possible. For this reason, among non-renewable DGs, microturbine has been chosen. The results of this test are shown in Table 3.

6. Conclusions

This study showed the necessity of moving the electricity supply chain from a one-way mode with centralized and large generations to a distributed and modern supply chain with scattered and small generations. In this regard, the appropriate strategy for determining the optimal location, type, and capacity of these generations in the MEI supply chain was proposed as a useful optimization problem with four objectives: minimizing costs, energy not supplied, emissions produced, and energy losses. In order to find the optimal answers to the multi-objective problem, the NSGA-II was used. According to the obtained results, on the IEEE-bus standard supply chain, changing the approach from the traditional supply chain with a one-way approach to the modern supply chain with the influence of DGs has a significant effect on increasing the continuity of energy supply, especially when an incident occurs in the grid. According to these results, by using DG at the electricity industry's supply chain level, the lost load is zero, and no subscriber is left without electricity. Microturbine fuel is natural gas and produces fewer emissions than diesel generators. By using DGs in the distribution grid, the amount of energy loss was reduced by about a quarter and the amount of emission produced was also reduced by about a third. For future works, the use of small generations next to the consumer in the modern supply chain, the use of renewable productions in the modern supply chain, the use of generations with higher technology and fewer emissions, the energy management strategy of the MEI supply chain with the participation of electric vehicles and energy storage sources, determining the optimal location and capacity of stations for charging and discharging electric vehicles in the MEI supply chain are suggested.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲

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

بهینه‌سازی زنجیرهٔ تأمین برق مدرن با الگوریتم چند هدفهٔ ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب

سید محمد سیدحسینی[۱]، امیر محمدزاده[۲]، محسن صیقلی[۳]، فرزین رضایی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26912.3516
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۱۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۴
صص: ۹۰-۶۳

چکیده

برنامه‌ریزی توسعهٔ شبکه یکی از مسائل مهم در سیستم قدرت برای برآوردن رشد تقاضای برق در سال‌های آینده با توجه به افزایش جمعیت، توسعهٔ شهری و افزایش رفاه اجتماعی است. به‌دلیل عمر طولانی و گسترهٔ جغرافیایی شبکه‌های انرژي الکتریکي، احداث و بهره‌برداری از بخش‌های مختلف آن نیازمند هزینه‌های بسیار گزاف است. مشکلات زیست‌محیطی و گرمایش کره‌زمین یکی از بزرگ‌ترین دغدغه‌های جوامع است. استفاده از فناوری‌های تولید انرژي تجدیدپذیر به‌عنوان یکی از اساسی‌ترین راهکارها، با توجه به متغیر بودن توان خروجي آن‌ها در شبانه‌روز و همچنین وابستگي آن‌ها به شرایط آب‌وهوایی، یکي از دغدغه‌های اصلي برنامه‌ریزان و بهره‌برداران شبکه‌های قدرت است. عدم قطعیت ناشي از این تولیدات می‌تواند در هزینه‌های تحمیلي به شبکه و بهره‌برداری از شبکه‌های برق، تأثیرات زیادی مانند افزایش قطعی برق و انرژی تأمین نشده داشته باشد. برای رفع این مشکل، یک مدل جامع چندهدفه و احتمالاتی به‌منظور تعیین محل نصب، نوع و ظرفیت بهینه تولیدات پراکنده در سطح صنعت برق مدرن پیشنهاد شده است. هدف‌گذاری نهایی این مدل، کمینه‌سازی تلفات انرژی، هزینه‌های سرمایه‌گذاری و بهره‌برداری، انرژی تأمین نشده و آلاینده‌های زیست‌محیطی است. روش‌های پیشنهادی توسط نرم افزار MATLAB بر روی شبکهٔ برق Garver و شبکهٔ توزیع ۳۳ ناحیه‌ای IEEE پیاده‌سازی و توسط الگوریتم چندهدفهٔ ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب (NSGA-II) حل شده‌اند. مدل نهایی را می‌توان به‌طور مؤثر برای برنامه‌ریزی زنجیرهٔ تأمین شبکهٔ برق مدرن با نفوذ تولیدات مبتنی‌بر انرژی‌های تجدیدپذیر در ابعاد مختلف اقتصادی، زیست‌محیطی و اجتماعی به‌کار گرفت.

کلیدواژگان: صنعت برق مدرن، انرژی تجدیدپذیر، الگوریتم NSGA-II ، هزینهٔ سرمایه‌گذاری، زیست‌محیطی.
طبقه‌بندی JEL: Q22, M21, M59, O16.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه مدیریت صنعتی، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران.
Email: sm.seyedhoseini@qiau.ac.ir
۲. دانشیار گروه مدیریت مالی، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. (نویسندهٔ مسئول).
Email: A.mohammadzadeh@qiau.ac.ir
۳. استادیار گروه مدیریت مالی، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران.
Email: mohsen.seighali@qiau.ac.ir
۴. دانشیار گروه حسابداری، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران.
Email: Ffarzinrezaei@gmail.com

ارجاع به مقاله: سیدحسینی، سید محمد؛ محمدزاده، امیر، صیقلی، محسن؛ و رضایی، فرزین، (۱۴۰۲). «بهینه‌سازی زنجیرهٔ تأمین برق مدرن با الگوریتم چند هدفهٔ ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۶): ۶۳-۹۰. (doi: 10.22084/aes.2022.26912.3516).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4875.html

۱. مقدمه

امروزه، برق نقش کلیدی در زندگی انسان‌ها ایفا کرده و در حوزه‌های مختلفی چون مصرف خانگی، تولید، صنایع مختلف، حمل و نقل و غیره کاربرد دارد. به‌همین‌دلیل، قطع برق در شبکه می‌تواند پیامدهای جدی در پی داشته باشد (حسینی‌مطلق و همکاران، ۲۰۲۰)[۱]. درحال‌حاضر منبع اصلی تولید برق در سراسر جهان (با بیش از ۶۷٪) سوخت‌های فسیلی است (جبارزاده و همکاران، ۲۰۱۸)[۲] که با توجه به روند افزایش مصرف برق و تقاضا برای تولید بیشتر، تأثیرات مخرب زیست‌محیطی آن به‌دلیل انتشار آلاینده‌هایی چون دی‌اکسیدکربن، موجب نگرانی‌های بسیاری شده است (جانک و همکاران، ۲۰۱۹)[۳] به‌دلیل این تأثیرات منفی، در سطح ملی و بین‌المللی قوانین و توافقاتی برای کاهش آلاینده‌های مختلف و به حداقل رساندن آن‌ها وضع شده است (حسینی‌مطلق و همکاران، ۲۰۲۰)[۴].

شبکه‌های انرژی الکتریکی یکی از پیچیده‌ترین تجهیزات ساخته دست بشر در چندین دهه اخیر است. این پیچیدگی موجب شده است تا مطالعات گسترده و دقیقی برای برنامه‌ریزی این شبکه‌ها در سطوح مختلف تولید، انتقال و توزیع انجام گیرد. به‌دلیل عمر طولانی و پهنهٔ جغرافیایی وسیع شبکه‌های انرژی الکتریکی و هزینه‌های بسیار گزاف مربوط به احداث و بهره‌برداری از آن‌ها، لازم است برنامه‌ریزی این شبکه‌ها به شکل کاملاً بهینه انجام شده تا از تحمیل هزینه‌های اضافی جلوگیری شود (شیکو و همکاران، ۲۰۲۱)[۵]. در چنین شرایطی، واکنش مناسب در برابر این چالش‌ها، اتخاذ استراتژی مقابله‌ای مناسب ازطریق طراحی شیوه‌های مدیریت زنجیرهٔ تأمین و به‌کارگیری تولیدات تجدیدپذیر برای تولید انرژی الکتریکی دارای اهمیت است. این مدل مدیریتی باید به‌گونه‌ای طراحی شده باشد که تمامی جنبه‌های مختلف در آن لحاظ و در عین‌حال، نیازهای مصرف‌کنندگان و بهینه‌سازی فرآیند انتقال برق را با کمترین هزینه و با کمترین اتلافات برآورده کند و به شاخص‌های زیست‌محیطی و جنبهٔ اجتماعی هم توجه داشته باشد (ایوغی و همکاران، ۲۰۲۰)[۶].

ساختار زنجیرهٔ تأمین صنعت برق در سال‌های اخیر درحال تغییر رویکرد از حالت متمرکز و مرسوم (TEI)، به سمت رویکرد مدرن (MEI) و غیرمتمرکز است. اکثر طراحان شبکه، استفاده از منابع تولید پراکنده (DG) را به‌منظور برطرف کردن غالب مشکلات صنعت برق پیشنهاد می‌کنند. این زنجیره‌های تأمین جدید با نفوذ تولیدات پراکنده به زنجیرهٔ تأمین صنعت برق مدرن (MEI) شناخته می‌شوند. تولیدات پراکنده واحدهای تولید انرژی کوچک هستند که در سطح شبکهٔ توزیع و در کنار مصرف‌کنندگان قرار می‌گیرند و زنجیرهٔ تأمین برق را از حالت یک‌طرفه خارج می‌کنند. «کیو» و «لو» (۲۰۱۶)[۷] اولین کسانی بودند که مسأله طراحی زنجیرهٔ تأمین برق را به‌عنوان یک مسأله بهینه‌سازی چندهدفه و چنددوره‌ای تحت عدم قطعیت تأمین سوخت و تقاضای برق حل

---

1. Hosseini-Motlagh et al.
2. Jabbarzadeh et al.
3. Jiang et al.
4. Hosseini-Motlagh et al.
5. Chicco et al.
6. Ayoughi et al.
7. Liu et al

کرده و به حداکثررسانی سود و به حداقل‌رسانی تفاوت بین حجم تقاضا و حجم برق تحویل داده شده را موردتوجه قرار دادند. «اسدی» و همکاران (۲۰۱۸)[1] یک مدل دوهدفهٔ تصادفی برای تعیین مکان–فهرست موجود–مسیریابی برای زنجیرهٔ تأمین سوخت زیستی با استفاده از میکروآلگا پیشنهاد کردند که شامل مراکز تولید، استخراج و حمل‌ونقل بود. دو هدف کاهش هزینه و کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن در طراحی این مدل موردتوجه قرار گرفت. برای حل این مسأله از دو روش MOPSO و NSGA-II استفاده شد. مقایسه نتایج نشان‌داد که الگوریتم NSGA-II در اکثر معیارهای ارزیابی بهتر از MOPSO بود. «بیلالا» و همکاران (۲۰۲۰)[2] یک بهینه‌سازی چندهدفه برای مسائل زنجیرهٔ تأمین چند محصولی و چنددوره‌ای چهارپله‌ای تحت عدم قطعیت انجام دادند. زنجیرهٔ تأمین آن‌ها متشکل از کارخانه‌های تولید، مراکز توزیع و خرده‌فروشان بود. هدف به حداقل رساندن هزینهٔ کل زنجیرهٔ تأمین و به حداکثر رساندن متوسط تعداد محصولات ارسالی به مشتریان بود. از یک چارچوب یک مدل برنامه‌نویسی خطی صحیح مختلط چندهدفه استفاده شده و پس از آن، با استفاده از الگوریتم‌های فراابتکاری الگوریتم ژنتیک چند هدفه و NSGA-II و روش قید اپسیلون از طریق نرم‌افزار MATLAB بهترین جواب‌ها انتخاب شد. نتایج تحقیق حاکی از اثربخشی و کارایی مدل پیشنهادی بود. «موسوی» و همکاران (۲۰۱۷)[3] یک مسأله زمان‌بندی–مکان‌یابی را برای زنجیرهٔ تأمین مواد غذایی فاسدشدنی چندهدفه حل کردند. در این پژوهش کاهش انتشار کربن به‌عنوان هدف زیست‌محیطی مورداستفاده قرار گرفت. برای حل مسأله از الگوریتم NSGA-II استفاده شد. نتایج عددی تأیید کرد که روش فراابتکاری جدید می‌تواند تمامی خواسته‌ها و اهداف تصمیم‌گیرنده را برآورده کند.

عدم قطعیت ناشی از این تولیدات می‌تواند تأثیرات بسزایی در افزایش خاموشی‌ها و هزینه‌های تحمیلی به شبکه داشته باشد و بهره‌برداری و توسعهٔ شبکه‌های برق را بسیار پیچیده کند (دنگ و همکاران، ۲۰۲۰)[4]. در برنامه‌ریزی شبکه‌های برق مسائل بسیار متعددی چون: نوع ساختار اولیه شبکه، رفتار بازیگران، محدودیت‌های شبکهٔ قدرت و عدم قطعیت‌ها دخیل بوده که هرکدام به‌شکل به‌خصوص و در سطوح مختلف برنامه‌ریزی، نیازمند مطالعات بیشتری است (خان و همکاران، ۲۰۲۱)[5].

از سوی دیگر امروزه تغییرات وسیعی در هر دو حوزهٔ انتقال و توزیع سیستم‌های قدرت درحال وقوع است. با تجدید ساختار در صنعت برق و ارتقاء تکنولوژی تولیدات از نیروگاه‌های بزرگ به‌صورت در محل، شبکهٔ توزیع برق در حال تغییر ماهیت هستند؛ به‌بیان دیگر، تولیدات با توان پایین در کنار مصرف‌کنندهٔ نهایی و در سطح شبکهٔ توزیع قرار می‌گیرند که به‌نام تولیدات پراکنده شناخته می‌شوند. تراکم حضور تولیدات پراکندهٔ تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در سطوح توزیع روزبه‌روز بیشتر می‌شود. این افزایش حضور منابع تجدیدپذیر در سیستم‌های توزیع، باید مدیریت شود و محل نصب بهینه با توجه به اهداف مدنظر و شبکهٔ موجود موردتوجه قرار گیرد (کاروناراتنه و

---

1. Asadi et al.
2. Billala et al.
3. Musavi et al.
4. Deng et al.
5. Khan et al.

همکاران، ۲۰۲۱)[1]. لزوم ارائه طرح توسعهٔ زنجیرهٔ تأمین پایدار در صنعت برق (ESCND) برای گسترش زنجیرهٔ تأمین مدرن (با تولیدات توزیع شده و کوچک) با درنظر گرفتن عدم قطعیت‌ها از دغدغه‌های مهم بهره‌برداران شبکهٔ قدرت است که در این پژوهش دنبال می‌شود.

۲. مواد و روش‌ها

در این پژوهش، یک مدل جامع چندهدفه و احتمالاتی به‌منظور تعیین محل نصب، نوع و ظرفیت بهینهٔ تولیدات پراکنده در سطح زنجیرهٔ تأمین جدید برق پیشنهاد شده است. هدف‌گذاری نهایی این مدل کمینه‌سازی تلفات انرژی، هزینه‌های سرمایه‌گذاری و بهره‌برداری، انرژی تأمین نشده و آلاینده‌های زیست‌محیطی است. این مدل به‌صورت چندهدفه توسط الگوریتم چندهدفه ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب حل خواهد شد. برای تجزیه و تحلیل اطلاعات، شبیه‌سازی با نرم افزار MATLAB یا GAMS انجام شده است. هدف از انجام این پژوهش، ارائه مدل سرمایه‌گذاری بهینه برای توسعه زنجیرهٔ تأمین صنعت برق مدرن با چهار هدف اصلی اقتصادی، زیست–محیطی ، اجتماعی و امنیتی است.

۳. مفاهیم اساسی

در برخی موارد تأثیرات محیطی منفی ناشی از تولید انرژی برق به‌حدی زیاد است که روند توسعهٔ پایدار جوامع را دچار مشکل کرده و باعث بروز مشکلاتی در بُعد اجتماعی شده است که ازجملهٔ آن می‌توان به عدالت اجتماعی، برابری و توسعهٔ اقتصادی پایدار اشاره نمود (یلدیزباسی و همکاران، ۲۰۲۰)[2]. این مشکلات و دغدغه‌ها باعث مطرح شدن مفهوم زنجیرهٔ تأمین پایدار شده است که در تمامی بخش‌های زنجیرهٔ تأمین از مرحلهٔ تخصیص منابع و مواد خام گرفته تا تعیین محل تأسیسات، ظرفیت تولید و حمل‌ونقل و زیرساخت‌ها به‌جای تمرکز بر جنبهٔ اقتصادی و به حداکثررسانی سود به جنبه‌های زیست‌محیطی و اجتماعی هم توجه می‌کند (اصغرزاده و همکاران، ۲۰۱۹)[3].

این درحالی است که رشد تقاضا و گسترده‌تر شدن شبکه تولید و توزیع و عدم قطعیت در پیش‌بینی تقاضای مصرف برق و میزان تولید منابع تجدیدپذیر بادی و خورشیدی از یک‌سو، و فشار وارده بر شرکت‌ها ازسوی جامعه و دولت‌ها برای درنظر گرفتن ابعاد مختلف اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی در زنجیرهٔ تأمین برق ازسوی دیگر باعث شده‌اند که طراحی و برنامه‌ریزی برای سیستم‌های قدرت در صنعت برق کاری دشوار و چالش برانگیز شود(بیاتلو و همکاران، ۲۰۱۸)[4].

---

1. Karunarathne et al.
2. Yıldızbaşı et al.
3. Asgharizadeh et al.
4. Bayatloo et al.

افزایش آگاهی از مفهوم پایداری در سراسر جهان باعث شده که بسیاری از صنایع مانند صنعت برق ازسوی مردم، نهادهای دولتی و غیردولتی، رسانه‌ها و ذینفعان مختلف تحت فشار قرار گیرند و تلاش کنند تا به اهداف پایداری دست‌یابند (دورماز و همکاران، ۲۰۲۰؛ حسینی‌مطلق، ۲۰۲۰)[۱]. پایداری متشکل از سه مؤلفه زیست-محیطی، توسعهٔ اجتماعی و عملکرد اقتصادی بوده و فصل مشترک بین این سه بُعد منجر به فعالیت‌هایی در شرکت‌ها می‌شود که نه‌تنها تأثیر مثبتی بر محیط‌زیست طبیعی و جامعه دارد، بلکه در بلندمدت منفعت اقتصادی به‌همراه خواهد داشت (اصغرزاده و همکاران، ۲۰۱۹)[۲]. مفهوم پایداری در زنجیرهٔ تأمین فراتر از جنبهٔ اقتصادی بوده و مستلزم توجه به تمامی ابعاد زیست‌محیطی، اجتماعی و اقتصادی می‌باشد. همچنین، شناسایی و ارزیابی ابعاد اجتماعی مانند توسعهٔ پایدار، شیوه‌های کسب و کار سالم، کاهش فساد و مسئولیت اجتماعی شرکت (CSR) برای بهبود پایداری در شبکهٔ برق بسیار ضروری است (اصغرزاده و همکاران، ۲۰۱۹). سرمایه‌گذاری بر روی بُعد اجتماعی در زنجیرهٔ تأمین پایدار باعث ارزش‌آفرینی بیشتر برای جامعه می‌شود. برای اطمینان از دستیابی به شبکهٔ زنجیرهٔ تأمین برق پایدار، در بررسی سیستم انرژی و تجزیه و تحلیل هزینه‌های شبکه، عوامل اجتماعی مانند رشد اقتصادی و نرخ بیکاری باید درنظر گرفته شوند (حسینی‌مطلق و همکاران، ۲۰۲۰)[۳].

چالش پیش‌روی طراحی یک زنجیرهٔ تأمین پایدار یافتن راه‌حل‌های بهینه در طراحی است؛ چراکه هدف طراحی یک زنجیرهٔ تأمین در وهلهٔ اول جنبهٔ اقتصادی (کاهش هزینه‌ها) است و این درحالی است که توجه به ابعاد زیست‌محیطی و اجتماعی هزینه‌ها را افزایش خواهد داد (حسینی‌مطلق و همکاران، ۲۰۲۰).

منظور از زنجیرهٔ تأمین، شبکه‌ای از تأسیسات متشکل از تأمین‌کنندگان، تولیدکنندگان و مراکز توزیع می‌باشد که مجموعه عملیاتی شامل تأمین مواد خام، انتقال به سازنده، تولید محصول نهایی و درنهایت توزیع آن را شامل می‌شود (وحدت‌زاده و همکاران، ۲۰۱۸)[۴]. گسترش، پیشرفت فناوری و پیچیده‌تر شدن عملیات زنجیره‌های تأمین نیاز به مدیریت زنجیرهٔ تأمین را پدید آورده است. مدیریت زنجیرهٔ تأمین به یکپارچه‌سازی واحدهای سازمانی در طول زنجیرهٔ تأمین و هماهنگ‌سازی جریان مواد، اطلاعات، امور مالی، محصولات و خدمات به‌منظور برآورده کردن تقاضای مصرف‌کننده با هدف بهبود رقابت‌پذیری کلی زنجیرهٔ تأمین است (اصغرزاده و همکاران، ۲۰۱۹).

یکپارچه‌سازی زنجیرهٔ تأمین به مفهوم ادغام ساختارمند و برنامه‌ریزی شده از امور متداول در طی فرآیند تولید تا مصرف است. جریان مواد و خدمات، هماهنگی شرکای زنجیرهٔ تأمین و اشتراک اطلاعات اساس این مفهوم را تشکیل می‌دهد (بها و همکاران، ۲۰۱۹)[۵]. دو عملکرد مالی و عملیاتی در زنجیرهٔ تأمین باید مدنظر قرار گیرند. عملکرد مالی به شاخص‌هایی چون سودآوری، رشد و درآمد بستگی دارد؛ درحالی‌که عملکرد عملیاتی شامل زمان انتظار یا زمان انجام کار، بهره‌وری، انعطاف‌پذیری و غیره است(اصغر زاده و همکاران ، ۲۰۱۹)[۶].

---

1. Durmaz et al.
2. Asgharizadeh et al.
3. Hosseini-Motlagh et al.
4. Vahdatzad et al.
5. Baah et al.
6. Asgharizadeh et al.

با توجه به تأثیرات مخرب سوخت‌های فسیلی بر محیطزیست، توسعهٔ انرژی پایدار امری ضروری و اجتناب‌ناپذیر است. به‌همین‌دلیل، اخیراً انرژی تجدیدپذیر به‌عنوان منبع جایگزین انرژی گسترش یافته است. درمیان استراتژی‌های زیست‌محیطی اتخاذ شده در طراحی زنجیرهٔ تأمین برق، توسعهٔ تولیدات پراکنده (DGs) پاسخی کارآمد نسبت به کاهش آلودگی هوا است (رانا و همکاران، ۲۰۲۰)[1]. تولیدات پراکنده واحدهای تولید انرژی کوچک هستند که در سطح شبکهٔ توزیع و در کنار مصرف‌کنندگان قرار می‌گیرند و زنجیرهٔ تأمین برق را از حالت یک‌طرفه خارج می‌کنند. این واحدهای تولیدی توزیع شده مزایای زیادی ازجمله کاهش تلفات انرژی، افزایش کیفیت توان، آزادسازی ظرفیت خطوط انتقال و توزیع، کاهش هزینه‌های نصب و نگه‌داری و امکان استفاده در کنار انواع مشترکین را نام‌برد. واحدهای تولید پراکنده دارای انواع متنوعی مانند: میکروتوربین، پیل سوختی، دیزل ژنراتور، پنل خورشیدی و توربین بادی است.

قابلیت اطمینان در زنجیرهٔ تأمین عمدتاً به‌عنوان اختلالات ایجاد شده در زنجیرهٔ تأمین در نظر گرفته می‌شود. در صنعت برق خطر اختلال در تأسیسات تولید و توزیع برق به‌عنوان اصلی‌ترین اختلالات درنظر گرفته می‌شوند. برای مدل‌سازی دقیق زنجیرهٔ تأمین لازم است مجموعه‌ای از سناریوهای مختلف درنظر گرفته شود تا قابلیت اطمینان زنجیرهٔ تأمین برق تضمین شود (کبادرموس و همکاران، ۲۰۲۰)[2].

تمایز مطالعهٔ حاضر نسبت به مطالعات پیشین در داخل و خارج کشور و نظریه علمی موجود دربارهٔ موضوع تحقیق

جدول ۱: تمایز مطالعهٔ حاضر نسبت به مطالعات پشین

Tab. 1: The results of the first scenario

ردیف	نویسندگان	مدل‌سازی ریاضی	ارائه تابع چند هدفه	تکنیک‌های حل مسأله	کاهش اتلاف انرژی	قابلیت اطمینان	عدم قطعیت	تابع هدف
۱	Yun, Chuluunsukh, & Gen, 2020							سیستم کنترل،تجارت و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای
۲	Bayatloo & Bozorgi-Amiri, 2018					✓	ایستگاه برق و خطوط انتقال نقاط مصرف	اهدافی چون: هزینه، اثربخشی شبکه، مکان‌یابی تأسیسات، قابلیت اطمینان و برنامه‌ریزی برای ظرفیت
۳	Jabbarzadeh et al., 2018		✓					بین اهداف اقتصادی و زیست‌محیطی تعارض وجود دارد
۴	Gbadamosi, Nwulu, & Energy, 2020							بررسی شاخص‌های قابلیت اطمینان در توسعهٔ زنجیرهٔ تأمین برق در کنار مطالعات عدم قطعیت

[1]. Rana et al.
[2]. Kabadurmus et al.

								بار مشترکین بیان شده است
۵	**مدل پژوهش حاضر**		✓	وزن‌دهی			تقاضا و تولید منابع تجدیدپذیر	هدف از انجام این پژوهش ارائه مدل سرمایه‌گذاری بهینه برای توسعهٔ دو زنجیرهٔ تأمین صنعت برق مرسوم و مدرن با رویکرد حل مسأله اقتصادی، زیست‌محیطی، اجتماعی و امنیتی است.

- زنجیرهٔ برق MEI

نیروگاه‌های متمرکز، معمولاً دارای ظرفیت‌های ۱۰۰ تا ۱۲۰۰ مگاوات هستند، این نیروگاه‌ها هزینه‌های سرمایه‌گذاری بسیار زیادی برای تأمین زمین، تجهیزات، نیروی انسانی نیاز دارند. ازسوی دیگر، با توجه به فاصلهٔ بین این نیروگاه‌ها و مراکز مصرف، خطوط و دکل‌های انتقال نیرو نیز برای هر نیروگاه باید طراحی و نصب شود که هزینه‌های بسیار بالایی دارد. این مسائل در کنار مشکلات زیست‌محیطی باعث افزایش هزینه و زمان طراحی، نصب، بهره‌برداری و نگه‌داری از این واحدهای نیروگاهی شده است. طرح پیشنهادی برای حل و یا کاهش این مشکلات، علاوه‌بر مباحث اقتصادی، باید مشکلات زیست‌محیطی و فنی شبکهٔ قدرت را نیز بهبود دهد؛ از این‌رو، طراحان شبکهٔ قدرت، بکارگیری و استفاده از منابع تولید پراکنده (DG) را به‌عنوان راهکاری جامع جهت برطرف کردن غالب مشکلات صنعت برق پیشنهاد می‌کنند. این زنجیره‌های تأمین جدید با نفوذ تولیدات پراکنده به زنجیرهٔ تأمین صنعت برق مدرن (MEI) شناخته می‌شوند. یکی از پرطرفدارترین منابع تولید پراکنده، واحدهای مبتنی‌بر انرژی تجدیدپذیر بادی و خورشیدی هستند. توان تولیدی این واحدها وابسته به شرایط محیطی و آب‌وهوایی است که به‌دلیل سخت بودن پیش‌بینی آن‌ها عدم قطعیت جدیدی را به شبکه وارد می‌کنند؛ به بیان دیگر، زنجیرهٔ تأمین جدید و مدرن صنعت برق دارای قابلیت پیش‌بینی پایین‌تر و پیچیدگی بیشتر است. از این‌رو، ناپایداری و گسست بین عرضه و تقاضای انرژی در زنجیرهٔ تأمین جدید بسیار محتمل‌تر است.

- **کاربرد مدل ارائه شده در صنعت برق:** ازجمله کاربرد این مدل در صنعت برق می‌توان به موارد ذیل اشاره نمود.

۱. ارائه یک مدل بهینه برای توسعهٔ زنجیرهٔ تأمین صنعت برق مدرن و بررسی مزایای تغییر رویکرد از تولیدات بزرگ و متمرکز و حرکت به سمت تولیدات توزیع شده و کوچک در زنجیرهٔ تأمین شبکهٔ برق با رویکرد کاهش تلفات، افزایش قابلیت اطمینان، کاهش هزینه‌ها و آلاینده‌های زیست‌محیطی

۲. مدل سرمایه‌گذاری بهینهٔ چندهدفهٔ اقتصادی، زیست‌محیطی، اجتماعی و امنیتی در زنجیرهٔ تأمین شبکهٔ برق مدرن.

۳. بررسی اثر حضور منابع تجدیدپذیر به‌صورت تولیدات پراکندهٔ کوچک در زنجیرهٔ تأمین پایدار.

۴. ارائه مدل برنامه‌ریزی سرمایه‌گذاری توسعه به‌صورت احتمالاتی با درنظر گرفتن عدم قطعیت توان تولیدی منابع تجدیدپذیر و میزان مصرف مشترکین.

۵. کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری در حوزهٔ انتقال توان و مدل‌سازی شبکه در فضای احتمالاتی.

۶. ارائه مدل سرمایه‌گذاری و تعیین ظرفیت و محل نصب بهینهٔ تولیدات پراکندهٔ تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در زنجیرهٔ تأمین مدرن.

۷. کاهش انرژی تلف شده و انرژی تأمین نشده و در نتیجهٔ افزایش قابلیت اطمینان عرضهٔ انرژی در زنجیرهٔ تأمین برق مدرن.

٤. شاخص‌ها و متغیرها

متغیرها و شاخص‌های مدل ریاضی برنامه‌ریزی توسعهٔ زنجیرهٔ تأمین MEI به‌شرح زیر مورداستفاده قرار گرفته است:

جدول ۲: شاخص‌ها و متغیرهای مدل ریاضی

Tab. 2: The results of the second scenario

i, j	شاخص ناحیه‌ها
i, j	شاخص واحدهای تولید پراکنده
g	میزان ظرفیت واحد تولید پراکندهٔ gام
P_g^{Dn}	میزان بار مصرفی مشترکین واقع در ناحیهٔ iام
P_i^{Load}	میزان توان الکتریکی انتقالی بین دو ناحیهٔ i و j
$P_{i,j}^{Line}$	هزینهٔ کل سرمایه‌گذاری برای واحد تولید پراکندهٔ gام
CC_G	هزینهٔ تعمیرات و نگه‌داری واحد تولید پراکندهٔ gام
OM_g	هزینهٔ سوخت مصرفی واحد تولید پراکندهٔ gام
ρ_g	ارزش حرارتی سوخت ورودی به واحد تولید پراکندهٔ gام
HV_g	بازدهی واحد تولید پراکندهٔ gام
η_g	طول عمر واحد تولید پراکندهٔ gام
LT_g	نرخ بهرهٔ سالانه
d	میزان جریمهٔ انرژی تأمین نشده
τ	چگالی آلاینده‌های تولیدی واحد تولید پراکندهٔ g ام
D_g	حداکثر ظرفیت مجاز برای تولید پراکندهٔ gام
$\overline{P_g^{Dn}}$	حداقل و حداکثر پتانسیل تولید تجدیدپذیر در ناحیهٔ iام
P_i^{DG} و $\overline{P_i^{DG}}$	حداکثر ظرفیت مسیر موجود بین ناحیهٔ i و j
$\overline{P_{i,j}^{Line}}$	حداکثر ضریب نفوذ تولیدات پراکنده
$\overline{PD}$	حداکثر تعداد تولیدات پراکنده

۱-٤. توابع هدف

در این پژوهش، یک مدل جامع چندهدفه و احتمالاتی به‌منظور تعیین محل نصب، نوع و ظرفیت بهینهٔ تولیدات پراکنده در سطح زنجیرهٔ تأمین جدید برق پیشنهاد شده است. هدف‌گذاری نهایی این مدل کمینه‌سازی تلفات انرژی، هزینه‌های سرمایه‌گذاری و بهره‌برداری، انرژی تأمین نشده و آلاینده‌های زیست‌محیطی است. این مدل به‌صورت چند هدفه توسط الگوریتم چندهدفهٔ ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب حل خواهد شد. اهداف اصلی، تعیین محل، نوع و ظرفیت واحدهای تولید پراکنده در زنجیرهٔ تأمین MEI به‌شرح زیر، درنظر گرفته شده است:

تابع هدف اقتصادی هزینهٔ تأمین انرژی الکتریکی موردنیاز مشترکین را کمینه و شامل دو بخش هزینهٔ سرمایه‌گذاری و هزینهٔ بهره‌برداری است. هزینهٔ بهره‌برداری شامل هزینهٔ تعمیر و نگه‌داری و هزینهٔ سوخت است. مجموع هزینه‌های خرید، نصب تولیدات پراکندهٔ هزینه‌های سرمایه‌گذاری است. بیان ریاضی تابع هدف اقتصادی به‌صورت رابطهٔ زیر است.

$$ECOF=\sum_{g\in G} AD_g.P_g^{DG}.\beta+P_g^{DG}.OM_g.\beta+P_g^{DG}.\rho_g.r_g \qquad (1)$$

در تابع هدف اقتصادی MEI، AC معادل هزینهٔ سالیانه سرمایه‌گذاری برای هر یک از واحدهای تولید توان الکتریکی است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$AC_g=\frac{d(1+d)^{LT_z}}{(1+d)^{LT_z}-1}.\ CC_g \qquad (2)$$

به‌منظور تبدیل هزینه‌های آینده (دورهٔ زمانی t) به هزینهٔ فعلی، ضریب β در تابع هدف به‌کار گرفته شده است. این ضریب از رابطه زیر به‌دست می‌آید.

$$\beta=\frac{1}{(1+d)^t} \qquad (3)$$

نرخ تبدیل انرژی اولیه در واحد تولیدی gام به انرژی الکتریکی در واحدهای تجدیدناپذیر به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$r=\frac{1}{HV_g.\eta_g} \qquad (4)$$

هدف اجتماعی، کمینه‌سازی بار از دست رفته و به حداقل رساندن انرژی تأمین نشدهٔ مشترکین MEI در افق برنامه‌ریزی را دنبال می‌کند. حضور تولیدات پراکنده در کنار مشترکین و ایجاد زنجیرهٔ تأمین توزیع شده، قطعی برق را کاهش می‌دهد. وقفه در برق‌رسانی به مشترکین به‌صورت جریمه و با افزودن هزینه در تابع هدف درنظر گرفته شده است. مقدار جریمه به شاخص ENS (مقدار انرژی تأمین نشده) که یکی از شاخص‌های قابلیت اطمینان است، وابسته است.

$$ROF = \tau . \sum_{i \in B} (ENS_i) \quad (5)$$

یکی از توابع هدف مهم در مکان‌یابی واحدهای تولید پراکنده در زنجیرهٔ تأمین MEI، کمینه کردن مقدار تلفات انرژی الکتریکی است. با توجه به جریان و مقاومت بالا در شبکهٔ توزیع و طول بالای این شبکه، میزان تلفات در آن بسیار قابل‌توجه است.

$$LEOF = \sum_{g \in G} P_g^{DG} - \sum_{i \in B} (P_i^{Load} - ENS_i) \quad (6)$$

تابع هدف زیست‌محیطی، شامل میزان انتشار آلاینده‌های تولید شده توسط واحدهای تولیدی غیرتجدیدپذیر است و بصورت زیر محاسبه می‌شود.

$$EOF = \sum_{g \in G} (D_g . P_g^{DG}) \quad (7)$$

۴-۲. هدف کاهش تلفات انرژی[1] (ELOF)

یکی از توابع هدف مهم در مکان‌یابی واحدهای تولید پراکنده در زنجیرهٔ تأمین MEI، کمینه کردن مقدار تلفات انرژی الکتریکی است. تلفات علاوه‌بر مشکلات فنی، باعث تحمیل بار اضافی به سیستم و افزایش هزینه‌های بیشتر می‌شود. با توجه به جریان و مقاومت بالا در شبکهٔ توزیع و طول بالای این شبکه، میزان تلفات در آن بسیار قابل‌توجه است. تابع هدف به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$LEOF = \sum_{g \in G} P_g^{DG} - \sum_{i \in B} (P_i^{Load} - ENS_i) \quad (8)$$

۴-۳. قیود و محدودیت‌ها

معادلات تعادل توان تولیدی و مصرفی در هر یک از گره‌های زنجیرهٔ تأمین به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$P_{i,j}^{Line} + P_{g,i}^{DG} = P_i^{Load} \qquad (i,j) \in B, \quad g \in G \quad (9)$$

هر مسیر حداکثر ظرفیت مشخصی دارد. محدودیت توان عبوری از هر مسیر در ادامه بیان شده‌اند.

$$\left|P_{i,j}^{Line}\right| \le \overline{P_{i,j}^{Line}} \qquad (i,j) \in B \quad (10)$$

حداکثر ظرفیت واحدهای تولید پراکنده توسط رابطهٔ زیر بیان می‌شود.

$$0 \le P_g^{DG} \le \overline{P_g^{DG}} \qquad g \in G \quad (11)$$

[1]. Energy Loss

حداکثر پتانسیل تولید در هر ناحیه با توجه به‌شرایط محیطی و اقلیمی توسط رابطهٔ زیر بیان می‌شود. این محدوده به‌صورت احتمالاتی و ازطریق روش تخمین نقطه مشخص می‌شود.

$$\underline{P_i^{DG}} \le P_{g,i}^{DG} \le \overline{P_i^{DG}} \qquad g \in G, i \in B \qquad (12)$$

میزان توان تولید شده در کل زنجیرهٔ تأمین نباید از یک مقدار مشخص بیشتر باشد. معادلهٔ (۱۴)سطح نفوذ کل واحدهای تولیدی در زنجیرهٔ تأمین را کنترل می‌کند.

$$PD = {\sum_S P_g^{DG}} \Big/ {\sum_i P_i^{Load}} \qquad g \in G, i \in B \qquad (13)$$

$$PD \le \overline{PD} \qquad (14)$$

حداکثر تعداد واحد تولیدی جدید مجاز برای احداث در زنجیرهٔ تأمین نیز نباید از N_{max} فراتر رود.

$$g \le N_{max} \qquad g \in G \qquad (15)$$

٤-٤. مدل‌سازی عدم قطعیت تولید تجدیدپذیر

از آنجایی‌که سرعت باد و شدت تابش خورشید ماهیت احتمالاتی دارند، توان خروجی این واحدها متناوب است. در این پژوهش، برای مدل‌سازی عدم قطعیت‌های تولید این واحدها، از دو تابع چگالی احتمال استفاده شده است. تابع چگالی احتمال رایلی برای مدل‌سازی مناسب رفتار سرعت باد در هر دورهٔ پیش‌بینی استفاده شده است. تابع چگالی احتمال رایلی نوع خاصی از تابع چگالی احتمال ویبال می‌باشد.

$$f_w(v) = \left(\frac{2v}{c^2}\right) \exp\left[-\left(\frac{v}{c}\right)^2\right] \qquad (16)$$

که در آن، $fw(v)$، c و v به ترتیب، تابع چگالی احتمال رایلی، شاخص مقیاس و سرعت باد می‌باشند. اگر مقدار متوسط سرعت‌های باد (vm) برای یک ناحیه، مشخص باشد، سپس، شاخص مقیاس c می‌تواند به صورت زیر محاسبه شود.

$$v_m = \int_0^\infty v f_w(v) dv = \int_0^\infty \left(\frac{2v^2}{c^2}\right) \exp\left[-\left(\frac{v}{c}\right)^2\right] dv = \frac{\sqrt{\pi}}{2} c \qquad (17)$$

$$c \cong 1.128 v_m$$

توان تولید شده توسط توربین به‌صورت رابطهٔ زیر محاسبه شده است.

$$P_g^{DG}(v) = \begin{cases} 0 & , 0 \le v_{aw} \le v_{ci} \\ P_g^{rated} \times \dfrac{(v_{aw} - v_{ci})}{(v_r - v_{ci})} & , P_{rated} v_r \le v_{aw} \le v_{co} \ , v_{ci} \le v_{aw} \le v_r \\ 0 & , v_{co} \le v_{aw} \end{cases} \qquad (18)$$

که در آن، vci، vr و vco به‌ترتیب، سرعت cut-in، سرعت نامی و سرعت cut-off توربین بادی در ناحیه و $P_g^{DG}(v)$ توان خروجی واحد تولید پراکندهٔ gام از نوع بادی به ازای سرعت باد v است.

توان خروجی واحد فتوولتائیک به‌شدت تابش بستگی دارد. توزیع ساعتی تابش در یک موقعیت خاص، یک توزیع دو قله‌ای شامل ترکیب خطی از دو تابع توزیع تک‌قله‌ای می‌باشد. برای هر تابع تک‌قله‌ای از یک تابع چگالی احتمال بتا مطابق معادلهٔ (۱۹)، استفاده شده است.

$$f_b(si) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \times si^{(\alpha-1)} \times (1-si)^{(\beta-1)} & ,for\ 0 \le si \le 1, \alpha \ge 0,,, \beta \ge 0 \\ 0 & ,owtherwise \end{cases} \quad (19)$$

که در آن، si نشان‌دهندهٔ تابش خورشید $(kW/m2)$ می‌باشد. پارامترهای تابع توزیع بتا (α, β) به صورت زیر محاسبه شده‌اند.

$$\beta = (1-\mu) \times \left(\frac{\mu \times (1+\mu)}{\sigma^2} - 1\right) \quad (20)$$

$$\alpha = \frac{\mu \times \beta}{1-\mu} \quad (21)$$

تابع تبدیل تابش به توان استفاده شده، به‌صورت معادلهٔ (۲۲) است. که در آن، $P_g^{DG}(si)$ توان خروجی واحد تولید پراکندهٔ gام از نوع فتوولتائیک به ازای تابش si، η^{pv} و Spv نیز به‌ترتیب، بهره‌وری و مساحت کل محدودهٔ مجهز به فتوولتائیک در ناحیهٔ iام می‌باشند.

$$P_g^{DG}(si) = \eta_g^{DG} \times S_i \times si_i \quad (22)$$

روش تخمین نقطه به‌منظور در نظر گرفتن عدم قطعیت توان تولیدی منابع تجدیدپذیر در MEI استفاده شده است. ابتدا، تعداد متغیرهای دارای عدم قطعیت (m) تعیین می‌شوند؛ و برای iامین متغیر از مجموعه متغیرهای تصادفی مومنت اول و دوم در صفر تنظیم می‌شود.

$$E\left(S_i^h\right) = 0, h = 1,2 \quad (23)$$

در ادامه، پارامتر احتمالاتی به‌نام z_l انتخاب و ضریب چولگی برای آن، به‌صورت رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود. در این رابطه μ_{z_l} میانگین، $\lambda_{1,3}$ ضریب چولگی، E عملگر نشان‌دهندهٔ امید ریاضی و σ_{z_l} انحراف معیار z_l است.

$$\lambda_{1,3} = \frac{E\lfloor (z_l - \mu_{zl})^3 \rfloor}{(\sigma_{zl})^3} \quad (24)$$

سپس، به‌صورت رابطهٔ زیر دو مکان استاندارد تعیین می‌شود.

.

$$\xi_{1,1} = \frac{\lambda_{1,3}}{2} + \sqrt{m + \left(\frac{\lambda_{1,3}}{2}\right)^2} \quad (25)$$

دو پارامتر مکان تعیین شده در مرحلهٔ قبل، به‌صورت رابطهٔ زیر تخمین زده می‌شوند.

$$z_{l,k} = \mu_{zl} + \xi_{1,k}.\sigma_{zl}, \qquad k = 1,2 \quad (26)$$

در این مرحله برای دو پارامتر موقعیت تخمین زده شده در مرحلهٔ قبل، تابع هدف غیر احتمالاتی زیر محاسبه می‌شود.

$$S_{i(l,k)} = F(\mu_{z1}, \mu_{z2}, \dots, \mu_{zk}, \dots, \mu_{zm}), k = 1,2 \quad (27)$$

دو عامل وزنی به توجه به رابطهٔ (۲۸) محاسبه می‌شود.

$$\omega_{l,k} = \frac{1}{m}(-1)^k.\frac{\xi_{1,(3-k)}}{\xi_{1,1} - \xi_{1,2}}, k = 1,2 \quad (28)$$

مومنت‌های اول و دوم متغیرهای تصادفی به‌روز می‌شوند.

$$E(S_i^h) = E(S_i^h) + \sum_{k=1}^{2} \omega_{l,k} \,.\, (S_{i(l,k)})^h, h = 1,2 \quad (29)$$

برای تمام متغیرهای تصادفی، مراحل فوق، تکرار می‌شود. میانگین و انحراف معیار با توجه به رابطه (۳۰)، محاسبه می‌شود.

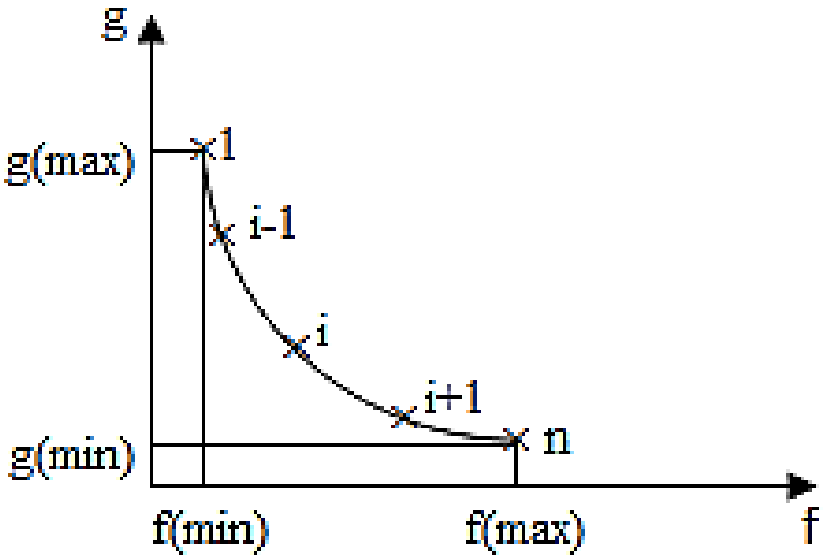
$$\mu_{S_i} = E(S_i), \sigma_{S_i} = \sqrt{E(S_i^2) - (E(S_i))^2} \quad (30)$$

– **روش حل:** برای حل، از الگوریتم ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب استفاده شده است که الگوریتم بسیار قدرتمند در حل مسائل بهینه‌سازی چندهدفه است. تفاوت عمدهٔ این الگوریتم با الگوریتم ژنتیک استاندارد، در مکانیزم مرتب‌سازی پاسخ‌ها می‌باشد. مفهوم غلبه در الگوریتم ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب به‌عنوان یک معیار مقایسه بین اعضای جمعیت، استفاده می‌گردد. هدف در این الگوریتم ژنتیک، رسیدن به پاسخ‌های در وهلهٔ اول با کیفیت بالا و در وهلهٔ دوم نظم بالا است. در اینجا منظور از نظم، پخش شدن یکنواخت پاسخ‌ها در فضای مجموعه جواب است. در این پژوهش، از دو معیار مقایسهٔ کیفیت و نظم برای انتخاب پاسخ‌ها استفاده می‌کنیم؛ یعنی پاسخ‌ها را مقایسه می‌کنیم و پاسخی که کیفیت بالاتری داشته باشد را می‌پذیریم و اگر دو پاسخ دارای کیفیت یکسانی باشند و به‌عبارتی هیچ‌یک بر دیگری غلبه نکند، پاسخی را می‌پذیریم که از نظم بهتری برخوردار باشد. ما به‌دنبال یافتن یک تقریب مناسب از فضای مجموعه جواب هستیم، یعنی جواب‌هایی که به‌دست می‌آوریم بایستی قطعاً نامغلوب باشند و هم‌چنین تقریباً همه جای فضای مجموعه جواب را شامل شوند.

معیار اول، برای انتخاب بهترین پاسخ‌ها، رتبه‌بندی می‌باشد. بدین‌منظور، مجموعهٔ Q را به‌عنوان پیش‌نویسی از F_{k+1} درنظر می‌گیریم. به ازای هر عضو از F_k مانند p و به ازای هر عضو از S_p مانند q (تمام qهایی که

توسط p مغلوب می‌شوند) یک واحد از n_q کم می‌کنیم. به این‌ترتیب، تأثیر سوء F_k بر سایر اعضای جمعیت را از بین می‌بریم. اگر $n_q=0$ باشد، آنگاه q را به مجموعهٔ Q اضافه می‌کنیم و این روند را تا جایی ادامه می‌دهیم که Q برابر یک مجموعه تهی گردد. آنگاه فرآیند رتبه‌بندی اعضای جمعیت خاتمه یافته است.

معیار دوم، فاصلهٔ ازدحامی است. که هرچه مقدار بیشتری داشته باشد، پاسخ از نظم بهتری برخوردار است و به تنوع جواب‌ها کمک بیشتری می‌کند. فاصلهٔ ازدحامی نسبت به همسایهٔ قبلی و بعدی و اولین و آخرین عضو جمعیت تعیین می‌شود.



شکل ۱: تعیین فاصله شلوغی

Fig. 1: Determination of crowding distance

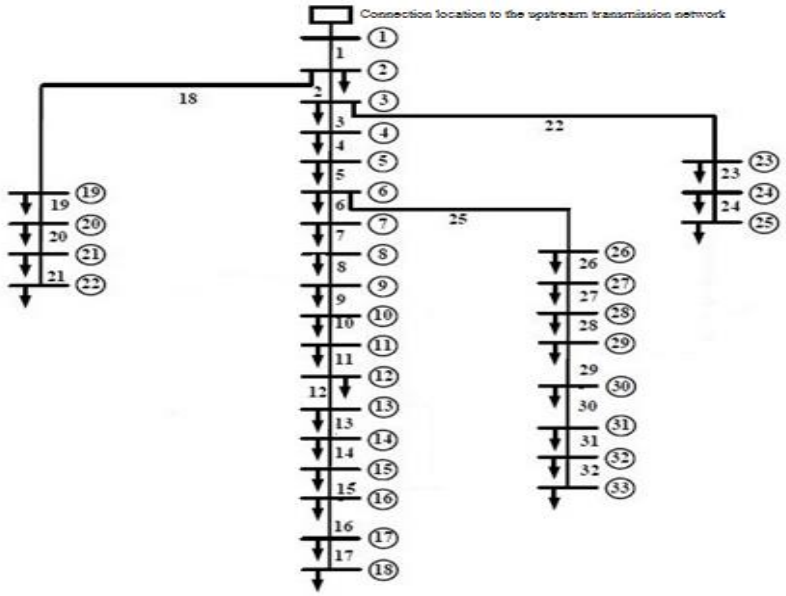
$$d_i^j = \frac{\left|f_j^{i+1} - f_j^{i-1}\right|}{f_j^{max} - f_j^{min}} \tag{31}$$

$$d_i = d_i^1 + d_i^2 + \cdots + d_i^m = \sum_{j=1}^{m} d_i^j \tag{32}$$

۵-٤. تجزیه، تحلیل و نتایج عددی

شبیه‌سازی توسعهٔ زنجیرهٔ تأمین MEI بر روی یک شبکهٔ استاندارد و مرجع با عنوان شبکهٔ توزیع ۳۳ ناحیهٔ IEEE (Pham, 2006) انجام شده است. این شبکه در حالت زنجیرهٔ تأمین سنتی، از شبکهٔ انتقال بالادست که به ناحیهٔ یک متصل است، تأمین انرژی می‌شود و هیچ واحد تولید پراکنده‌ای ندارد. محاسبات در محیط نرم‌افزار MATLAB صورت گرفته است. در ادامه، ابتدا شبکهٔ ۳۳ ناحیهٔ IEEE معرفی می‌شود و در ادامه با انجام تست‌های مختلف، چگونگی نفوذ تولیدات پراکنده و اثر آن‌ها بر زنجیرهٔ تأمین MEI ارزیابی می‌شود.

شبکهٔ تست: دیاگرام خطی شبکهٔ مورد مطالعه، در شکل ۲، نمایش داده شده است.



شکل ۲: شبکه ۳۳ باس IEEE
Fig. 2: IEEE 33-bus grid

ناحیهٔ شمارهٔ ۱ به شبکهٔ اصلی متصل شده است و انرژی موردنیاز مشترکین در ساختار سنتی از طریق این ناحیه با دریافت از شبکهٔ انتقال، تأمین می‌شود. میزان مصرف کل مشترکین ۳.۷ مگاوات درنظر گرفته شده است. مشخصات بارهای موجود در این سیستم نیز در جدول ۳، آورده شده است. اطلاعات مربوط به واحدهای تولیدی مختلف در جدول ۴، بیان شده است. قیمت انرژی توزیع نشده در این شبکه ۷۰۰۰ $/MWh درنظر گرفته شده است.

جدول ۳: اطلاعات بار شین‌های مختلف شبکهٔ ۳۳ ناحیه IEEE

Tab. 3: The results of the third scenario

شمارهٔ ناحیه	توان مصرفی مشترکین (MW)	شمارهٔ ناحیه	توان مصرفی مشترکین (MW)	شمارهٔ ناحیه	توان مصرفی مشترکین (MW)
۱	۰	۱۲	۰.۰۶	۲۳	۰.۱۰۶۵
۲	۰.۱۱	۱۳	۰.۰۶	۲۴	۰.۲۲
۳	۰.۰۹	۱۴	۰.۱	۲۵	۰.۲۲
۴	۰.۲۲	۱۵	۰.۰۶	۲۶	۰.۰۶
۵	۰.۰۶	۱۶	۰.۰۶	۲۷	۰.۰۸۸۵
۶	۰.۱۶	۱۷	۰.۰۶	۲۸	۰.۰۶
۷	۰.۲	۱۸	۰.۰۸	۲۹	۰.۱۲
۸	۰.۲	۱۹	۰.۰۸	۳۰	۰.۲
۹	۰.۰۶	۲۰	۰.۰۸	۳۱	۰.۲
۱۰	۰.۰۶	۲۱	۰.۰۸	۳۲	۰.۲۱
۱۱	۰.۰۴۵	۲۲	۰.۰۸	۳۳	۰.۱۶

جدول ٤: اطلاعات واحدهای مختلف تولید پراکنده (Firestone, 2004; Gardiner & Montpelier)

Tab. 4: The information of different production units is scattered

نوع تولیدات پراکنده	هزینهٔ سرمایه‌گذاری ($/kW)	هزینهٔ سوخت ($/kWh)	میزان آلایندگی (kg/MWh)	هزینهٔ تعمیرات و نگه‌داری ($/kWh)	طول عمر (سال)
میکروتوربین	۱۴۸۵	۰.۰۷۵	۵۳۰	۰.۰۱۵	۳
پیل سوختی	۳۶۷۴	۰.۰۶۷	۵۱۰	۰.۰۱	۳
دیزل ژنراتور	۱۳۵۱	۰.۰۶	۹۲۰	۰.۰۱۸	۱۲
توربین بادی	۶۶۷۵	۰	۰	۰.۰۰۹	۰
فتوولتائیک	۳۸۶۶	۰	۰	۰.۰۰۵	۲۰

حداکثر ظرفیت هر یک از واحدهای تولید پراکنده ۴۰۰ کیلووات درنظر گرفته شده است. برای محل نصب واحدهای تولیدی تجدیدناپذیر محدودیتی اعمال نشده است. ظرفیت استاندارد برای واحدهای تولید پراکنده درنظر گرفته شده است؛ بدین‌صورت که مقدار ظرفیت ها ضریبی از ۱۰ کیلو وات است. ضریب نفوذ تولیدات پراکنده صددرصد درنظر گرفته شده است. بدین‌معنا که زنجیرهٔ تأمین به‌طور کامل از نظر انرژی خودکفا شود و بتواند کل انرژی موردنیاز خود را از تولیدات پراکندهٔ محلی تأمین کند. در این‌صورت حتی در صورت قطع شبکهٔ انتقال یا تولید بالادست، زنجیرهٔ تأمین قابلیت عملکرد در حالت مستقل یا جزیره‌ای را دارد.

٦-٤. سناریوهای مختلف جهت ارزیابی شبیه سازی

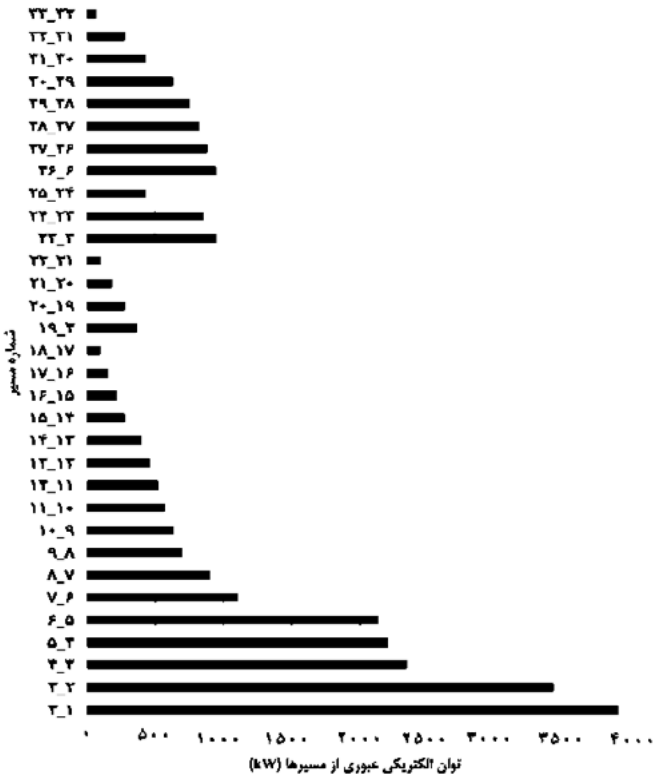
در ادامهٔ نتایج به‌دست آمده از شبیه‌سازی انجام شده در سناریوهای مختلف، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد؛ و مقایسهٔ سناریوها ازطریق نتایج، نمودارها، اعداد و ارقام به‌دست می‌آید. در هر سناریو، محل نصب واحدهای تولید و ظرفیت آن‌ها، میزان تلفات توان، مقدار انرژی تأمین نشده و هم‌چنین مقدار آلایندگی تولید شده بیان می‌شود.

٦-٤-١. سناریوی اول

این سناریو، حالت اولیه و سنتی زنجیرهٔ تأمین را نشان می‌دهد که هیچ واحد پراکنده‌ای در آن نصب نشده است و صرفاً ازطریق شبکهٔ انتقال و به‌صورت یک‌طرفه تأمین می‌شود. تمام انرژی الکتریکی موردنیاز مشترکین در این حالت از شبکهٔ انتقال متصل‌شده به ناحیهٔ ۱ تأمین می‌شود و شبکهٔ توزیع تنها وظیفهٔ توزیع انرژی دریافتی از این ناحیه را برعهده دارد. هدف از انجام این سناریو، مطالعه و بررسی وضعیت زنجیرهٔ تأمین قبل از به‌روز شدن و نصب واحدهای تولید پراکنده و به‌کارگیری روش پیشنهادی است. با توجه به این‌که انرژی الکتریکی در این حالت توسط نیروگاه‌های بزرگ مبتنی‌بر سوخت‌های مختلف تأمین می‌شود، میزان آلایندگی تولید شده برای تأمین هر مگاوات ساعت انرژی الکتریکی ۸۱۰ کیلوگرم درنظر گرفته شده است (Gardiner & Montpelier). شکل ۳، توان جاری شده در خطوط (مسیرهای) این زنجیره را نشان می‌دهد. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، با توجه به این‌که کل توان باید از شبکهٔ انتقال دریافت شود و ازطریق مسیرها بین مشترکین

توزیع شود، بیشترین توان از مسیرهای ۲–۱ و ۳–۲ عبور می‌کند؛ لذا این دو مسیر بسیار تحت فشار هستند از آنجایی‌که حداکثر میزان توان عبوری از مسیرها برابر ظرفیت آن‌ها است، و با توجه به این‌که میزان توان عبوری از این دو مسیر (۲–۱ و ۳–۲) در آستانهٔ بالای ظرفیت آن‌ها قرار دارد؛ لذا زنجیره اگر بخواهد تمام مشترکین پایین‌دست را تأمین انرژی کند، این دو خط از محدودهٔ مجاز خارج می‌شوند. به‌همین دلیل نمی‌تواند انرژی الکتریکی تمام مشترکین پایین‌دست را تأمین کند. میزان انرژی توزیع نشده در این حالت برابر ۰.۲ MWh است و هزینهٔ تحمیلی این مقدار بار ازدست رفته برای بهره‌بردار زنجیرهٔ تأمین ۱۴۰۰$ است. اطلاعات مربوط به این سناریو در جدول ۴، بیان شده است.

در ادامه این سناریو، حالت احتمالاتی برای خرابی یا قطع در خطوط شبکه با استراتژی N-1 درنظر گرفته شده است؛ به‌عبارت دیگر، زنجیرهٔ تأمین در شرایط بهره‌برداری بحرانی موردارزیابی قرار می‌گیرد. مسیر ۵–۶ با انتخاب تصادفی و بر اثر خرابی، قطع می‌شود. در این حالت زنجیره به دو ریزشبکهٔ ۱ و ریزشبکهٔ ۲ مطابق شکل ۴، تقسیم می‌شود. مشترکین واقع‌در ریزشبکهٔ ۱ همچنان انرژی موردنیاز خود را ازطریق شبکهٔ انتقال متصل به ناحیهٔ ۱ دریافت می‌کنند؛ اما کل مشترکین واقع‌در ریزشبکهٔ ۲ به دلیل یک‌طرفه بودن و غیرفعال بودن شبکهٔ توزیع در زنجیرهٔ تأمین سنتی بی‌برق می‌شوند که شامل بیش از نیمی از مشترکین است. به‌بیان دیگر، ۲.۳۵۳۵ مگاوات از کل ۳.۷ مگاوات توان موردنیاز مشترکین، بی‌برق می‌شود. این تست به‌خوبی یکی از بزرگ‌ترین مشکلات این زنجیره را نشان می‌دهد.



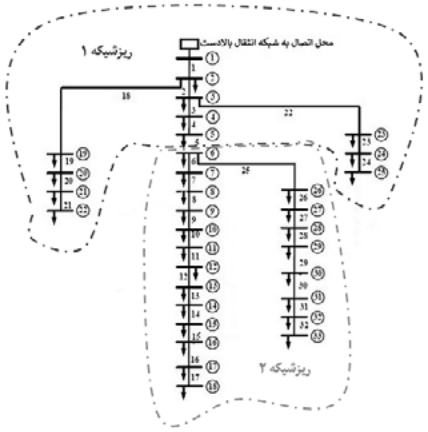
شکل ۳: توان عبوری از مسیرهای مختلف

Fig. 3: Ability to pass through different routes

جدول ٥: نتایج سناریوی اول

Tab. 5: The results of the first scenario

میزان آلایندگی(kg/kWh)	میزان انرژی تأمین نشده (kWh)	تلفات انرژی (kWh)
۳۰۹۴.۲	۲۰۰	۳۲۰



شکل ٤: تبدیل زنجیره به دو ریزشبکهٔ بعد از قطع مسیر ٥-٦

Fig. 4: Converting the chain into two micro-grids after cutting the route 5-6

٦-٤-٢. سناریوی دوم

در این سناریو، تنها اهداف اقتصادی و اجتماعی درنظر گرفته شده است. محل نصب و ظرفیت تولیدات پراکنده در جدول ۶، بیان شده است. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، در این حالت به‌منظور خودکفایی کامل انرژی در زنجیرهٔ تأمین واحدهای تولید پراکنده در نقاط مختلف زنجیره قرار گرفته‌اند تا مقدار توان دریافتی از شبکهٔ انتقال ناحیهٔ ۱ به صفر برسد؛ به‌عبارت دیگر ضریب نفوذ صددرصد است.

جدول ٦: محل نصب و ظرفیت تولیدات پراکنده در سناریوی دوم

Tab. 6: Installation location and capacity of dispersed production in the second scenario

ظرفیت (kW)	شمارهٔ ناحیهٔ نصب	ظرفیت (kW)	شمارهٔ ناحیهٔ نصب
۳۲۰	۶	۴۰۰	۲۴
۲۴۰	۹	۴۰	۲۵
۲۸۰	۱۰	۴۰۰	۲۶

۴۰۰	۱۱	۴۰	۲۸
۲۴۰	۱۳	۲۸۰	۲۹
۳۶۰	۱۴	۱۲۰	۳۰
۴۰	۱۵	۲۸۰	۳۱
۱۶۰	۱۸	۴۰۰	۳۳

با توجه به این‌که در این سناریو محدودیتی برای تولید آلاینده‌های زیست‌محیطی وجود ندارد، مدل از تولید پراکنده‌ای استفاده می‌کند که کمترین هزینه را داشته باشد. به‌همین دلیل تمام تولیدات پراکنده از نوع دیزل ژنراتور انتخاب شده است. در صورتی‌که این واحدها به‌درستی مکان‌یابی شوند، با توجه به نزدیک شدن تولیدکنندان به محل مصرف، می‌توان انتظار داشت که تلفات انرژی هم علی‌رغم درنظر نگرفتن تابع هدف مربوطه، کاهش‌یابد. نتایج حاصل از این تست در جدول ۷، بیان شده است.

جدول ۷: نتایج سناریوی دوم

Tab. 7: The results of the second scenario

شمارهٔ سناریو	میزان آلایندگی (kg/kWh)	میزان انرژی تأمین نشده (kWh)	تلفات انرژی (kWh)
سناریوی اول	۳۰۹۴.۲	۲۰۰	۳۲۰
سناریوی دوم	۳۵۹۷.۲	۰	۲۱۰

با توجه به نتایج حاصل از جدول (۷)، با به‌کارگیری تولیدات پراکنده در سطح زنجیرهٔ تأمین صنعت برق، میزان بار ازدست رفته صفر می‌شود و هیچ مشترکی بدون برق باقی نمی‌ماند؛ همچنین با توجه به نزدیک شدن محل تولید و مصرف و کاهش عبور توان از خطوط، تلفات انرژی کاهش، اما میزان آلاینده‌های تولید شده به علت استفاده از تولید پراکندهٔ ارزان قیمت دیزلی با آلایندگی بالا، بسیار افزایش یافته است.

٤-٦-٣. سناریوی سوم

در این سناریو، تمام اهداف بیان شده در بخش قبل در نظر گرفته شده است؛ به‌عبارت دیگر، علاوه‌بر هزینه‌ها و انرژی ازدست رفته، میزان تلفات انرژی و آلایندگی تولیدشده در شبکه را نیز کمینه کند. محل نصب و ظرفیت تولیدات پراکنده در جدول ۸، بیان شده است. لازم به ذکر است، مناطق ۱۹ تا ۲۲ از نظر آب‌وهوایی مناسب برای نصب پنل خورشیدی و مناطق ۲۶ تا ۳۳ مستعد نصب توربین بادی هستند و توان خروجی این منابع بصورت احتمالاتی مدل شده است.

در این حالت نیز به‌منظور خودکفایی کامل انرژی و کاهش تلفات در زنجیرهٔ تأمین، واحدهای تولید پراکنده در نقاط مختلف زنجیره قرار گرفته‌اند تا مقدار توان دریافتی از شبکه انتقال ناحیهٔ ۱ به صفر برسد؛ به‌عبارت دیگر ضریب نفوذ صددرصد است.

جدول ۸: محل نصب و ظرفیت تولیدات پراکنده در سناریوی دوم

Tab. 8: Installation location and capacity of dispersed production in the second scenario

ظرفیت (kW)	شمارهٔ ناحیهٔ نصب	نوع تولید پراکنده	ظرفیت (kW)	شمارهٔ ناحیهٔ نصب	نوع تولید پراکنده
۸۰	۳	میکروتوربین	۴۰۰	۱۷	میکروتوربین
۴۰۰	۴	میکروتوربین	۳۶۰	۲۶	خورشیدی
۱۶۰	۷	میکروتوربین	۳۲۰	۲۷	خورشیدی
۲۰۰	۸	میکروتوربین	۲۴۰	۲۹	خورشیدی
۱۲۰	۱۳	میکروتوربین	۳۵۰	۳۰	خورشیدی
۴۰۰	۱۵	میکروتوربین	۴۰۰	۳۱	خورشیدی
۳۶۰	۱۶	میکروتوربین			

با توجه به این‌که در این سناریو میزان آلاینده‌ها نیز به‌عنوان یکی از توابع هدف مطرح شده است، از تولید پراکنده‌ای استفاده می‌کند که تا حد امکان هزینه و آلایندگی کمتری داشته باشد. به‌همین‌دلیل از بین تولیدات پراکنده غیرتجدیدپذیر، میکروتوربین انتخاب شده است. در ضمن از بین واحدهای تجدیدپذیر نیز پنل خورشیدی به‌دلیل هزینه‌های کمتر به توربین بادی ترجیح داده شده است. نتایج حاصل از این تست در جدول ۹، بیان شده است.

جدول ۹: نتایج سناریوی سوم

Tab. 9: The results of the third scenario

شمارهٔ سناریو	میزان آلایندگی (kg/kWh)	میزان انرژی تأمین نشده (kWh)	تلفات انرژی (kWh)
سناریوی اول	۳۰۹۴.۲	۲۰۰	۳۲۰
سناریوی دوم	۳۵۹۷.۲	۰	۲۱۰
سناریوی سوم	۱۰۷۶	۰	۹۰

با توجه به نتایج به‌دست آمده از جدول ۹، با به‌کارگیری تولیدات پراکنده در سطح زنجیرهٔ تأمین صنعت برق، میزان بار ازدست رفته صفر و هیچ مشترکی بدون برق باقی نمی‌ماند. همچنین با درنظر گرفتن تابع هدف تلفات در کنار سایر اهداف، تلفات انرژی نسبت به سناریوی اول حدود ۱۲۰ کیلو وات کاهش یافت. سوخت میکروتوربین گاز طبیعی است که میزان آلایندگی کمتری نسبت به دیزل ژنراتور تولید می‌کند؛ همچنین با

به‌کارگیری تابع هدف زیست‌محیطی، مدل به‌سمت استفاده از تولیدات خورشیدی علی‌رغم هزینهٔ تولید نسبتاً بالای آن‌ها حرکت کرده است. به‌همین دلیل در این سناریو میزان آلایندگی بسیار کاهش یافته است و تقریباً یک سوم شده است. در این سناریو با نفوذ تولیدات پراکنده و توزیع آن‌ها در سطح زنجیرهٔ تأمین، انرژی الکتریکی هیچ مشترکی قطع نمی‌شود؛ لذا قابلیت اطمینان زنجیرهٔ تأمین، افزایش قابل‌توجهی یافته است.

۵. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، لزوم حرکت زنجیرهٔ تأمین برق از حالت یک‌طرفه با تولیدات متمرکز و بزرگ به‌سمت زنجیرهٔ تأمین توزیع شده و مدرن با تولیدات پراکنده و کوچک را نشان داده شد. در این‌راستا استراتژی مناسب برای تعیین محل، نوع و ظرفیت بهینهٔ این تولیدات در زنجیرهٔ تأمین صنعت برق مدرن به‌صورت یک مسأله بهینه‌سازی مفید با چهار هدف به‌منظور کمینه کردن هزینه‌ها، انرژی تأمین نشده، آلاینده‌های تولید شده و تلفات انرژی پیشنهاد شد. به‌منظور یافتن پاسخ‌های بهینهٔ مسأله چند هدفه از الگوریتم ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب استفاده شد. مطابق نتایج به‌دست آمده، برروی زنجیرهٔ تأمین استاندارد ۳۳ ناحیه‌ای IEEE، تغییر رویکرد از زنجیرهٔ تأمین سنتی با رویکرد یک‌طرفه به زنجیرهٔ تأمین مدرن با نفوذ تولیدات پراکنده تأثیر قابل‌توجهی بر افزایش مداومت عرضهٔ انرژی به‌خصوص در زمان وقوع پیشامد در شبکه دارد. مطابق این نتایج با به‌کارگیری تولیدات پراکنده در سطح زنجیرهٔ تأمین صنعت برق، میزان بار ازدست رفته صفر و هیچ مشترکی بدون برق باقی‌نمی‌ماند. همچنین با درنظر گرفتن تابع هدف تلفات در کنار سایر اهداف، تلفات انرژی نسبت به سناریوی اول حدود ۱۲۰ کیلو وات کاهش یافت. سوخت میکروتوربین گاز طبیعی است و میزان آلایندگی کمتری نسبت به دیزل ژنراتور تولید می‌کند. با استفاده از تولیدات پراکنده در سطح شبکهٔ توزیع میزان تلفات انرژی حدوداً به یک-چهارم کاهش و میزان آلایندگی تولید شده را نیز حدوداً به میزان یک-سوم کاهش داد. برای کارهای آینده، استفاده از تولیدات کوچک در کنار مصرف کننده در زنجیرهٔ تأمین مدرن، استفاده از تولیدات تجدیدپذیر در زنجیرهٔ تأمین مدرن، استفاده از تولیدات با تکنولوژی بالاتر و آلایندگی کمتر، استراتژی مدیریت انرژی زنجیرهٔ تأمین صنعت برق مدرن با مشارکت خودروهای الکتریکی و منابع ذخیره‌ساز انرژی، تعیین محل و ظرفیت بهینهٔ ایستگاه‌های برای شارژ و دشارژ خودروهای برقی در زنجیرهٔ تأمین صنعت برق مدرن، پیشنهاد می‌شود.

کتابنامه

- اسدی، ای.؛ حبیبی، ف.؛ نیکلک، س.؛ و صاحبیب، ح.، (۱۳۹۷). «مدل مسیریابی مکان-موجودی-موجودی تصادفی دوهدفه برای زنجیرهٔ تأمین سوخت زیستی مبتنی‌بر ریزجلبک». *انرژی کاربردی*، ۲۲۸: ۲۲۳۵-۲۲۶۱. (DOI: 10.1016/j.apenergy.2018.07.067).

- اصغری‌زاده، ا.؛ ترابی، س.ع.؛ محقر، ع.؛ و زارع‌شوریجه، م. ع.، (۱۳۹۸). «طراحی شبکه زنجیرهٔ تأمین پایدار: مروری بر مدل‌های کمی با استفاده از تحلیل محتوا». *انرژی و اقتصاد محیطی*، ۳(۲): ۱۴۳-۱۷۶. (DOI: 10.22097/EEER.2019.184458.1081)

– عیوقی، ح.؛ پودهب، ح.د.؛ رادک، ع.؛ و طالبید، د.، (۲۰۲۰). «ارائه یک مدل چند هدفه یکپارچه برای زنجیرهٔ تأمین حلقه بسته تحت شرایط فازی با رویکرد ابگرایل». *بین المللی تحلیل و کاربردهای غیرخطی* ۱۱ (۱): ۱۰۷-۱۳۶. (DOI: 10.22075/IJNAA2020.4244)

– جین، زی؛ و باح، سی، (۲۰۱۹). «مدیریت زنجیرهٔ تأمین پایدار و عملکرد سازمانی: نقش واسطه‌ای مزیت رقابتی». *مدیریت و پایداری*، ۹(۱): ۱۱۹-۱۳۱ (DOI: 10.5539/JMS.V9N1P119).

– بیاتلو، ف.؛ و بزرگی‌امیری، ع.، (۱۳۹۷). «یک مدل برنامه ریزی تصادفی دو مرحله ای با شانس محدود برای طراحی شبکه زنجیرهٔ تأمین برق: یک مطالعه موردی». *بین المللی مهندسی صنایع و تحقیقات تولید*، ۲۹ (۴): ۴۷۱-۴۸۲. (DOI:10.22068/IJIEPR.29.4.471).

– حسینی‌مطلق س.-م.، و بی‌لالا، (۲۰۲۰). «بهینه‌سازی چند هدفه برای مشکلات زنجیرهٔ تأمین چند مرحله‌ای چند محصولی در شرایط عدم قطعیت». *بهینه‌سازی در مهندسی صنایع*، ۱۳(۱)، ۱-۱۷ (DOI:10.22094/JOIE.2018.555578.1529)

– جیانفرانکو، چیکو؛ و آندره، آ مازاو، (۲۰۲۱). «فراابتکاری برای برنامه‌ریزی توسعه شبکه انتقال». در: *برنامه‌ریزی توسعه انتقال: چالش‌های شبکه انتقال انرژی*: ۱۳-۳۸. (DOI.org/10.1016/j.bsheal.2020.08.003)

.لیو و دینگ (۲۰۲۰). برنامه ریزی سیستم قدرت با افزایش انرژی تجدیدپذیر متغیر: مروری بر مدل های بهینه سازی ۲۴۶، ۱۱۸۹۶۲.(DOI:10.1016/j.jclepro.2019.118962)

– درمز . گ.؛ و بیلگن، و.؛ (۲۰۲۰). «بهینه‌سازی چند هدفه طراحی شبکه زنجیرهٔ تأمین زیست توده پایدار». *انرژی کاربردی* ۲۷۲: ۱۱۵۲۵۹. (DOI:10.1016/j.apenergy.2020.115259).

– حسینی‌مطلق، س.-م.؛ سامانی، م. ر. غ.؛ و شهبازبیگیان، و.، (۱۳۹۹). «استراتژی نوآورانه برای طراحی یک شبکه زنجیرهٔ تأمین برق ترکیبی انعطاف پذیر-پایدار تحت عدم قطعیت». *انرژی کاربردی*، ۲۸۰: ۱۱۵۹۲۱. (DOI:10.1016/j.apenergy.2020.115921)

– جبارزاده، ع.؛ فهیم نیا، ب.؛ و رستگار، س.، (۱۳۹۶). «طراحی سبز و انعطاف پذیر شبکه های زنجیرهٔ تأمین برق: یک رویکرد بهینه سازی قوی چندهدفه». *معاملات IEEE در مدیریت مهندسی* (DOI:10.1109/TEM.2017.2749638).

– جبارزاده، ع.؛ فهیم نیا، ب.؛ و صبوحی، ف.، (۱۳۹۷). «طراحی زنجیرهٔ تأمین انعطاف پذیر و پایدار: تجزیه و تحلیل پایداری تحت خطرات اختلال». *بین المللی تحقیقات تولید*: (Doi:10.1080/00207543.2018.1461950).

– کبادرموش، او؛ و اردوغان، ام. اس.، (۲۰۲۰). «طراحی زنجیرهٔ تأمین پایدار، چند وجهی و قابل اعتماد». *سالنامه تحقیق در عملیات*. (DOI:10.1007/s10479-020-03654-0).

– اکانایکه، پاسوپولتی؛ و کاروناراتنه، آلمیدا، (۲۰۲۱). «کاهش تلفات شبکه و بهبود ولتاژ با قرار دادن و اندازه بهینه ژنراتورهای پراکنده با تزریق توان اکتیو و راکتیو با استفاده از pso دقیق تنظیم شده». *Ijeecs*، ۲۱: ۶۵۶-۶۴۷. (DOI:10.11591/ijeecs.v21.i2.pp647-656).

– خان، ام.؛ دبلیو وانگ، جی.؛ شیونگ، ال.؛ و سیستمز، ای.، (۲۰۲۱). «استراتژی زمان‌بندی انرژی بهینه برای شبکه تولید چند انرژی با استفاده از سیستم‌های چند عاملی». *برق*، ۱۲۴: ۱۰۶۴۰۰. (DOI:10.1016/j.ijepes.2020.106400)

– معصومیک، س. م.؛ عبدالرشید، س.ج.؛ اولوگو، ای. یو.؛ و غزیلا، ر. ا.ر.، (۲۰۱۴). «طراحی زنجیرهٔ تأمین پایدار: یک رویکرد پیکربندی». *دنیایی علمی*: DOI:10.1155/2014/897121.

– موسوی، م. م.؛ و بزرگی امیری، ع.، (۱۳۹۶). «یک مشکل برنامه ریزی مکان هاب پایدار چند هدفه برای زنجیرهٔ تأمین مواد غذایی فاسد شدنی کامپیوتر و مهندسی صنایع»: DOI:10.1016/j.cie.2017.07.039.

– فام، اچ.، (۲۰۰۶). *کتابچه راهنمای مهندسی قابلیت اطمینان*. ساینس اشپرینگر و رسانه کسب و کار.

– کیو، آر.؛ و ییژی، وانگ؛ (۲۰۱۶). «طراحی شبکه زنجیرهٔ تأمین تحت عدم قطعیت تقاضا و اختلالات عرضه: یک رویکرد بهینه سازی قوی توزیعی». *برنامه نویسی علمی*: DOI:10.1155/2016/3848520.

– رعنا، ن.؛ لطیف، م. س. ع.؛ عبدالحمید، س. ای.، (۲۰۲۰). «الگوریتم بهینه سازی نهنگ: بررسی سیستماتیک برنامه های کاربردی». تغییرات و پیشرفت‌های معاصر محاسبات عصبی و برنامه‌های کاربردی»: DOI:10.1007/s00521-020-04849-z

– سانتیبانز–آگیلار، جی. ای.؛ کاستلانوس، اس.؛ فلورس–تلاکوآهواک، آ.؛ شاپیرو، بی. بی.؛ پاول، دی. ام.؛ بووناسیسی، تی.؛ و کامن، دی ام.، (۲۰۲۰). «طراحی سیستم‌های تولید فتوولتائیک داخلی تحت محدودیت‌ها و عدم قطعیت جهانی انرژی‌های تجدیدپذیر». J.RENENE: ۱۴۸: ۱۱۸۹–۱۱۷۴. (DOI:10.1016/J.RENENE.2019.10.010)

– وحدتزاد، م. ع.؛ وهاب وحدت، ع. ت. ن.؛ و رضایی، ع. م.، (۲۰۱۸). «چارچوب حفاظت از انرژی برای مدیریت زنجیرهٔ تأمین سبز». در: *مجموعه مقالات کنفرانس بین المللی مهندسی صنایع و مدیریت عملیات*، واشنگتن دی سی، ایالات متحده آمریکا.

–یلدیزباشی، ازتورک؛ و افندیوغلو، بولکان، (۲۰۲۰). «ارزیابی شاخص‌های زنجیرهٔ تأمین پایدار اجتماعی با استفاده از روش‌های تصمیم‌گیری چند معیاره فازی یکپارچه: مطالعه موردی ترکیه». *محیط زیست، توسعه و پایداری*: (DOI:10.1007/s10668-020-00774-2)

- Asadi, E.; Habibib, F.; Nickelc, S. & Sahebib, H., (2018). “A bi-objective stochastic location-inventory-routing model for microalgaebased biofuel supply chain”. *Applied Energy, 228*: 2235–2261.

- Asgharizadeh, E.; Torabi, S. A.; Mohaghar, A. & Zare-Shourijeh, M. A., (2019). “Sustainable Supply Chain Network Design: A Review on Quantitative Models Using Content Analysis”. *Environmental Energy and Economic, 3*(2): 143-176. (DOI:10.22097/EEER.2019.184458.1081)

- Ayoughi, H.; Podehb, H. D.; Raadc, A. & Talebid, D., (2020). “Providing an Integrated Multi-Objective Model for Closed-Loop Supply Chain under Fuzzy Conditions with Upgral Approach”. *International Journal of Nonlinear Analysis and Applications* 11(1): 107-136. (DOI:10.22075/IJNAA2020.4244)

- Baah, C. & Jin, Z., (2019). “Sustainable Supply Chain Management and Organizational Performance: The Intermediary Role of Competitive Advantage”. *Journal of Management and Sustainability, 9*(1): 119-131. (DOI:10.5539/JMS.V9N1P119)

- Bayatloo, F. & Bozorgi-Amiri, A., (2018). “A Two-Stage Chance-Constrained Stochastic Programming Model for Electricity Supply Chain Network Design: a Case Study”. *International Journal of Industrial Engineering & Production Research,* 29(4): 471-482. (DOI:10.22068/IJIEPR.29.4.471)

- Billala, M. M. & Hossaina, M., (2020). “Multi-objective Optimization for Multi-product Multi-period Four Echelon Supply Chain Problems under Uncertainty”. *Journal of Optimization in Industrial Engineering, 13*(1): 1-17. (DOI:10.22094/JOIE.2018.555578.1529)

- Chicco, G. & Mazza, A., (2021). “Metaheuristics for Transmission Network Expansion Planning”. In*: Transmission Expansion Planning: The Network Challenges of the Energy Transition*: 13-38, Springer.(doi:10.1007/978-3-030-49428-5-2)

- Deng, X. & Lv, T. J. J. o. C. P., (2020). “Power system planning with increasing variable renewable energy”. *A review of optimization models,* 246: 118962. (DOI:10.1016/j.jclepro.2019.118962)

- Durmaz, Y. G. & Bilgen, B., (2020). “Multi-objective optimization of sustainable biomass supply chain network design”. *Applied Energy, 272:* 115259. (DOI:10.1016/j.apenergy.2020.115259)

- Firestone, R. J. L. B. N. L., available at: http://der. lbl. gov/der-cam/technology-data-archive. (2004). *DER-CAM natural gas technology data*.

- Gardiner, M. & Montpelier, V., Technical Status Report of the Regulatory Assistance Project.

- Hosseini-Motlagh, S.-M.; Samani, M. R. G. & Shahbazbegian, V., (2020). "Innovative strategy to design a mixed resilient-sustainable electricity supply chain network under uncertainty". *Applied Energy, 280*: 115921. (DOI: 10.1016/j.apenergy.2020.115921)

- Jabbarzadeh, A., Fahimnia, B., & Rastegar, S. (2017). Green and Resilient Design of Electricity Supply Chain Networks: A Multiobjective Robust Optimization Approach. IEEE transactions on engineering management. DOI: 10.1109/TEM.2017.2749638

- Jabbarzadeh, A., Fahimnia, B., & Sabouhi, F. (2018). Resilient and sustainable supply chain design: sustainability analysis under disruption risks. International Journal of Production Research. DOI: 10.1080/00207543.2018.1461950

- Kabadurmus, O. & Erdogan, M. S., (2020). "Sustainable,multimodal and reliable supply chain design". *Annals of Operations Research*. Doi: 10.1007/s10479-020-03654-0

- Karunarathne, E.; Pasupuleti, J.; Ekanayake, J. & Almeida, D. J. I. J. E. E. C. S., (2021). "Network loss reduction and voltage improvement by optimal placement and sizing of distributed generators with active and reactive power injection using fine-tuned pso". IJEECS: 21: 647-656. (DOI: 10.11591/ijeecs.v21.i2.pp647-656)

- Khan, M. W.; Wang, J.; Xiong, L. & Systems, E., (2021). "Optimal energy scheduling strategy for multi-energy generation grid using multi-agent systems". I*nternational Journal of Electrical Power,* 124: 106400. (DOI: 10.1016/j.ijepes.2020.106400)

- Masoumik, S. M.; Abdul-Rashid, S. H.; Olugu, E. U. & Ghazilla, R. A. R., (2014). "Sustainable Supply Chain Design: A Configurational Approach". *The Scientific World Journal*, DOI:10.1155/2014/897121

- Musavi, M. M. & Bozorgi-Amiri, A., (2017). "A multi-objective sustainable hub locationscheduling problem for perishable food supply chain". *Computers & Industrial Engineering,* DOI:10.1016/j.cie.2017.07.039

- Pham, H., (2006). *Handbook of reliability engineering:* Springer Science & Business Media.

- Qiu, R. & Yizhi, W., (2016). "Supply Chain Network Design under Demand Uncertainty and Supply Disruptions: A Distributionally Robust Optimization Approach". *Scientific Programming,* DOI: 10.1155/2016/3848520

- Rana, N.; Latiff, M. S. A.; Abdulhamid, S. i. M. & Chiroma, H., (2020). "Whale optimization algorithm: a systematic review of contemporary applications, modifications and developments". *Neural Computing and Applications,* DOI: 10.1007/s00521-020-04849-z

- Santibanez-Aguilar, J. E.; Castellanos, S.; Flores-Tlacuahuac, A.; Shapiro, B. B.; Powell, D. M.; Buonassisi, T. & Kammen, D. M., (2020). "Design of domestic photovoltaics manufacturing systems under global constraints and uncertainty". *Renewable Energy,* 148: 1174-1189. (DOI: 10.1016/J.RENENE.2019.10.010)

- Vahdatzad, M. A.; Vahab Vahdat, A. T. N. & Rezai, A. M., (2018). *Energy Conservation Framework for Green Supply Chain Management.* Paper presented at the Proceedings of the International Conference on Industrial Engineering and Operations Management, Washington DC, USA.

- Yıldızbaşı, A.; Öztürk, C.; Efendioğlu, D. & Bulkan, S., (2020). "Assessing the social sustainable supply chain indicators using an integrated fuzzy multi-criteria decision-making methods: a case study of Turkey". *Environment, Development and Sustainability,* DOI:10.1007/s10668-020-00774-2

Vol. 12, No. 46, Summer (2023)

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

Providing an Export Development Model in the Persian Gulf Petrochemical Industry with a Logistics System-Based Approach

Heidari, M.[1], Abbasian, E.[2], Ebrahimi, M.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25180.3365
Received: 2021.11.08; Accepted: 2022.01.16
Pp: 91-116

Abstract

Abstract: Recently, logistics system has increasingly been recognized as one of the main driving forces of economic growth. Petrochemical industry is considered one of the strategic industries and the developments of this industry can have a great impact on the global economy and the countries in this industry. The purpose of this study is to provide an export development model in the Persian Gulf petrochemical industry with a logistics system-based approach using Grounded theory based on Strauss and Corbin method to manage it. The statistical population consisted of 10 interviews with individual experts in the sections of Persian Gulf Petrochemical Business Management, as well as prominent academic professors and experts in this field were selected as participants in the study. The interviews were conducted using the targeted method. Data were collected through interview using the general guidance method in an unstructured manner. Two methods of reviewing the participants as well as reviewing the non-participating experts were used to obtain the validity of the data. The reliability of the model was evaluated using the kappa index. The value of Kappa index was calculated to be 0.63 and was at the level of valid agreement. Interviews and coding were examined using MAXQDA software. In this research, in the open coding section, 76 open codes out of 495 concepts; In the central coding section, 76 initial codes were identified in 10 categories including export market, international marketing, export potentials, export challenges, market competition, organizational factors, macro factors, export sales, export logistics, export product characteristics.

Keywords: Export, Logistics, Export Marketing, Supply Chain.
JEL Classification: F18, L91, M31.

1. PhD student of Business Policy Management, University of Tehran, Kish Campus, Kish, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: e.abbasian@ut.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.

Citations: Heidari, M.; Abbasian, E. & Ebrahimi, M., (2023). "Providing an Export Development Model in the Persian Gulf Petrochemical Industry with a Logistics System-Based Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(46): 91-116. doi: 10.22084/aes.2022.25180.3365
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4422.html?lang=en

1. Introduction

The increasing competition between companies at national and international levels has led to the growth of the logistics sector (Foon & Abosedra, 2019). While the quality of logistics infrastructure and distribution of facilities between countries, along with the number of logistics operators and their expertise, are important factors in increasing international competition and expanding market share, the literature has largely overlooked factors related to access to logistics services. The growth of global trade is strongly related to improvements in technology in the communications and transportation sectors. The installation of containers has facilitated transportation capacity and reduced delivery time, creating a modern transportation system (Berhofen et al., 2013; Bensassi et al. 2015). The logistics industry contributes significantly to a country's economy by creating job opportunities, generating more income, and facilitating the inflow of foreign investment. It plays an important role in improving the competitiveness of industries and companies, as all modern industries are more dependent on the logistics sector. The logistics industry is the only service industry included in the growth promotion plan. Therefore, it is necessary to get a good perspective for such a complex system (Kabaka, 2018).

Leading companies in developed countries have gained a significant share of the global market through accurately identifying markets and providing necessary contexts. However, Iranian petrochemical and commercial companies have limited international activities and a small market share. The petrochemical industry generates significant export revenue after the oil industry in Iran. Iran aims to pursue an oil-based economy with oil derivatives having higher added value. Strengthening this strategic industry is crucial due to its vast area and the attention of sanctions (Abdi et al., 2017).

Several studies are cited to support this argument. Merchant et al. (2016) found that international managers' views on logistics strategies can help develop their activities. Kabaka et al. (2018) showed that customs indicators, infrastructure, international shipments, quality and logistics competence, tracking, and timeliness affect export performance. Larina et al. (2019) suggested ways to increase Ukraine's export potential, including improving logistics infrastructure. Töngür et al. (2020) showed that logistics infrastructure affects the value of exports in Turkey. The study also emphasizes the importance of an interconnected network of infrastructure and logistics services for export markets, with commercial ports being a central component. Despite previous studies identifying effective variables and presenting solutions, a qualitative model based on export and logistics development has not been presented. This research aims to fill this gap by presenting a comprehensive model for the development of export strategies in the Persian Gulf Petrochemical Holding using the grounded approach. The data for this study was collected through interviews with academic experts and those working in the Persian Gulf Holding Petrochemical Industries.

2. Materials and Methods

This study presents a new model for export development in the Persian Gulf petrochemical industry with an approach based on the logistics system. The research is cross-sectional temporally, as interviews were conducted in 2020, and it is exploratory, as the study aims to present a new model and develop existing knowledge in the field. It is exploratory, qualitative, and uses grounded theory analysis. Data was collected through interviews, and the encoding process involved open, axial, and selective coding. The core category of the study is "export potentials." The text provides a detailed explanation of the data coding and theorizing process using MAXQDA software. The grounded theory method was chosen due to the lack of existing theories in the field, the interest in challenging existing theories, and the goal of expanding a new theory. The implementation of grounded theorizing involves collecting data through structured interviews and using open, axial, and selective coding to develop a new theory.

3. Data

The grounded theory is a systematic and qualitative method used to create a theory directly from data that has been collected and analyzed regularly. Through this method, data collection, analysis, and final theory are closely related to each other. The data interpretation plays a central role in the research process, and the grounded theory method is chosen when the researcher seeks to challenge existing theories or expand a new theory. The implementation of grounded theorizing involves two basic steps: collecting data and text coding and theorizing. The data encoding process consists of three levels: open coding, axial coding, and selective encoding. In open coding, the data is broken down into separate sections and examined for similarities and differences. The result of open coding is a set of conceptual categories created from data. In axial coding, internal connections are established between the basic categories that have been extended in open coding. The main category in this research is the development of exports in the Persian Gulf petrochemical industry, with an approach based on the logistics system.

4. Discussion

This study discusses a proposed paradigm model that aims to examine the impact of logistics performance on business, taking into account various multivariate factors that affect logistics performance. Among the most important factors that affect international competition are geographical factors and transportation infrastructure. The development of global transport infrastructure has played a crucial role in connecting countries with the global economy, as lower transport costs have facilitated and increased international trade activities. Transportation infrastructure is essential in supporting economic activities by providing the necessary infrastructure for the movement of products and people. This infrastructure improvement can increase the global

production share and enhance global competitiveness. Logistics, as a tactical source of competitive advantage, can contribute to economic growth by enabling better mobility.

5. Conclusion

Export is a crucial initial step for organizations to expand their international activities and enter global markets. Due to the economic and political situation of the country and the sanctions against Iran in the field of oil and international trade, the need to expand non-oil exports has become a serious necessity. Developing exports can lead to the continuation of production, new investments, and the maintenance of existing employment, thus contributing to economic development. Iran has many industries capable of entering global markets and achieving a competitive advantage through appropriate global planning. Sustainable exports are essential for any country that wants to be independent and compete with domestic products in the international arena. Efficient logistics is a key driver of international trade and overall economic development, while external logistics constraints can hinder exports. Studies show that efficient infrastructure and business procurement are positively related to export performance. However, low logistics performance can increase logistics and delivery costs, particularly in low and middle-income countries. Underdeveloped transport infrastructure may also hinder cross-border trade cooperation between neighboring countries.

This study aimed to develop a model for export development in the Persian Gulf petrochemical industry using a logistics system-based approach. Experts were consulted to identify variables, resulting in 76 open codes and 76 initial codes out of 495 concepts in 10 categories, including export market, international marketing, export potentials, export challenges, market competition, organizational factors, macro factors, export sales, export logistics, and export product characteristics.

The proposed model for improving the Persian Gulf petrochemical industry's export potential emphasizes the importance of focusing on logistics and ensuring export products meet international quality standards. Managers should use appropriate international and export marketing strategies, identify and remove export challenges, and pay attention to macro factors to increase sales and improve company performance.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲

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

ارائه الگوی توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک

مهدی حیدری[۱]، عزت‌اله عباسیان[۲]، محسن ابراهیمی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25180.3365
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۱۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۵
صص: ۱۱۶-۹۱

چکیده

اخیراً، سیستم لجستیک به‌طور فزاینده‌ای به‌عنوان یکی از نیروهای محرکه اصلی رشد اقتصادی شناخته شده است. صنعت پتروشیمی یکی از صنایع استراتژیک محسوب میگردد و تحولات این صنعت می‌تواند بر اقتصاد جهانی و کشورهای مطرح در این صنعت تأثیرات زیادی داشته باشد. هدف این پژوهش ارائه الگوی توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک با استفاده از تئوری داده بنیاد براساس روش استراوس و کوربین جهت مدیریت آن است. جامعهٔ آماری شامل ۱۰ مصاحبه با افراد متخصص و صاحب‌نظر در قسمت‌های مدیریت بازرگانی پتروشیمی خلیج‌فارس و همین‌طور اساتید برجستهٔ دانشگاهی و صاحب‌نظر در این زمینه به‌عنوان مشارکت‌کنندگان در پژوهش انتخاب شدند که مصاحبه‌ها با استفاده از روش هدفمند تا رسیدن به اشباع نظری انجام شدند. داده‌ها به طریق مصاحبه و با روش هدایت کلیات و به‌صورت ساختار نیافته گردآوری شدند. برای به‌دست آوردن اعتبار و روایی داده‌ها از دو روش بازبینی مشارکت‌کنندگان و همچنین مرور خبرگان غیرشرکت‌کننده در پژوهش استفاده شد. پایایی مدل با استفاده از شاخص کاپا مورد بررسی قرار گرفت. مقدار شاخص کاپا برابر با ۰/۶۳ محاسبه و در سطح توافق معتبر قرار گرفت. با استفاده از نرم‌افزار Maxqda به بررسی مصاحبه‌ها و کدگذاری پرداخته شد. در این پژوهش در بخش کدگذاری باز تعداد ۷۶ کد باز ازمیان ۴۹۵ مفهوم؛ در بخش کدگذاری محوری، ۷۶ کد اولیه در قالب ۱۰ مقوله: شامل بازار صادارتی، بازاریابی بین‌المللی، پتانسیل‌های صادراتی، چالش‌های صادراتی، رقابت در بازار، عوامل‌سازمانی، عوامل‌کلان، فروش‌صادراتی، لجستیک صادراتی، ویژگی محصول صادراتی شناسایی گردید.

کلیدواژگان: صادرات، لجستیک، بازاریابی صادراتی.
طبقه‌بندی JEL: F18, L91, M31.

۱. دانشجوی دکتری مدیریت سیاست‌گذاری بازرگانی، دانشگاه تهران، پردیس کیش، کیش، ایران.
Email: heidari93@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: e.abbasian@ut.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.
Email: ebrahimi@khu.ac.ir

ارجاع به مقاله: حیدری، مهدی؛ عباسیان، عزت اله؛ و ابراهیمی، محسن، (۱۴۰۲). «ارائه الگوی توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۶): ۹۱-۱۱۶. (doi: 10.22084/aes.2022.25180.3365).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4422.html

۱. مقدمه

دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰م. شاهد افزایش قابل‌توجه تجارت، همراه با موج بی‌سابقه‌ای از آزادسازی تجاری با کشورها و توسعهٔ تجاری نسبت به تولید ناخالص داخلی همراه بوده است که صادرات به‌عنوان موتور رشد برای اقتصاد مطرح گردید. صادرات به‌عنوان رایج‌ترین راه ورود به بازارهای خارجی و همچنین یک فعالیت تجاری مهم برای سلامت اقتصادی کشورها محسوب می‌شود؛ چرا که به‌طور قابل‌توجهی به اشتغال، تراز تجاری، رشد اقتصادی و استاندارد بالای زندگی کمک می‌کند (کویایه و همکاران[1]، ۲۰۱۷). جنبه‌های متعددی از فعالیت‌های اقتصادی، مانند صادرات، زیرساخت‌های عمومی، سرمایه‌گذاری در حمل‌ونقل و ارتباطات از راه دور، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[2] (FDI)، سرمایهٔ انسانی، تجارت، توسعهٔ مالی، نزدیکی به بازارهای بزرگ‌تر، عوامل نهادی و هزینه‌های مکانی به‌عنوان عوامل تعیین‌کنندهٔ احتمالی رشد اقتصادی مطرح شده‌اند. در طی ۴۰ سال گذشته، حمل‌ونقل و ارتباطات به‌عنوان بخش‌های مهم در بهبود فضای سرمایه‌گذاری در یک کشور شناخته شده‌اند. پیشرفت‌ها در فن‌آوری‌های اطلاعات و ارتباطات (ICT)، پیشرفت‌ها در روش‌های حمل‌ونقل، و پیشرفت‌های تکنولوژیکی یک کشور خاص منجر به جذب FDI در آن کشور با افزایش نرخ بازده مورد انتظار به‌دلیل کاهش هزینهٔ کل سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذاران خارجی شده است. بخشی از این تغییر نیز مربوط به حذف موانع فیزیکی در تجارت توسط سازمان‌های تجارت بین‌المللی جهانی بود که منجر به افزایش تجارت بین‌المللی شد. پیشرفت‌های حمل‌ونقل، پیشرفت‌های تکنولوژیکی و بهبود سریع فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات منجر به جهانی‌شدن سریع‌تر اقتصاد جهانی شده است. این افزایش تجارت منجر به حرکت سریع اطلاعات و خدمات بین کشورهایی است که درک مناسبی از بخش لجستیک داشته و پایه‌های توسعه‌ی لجستیک را بنا کرده‌اند. علاوه‌بر این، افزایش رقابت میان شرکت‌ها در سطح ملی و از همه مهم‌تر در سطح بین‌المللی منجر به رشد بیشتر بخش لجستیک شده است (فون و آبوسدرا[3]، ۲۰۱۹). کیفیت زیرساخت لجستیک، توزیع امکانات بین کشورها، همراه با تعداد اپراتورهای لجستیک و تخصص آن‌ها به‌عنوان ابزاری برای افزایش رقابت بین‌المللی و گسترش سهم بازار شرکت‌ها، از اهمیت فزاینده‌ای برخوردار است. در این‌زمینه، «جکس» و «پنداکور»[4] (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که شایع‌ترین درک موجود این است که رشد تجارت جهانی به‌شدت با بهبود فن‌آوری در بخش‌های ارتباطات و حمل‌ونقل در ارتباط است. اخیراً، یافته‌های «برهوفن» و همکاران[5] (۲۰۱۳) از نتایج حاصل از برآورد مدل در دورهٔ زمانی ۱۹۶۲–۱۹۹۰م. بخش عمدهٔ صادرات نفت ایران به کشورهای عضو اتحادیهٔ اروپا، نشان‌دادند که نصب کانتینرها نه‌تنها عملیات و جابه‌جایی ازطریق بنادر، بلکه کل صنعت حمل‌ونقل را تحت‌تأثیر قرار داده است و همچنین با ایجاد سیستم حمل‌ونقل مدرن، سبب تسهیل ظرفیت حمل‌ونقل و کاهش زمان تحویل ازطریق جابه‌جایی محموله‌های بین کشتی‌ها، قطارها و کامیون‌ها ایجاد شده‌است (بنساسی و همکاران[6]، ۲۰۱۵). صنعت لجستیک با ایجاد فرصت‌های شغلی، ایجاد درآمد بیشتر، و تسهیل ورود سرمایه‌گذاری خارجی، کمک‌های مهمی به اقتصاد یک کشور می‌کند. درمیان بسیاری از کاتالیست‌های رشد،

---

1. Quaye et al.
2. Foreign direct investment
3. Foon & Abosedra
4. Jacks and Pendakur
5. Bernhofen et al.
6. Bensassi et al.

صادرات یکی از محرک‌های رشد اقتصادی است که به‌عنوان فرضیهٔ رشد مبتنی‌بر صادرات[1] (ELG) شناخته شده است. لجستیک بیشترین دلالت را بر حمل‌ونقل دارد؛ زیرا مدیریت انبار، مدیریت موجودی، کنترل مواد و... را دربر می‌گیرد. با توجه به این نقش، لجستیک می‌تواند جزء مهمی در افزایش رابطهٔ صادرات –رشد باشد که بهبود زنجیرهٔ تأمین مواد اولیه و کالاهای تمام‌شده و درنهایت بهره‌وری و بازده را افزایش می‌دهد(فون و آبوسدرا، ۲۰۱۹).

صادرات محصولات پتروشیمی در کشورهای صاحب این صنعت، از نقش کلیدی در توسعه و رونق بنگاه‌ها، صنایع و اقتصاد آن‌ها برخوردار بوده و تلاش برای به‌دست آوردن بازارهای جهانی این محصولات با رقابت فشرده‌ای مواجه است. شرکت‌های پیشرو درکشورهای پیشرفته با شناخت دقیق بازارها و فراهم‌آوری بسترهای لازم توانسته‌اند سهم قابل‌ملاحظه‌ای از این بازارها را از آن خود کنند؛ درحالی‌که شرکت‌های پتروشیمی و تجاری ایران با وجود فعالیت‌هایی در داخل کشور، فعالیت‌های بین‌المللی محدود و سهم ناچیزی در بازارهای جهان دارند. براساس آمار صادراتی در پنج‌سال گذشتهٔ کشور، صنعت پتروشیمی پس از صنعت نفت مهم‌ترین درآمد صادراتی کشور را تأمین می‌کند و کشور ایران که درحال‌حاضر اقتصادی متکی به نفت را داراست، برهمین‌اساس اقتصادی متکی به مشتقات نفتی را نیز دنبال می‌نماید که البته مشتقات نفتی در درجهٔ بعدی خام‌فروشی است و از خام‌فروشی صرف نفت بهتر بوده و دارای ارزش‌افزودهٔ بالاتری می‌باشد، اما مقاوم‌سازی این صنعت استراتژیک به علت وسعت این صنعت و توجه تحریم‌ها بر روی آن از اهمیت بالایی برخوردار است (عبدی و همکاران، ۱۳۹۶). در این‌راستا، توجه به زنجیرهٔ ارزشی که شامل ارتباط و تعامل صنایع جانبی، پسین و پیشین پتروشیمی می‌باشد، ضروری به‌نظر می‌رسد. شرکت صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس یک شرکت هلدینگ ایرانی است، که در زمینهٔ سرمایه‌گذاری و مدیریت بر مجتمع‌های پتروشیمی و کارخانجات شیمیایی، همچنین تولید مواد شیمیایی و محصولات پتروشیمی فعالیت می‌کند. بدین‌منظور در این پژوهش به ارائه الگوی توسعهٔ صادرات پرداخته می‌شود. در ادامهٔ مقاله به ارائه یک نمای کلی از ادبیات پژوهش پرداخته می‌شود و در بخش بعدی، به طرح پژوهش و جمع‌آوری اطلاعات و پس از تفسیر یافته‌های پژوهش، به نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۱. صادرات

صادرات توسط دولت‌ها در سراسر جهان به‌عنوان یک استراتژی جهانی شدن می‌باشد (گیرفیث و زینکوتا[2]، ۲۰۱۲). صادرات به‌طور مثبتی بر سطح اشتغال، درآمد ارزی، توسعهٔ صنعتی و رفاه ملی مؤثر است. درحالی‌که بهبود عملکرد شرکت‌ها–سودآوری، حجم فروش و افزایش سهم بازار را به همراه دارد. با گسترش جهانی شدن و یکپارچه‌سازی اقتصادی میان کشورها، صادرات و استراتژی‌های بین‌المللی شرکت‌ها، مهم می‌باشد (مهمت و همکاران[3]، ۲۰۱۰). تحقیقات مختلفی در زمینهٔ عوامل مؤثر بر عملکرد صادراتی صورت گرفته است. در هرکدام از این تحقیقات، متغیرهایی مدنظر بوده‌اند که بنا به‌نظر محقق، به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم بر عملکرد صادراتی مؤثر بوده‌اند. تعداد

[1]. Export-led growth
[2] . Griffith &Czinkota
[3] . Mehmet et al.

متغیرهای بررسی شده تاحدودی گسترده بوده‌اند. این گستردگی به‌حدی بوده که حتی موجب ایجاد نتیجه‌گیری‌ها، ابهامات و یافته‌هایی متناقض نیز گردیده است (سودارویچ و همکاران[۱]، ۲۰۱۵).

به‌منظور ایجاد انگیزه در شرکت‌ها به جهت ورود موفقیت‌آمیز، پایدار و اثربخش به بازارهای خارجی درک موانع ورود به بازارهای خارجی ضروری به‌نظر می‌رسد (کبیری و مکشاپاتی[۲]، ۲۰۱۲). گرایش به عدم صادرات را می‌توان به موانع صادراتی نسبت داد (حسنقلی‌پور و همکاران، ۱۳۸۹) و موانع صادراتی در مراحل مختلف بین‌المللی شدن متفاوت است (اونر و همکاران[۳]، ۲۰۱۳). موانع صادراتی به دو نوع تقسیم می‌شود؛ اول، مشکلاتی که شرکت‌ها را از درگیرشدن در فعالیت‌های صادراتی دل‌سرد می‌کند. دوم، مشکلات تجربه شده توسط شرکت‌هایی که درحال‌حاضر فعالیت‌های صادراتی خود را آغازکرده‌اند (پینیو و مارتینز[۴]، ۲۰۱۰).

۲-۲. لجستیک و صادرات

به گفتهٔ «روتنر» و همکاران[۵] (۲۰۱۲)، درحالی‌که مطالعهٔ تأثیر لجستیک بر تجارت از اهمیت زیادی در زمینهٔ تجارت برخوردار است، شواهد تاریخی نشان می‌دهد که کارهای اولیه مربوط به تدارکات و کاربرد گستردهٔ آن در ارتش (این روش برای پیاده‌سازی استراتژی و تاکتیک‌ها استفاده می‌شود) و به‌دنبال جنگ جهانی دوم، تدارکات در دو زمینهٔ وسیع تجاری و نظامی (کنت و فیلنت[۶]، ۱۹۹۷) با تأکید فزاینده بر لجستیک غیرنظامی یا لجستیک تجاری، مشخص شده است. لجستیک در زمینهٔ فعالیت‌های تجاری و به‌ویژه لجستیک تجاری شامل طیف وسیعی از خدمات و فرآیندهایی است که در انتقال ایمن و مطمئن کالا از یک کشور به کشور دیگر نقش دارد (کورینک و سوردین[۷]، ۲۰۱۱).

زیرساخت ضعیف لجستیک در کشورهای درحال توسعه باعث افزایش هزینه‌ها و زمان مورد نیاز تجارت می‌شود که این امر مانع حرکت کارآمد محصولات در شبکه‌های تولید جهانی می‌شود (گانی[۸]، ۲۰۱۷). لجستیک مدرن تا حد زیادی تحت تأثیر فرآیندهای جهانی‌سازی و بین‌المللی شدن است. در فرآیند جهانی‌شدن اقتصاد که به سرعت درحال توسعه است، مسائل مربوط به مدیریت حمل‌ونقل از اهمیت بالایی برخوردار است. توسعهٔ یکپارچه‌سازی اقتصاد جهانی و جهانی‌شدن تجارت هر دو به ایجاد سیستم‌های لجستیکی بین‌المللی و زنجیره‌های عرضهٔ جهانی در بازار بین‌المللی کمک می‌کند. در مرحلهٔ فعلی توسعه جهانی، بازار بین‌المللی سیستمی از کالاها و خدمات تبادل کالا بین کشورها ازطریق عملیات صادرات و واردات است؛ مانند هر سیستم بازار، در مقیاس جهانی، رقابت بین شرکت‌کنندگان در بازار یا در این حالت کشورها وجود دارد (بیسنبایف و دوس[۹]، ۲۰۲۰).

سیاست‌گذاران فهمیده‌اند که کشورهایی که قادر به تولید محصولات با کیفیت بالاتر و با قیمت پایین‌تر هستند و یا قادر به حمل‌ونقل مناسب و ارزان برای کالاها هستند، بدون‌شک یک مزیت رقابتی در بازار بین‌المللی خواهند

---

1. Sudarevic et al.
2. Kabiri & Mokshapathy
3. Öner et al.
4. Pinho & Martins
5. Rutner, Aviles and Cox
6. Kent & Flint
7. Korinek & Sourdin
8. Gani
9. Beysenbaev & Dus

داشت. کشورهایی که هزینهٔ لجستیکی بالایی دارند به‌شدت فاقد رقابت بین‌المللی هستند. به‌منظور ایجاد یک مزیت رقابتی لجستیک، دولت‌ها باید سیستم لجستیک موجود در سطح کشور را ارزیابی کرده و شناسایی کنند که زیرسیستم‌ها نیاز به بهینه‌سازی، توسعه، ایجاد یا حذف کامل از طریق سیاست‌ها و ابتکارات مناسب دارند (خرا و همکاران[۱]، ۲۰۱۷). اگرچه وظایف لجستیک عمدتاً توسط ارائه‌دهندگان خدمات خصوصی برای تجار و صاحبان کالا انجام می‌شود، اگر بهبودهای مبتنی‌بر کشور محقق شود، شرکت‌هایی با دسترسی به قابلیت‌های لجستیک با کیفیت بالا و مقرون به صرفه می‌توانند بهتر عمل کنند؛ به‌عنوان مثال، جاده‌های با کیفیت بالا و ترخیص گمرکی مشخص، زمان تحویل و واریانس آن را کاهش خواهد داد (کاباک[۲]، ۲۰۱۸).

مطالعاتی که امروزه بخش لجستیک را مورد بررسی قرار می‌دهند، تعریف گسترده‌تری از لجستیک را نشان می‌دهند که شامل طیف وسیعی از خدمات می‌شود: حمل‌ونقل، ICT، ذخیره‌سازی، مدیریت موجودی، ترخیص گمرک، بیمه، بسته‌بندی، و روابط و خدمات مشتری. تحولات در همهٔ این عوامل لجستیک ارتباطات بین کشورها در تجارت را افزایش داده، که احتمالاً رقابت در کشورها و بین کشورها را افزایش داده است، و باعث شده است که لجستیک، به صنعتی پیشرو با ارتباط قوی با رشد اقتصادی و مبادلات تجاری کشورها همراه باشد. در این‌راستا «مهمند» و همکاران [۳] (۲۰۱۷)، «ماپارو» و «مازومدر»[۴] (۲۰۱۷)، «بانرجی» و همکاران[۵] (۲۰۱۲)، «فرنالد»[۶] (۱۹۹۹) و «اسچاور»[۷] (۱۹۸۹) گزارش‌دادند که سرمایه‌گذاری‌های زیرساخت حمل‌ونقل تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

درمیان زیرساخت‌های لازم برای تسهیل تجارت، کارایی بنادر توجه ویژه‌ای را در مطالعات «سانچز» و همکاران[۸] (۲۰۰۳) و «کلارک» و همکاران [۹] (۲۰۰۴) به خود اختصاص داده است. این نویسندگان نشان می‌دهند که کارآیی بندر با بخش بزرگی از معاملات مربوط به تجارت بین‌المللی مرتبط است. کلارک و همکاران (۲۰۰۴) نشان‌دادند که بنادر ازطریق هزینه‌های حمل‌ونقل تأثیر قابل‌توجهی بر تجارت بین‌الملل دارد. «کوکا-کاستانو» و همکاران [۱۰] (۲۰۰۵) در بررسی تأثیر عملکرد لجستیک بر جریان‌های تجاری بین‌المللی با تحلیل جداگانهٔ شاخص‌های تدارکات سخت‌افزاری و نرم‌افزاری نشان‌دادند که بهبود در شاخص‌های لجستیک سخت‌افزار و نرم‌افزار تجارت بین‌المللی را تقویت می‌کند. «میکوکو» و «سربریسکی»[۱۱] (۲۰۰۴) و «ویلسون» و همکاران [۱۲](۲۰۰۵) در بررسی واردات هوایی آمریکا و چگونگی تأثیر بهره‌وری هوایی و دریایی بر تجارت بین‌الملل، در هر دو مطالعه مورد تأیید قرار گرفت. همچنین نشان‌دادند که کارایی بیشتر فرودگاه در کشورهای صادرکننده و واردکنندهٔ تجارت

---

1 . Khera et al.
2 . Kabaka
3. Mohmand, Wang, and Saeed
4. Maparu and Mazumder
5. Banerjee et al.
6. Fernald
7. Aschauer
8. Sanchez et al.
9. Clark et al.
10. Coca-Castaño et al.
11. Micco and Serebrisky
12. Wilson et al.

بین‌المللی را افزایش می‌دهد. «مارکز–راموس» و همکاران[1] (۲۰۱۱) در عوامل تعیین‌کنندهٔ هزینه‌های حمل‌ونقل دریایی و تأثیر آن‌ها بر تجارت بین‌المللی برای صادرات اسپانیا، نشان‌دادند که ساختار مسیر دریایی، تأمین زیرساخت بندر در کشور مبدأ، تأمین زیرساخت بندر در کشور مقصد، ساختار ماشین‌آلات و ساختار خدمات به‌طور قابل‌توجهی بر جریان‌های تجاری تأثیر می‌گذارند (بنساسی و همکاران، ۲۰۱۵). درواقع، لجستیک و صادرات یک مسأله بسیار پیچیده است که ذینفعان مختلفی دارد که با اهداف دولتی، نهادی و اهداف اجتماعی–اقتصادی و همچنین اهداف تکنولوژیکی تعامل دارد. بنابراین، به‌دست آوردن دیدگاه مناسبی برای چنین سیستم پیچیده‌ای ضرورت دارد (کاباک، ۲۰۱۸).

«مرچنت و همکاران» (۲۰۱۶) در بررسی شکل‌دادن استراتژی لجستیک بین‌المللی در روند بین‌المللی شدن نشان‌دادند دیدگاه مدیران بین‌المللی درمورد استراتژی‌های لجستیکی می‌تواند به توسعهٔ فعالیت‌های آن‌ها کمک نماید. «فون» و «ابوصدرا» (۲۰۱۹) در بررسی عملکرد، صادرات و رشد لجستیک شواهدی از اقتصادهای آسیایی نشان‌دادند عملکرد بخش لجستیک به‌عنوان عامل مهمی برای تجارت بین‌الملل بوده است؛ بنابراین، رشد اقتصادی در آسیا مشروط به سطح عملکرد لجستیک در کشورهایی است که مورد بررسی بوده است. «تانگر» و همکاران[2] (۲۰۲۰) در بررسی عملکرد لجستیک و تنوع صادرات در ترکیه در طی دورهٔ ۲۰۰۷–۲۰۱۷م. نشان‌دادند زیرساخت‌های لجستیک بر ارزش صادرات تأثیر می‌گذارد و تأثیر بیشتری بر حاشیهٔ سود شرکت‌ها دارد. صادرکنندگان ترکیه نسبت به سایر شرکای تجاری خود نسبت به تغییرات شرایط تدارکات بازار محلی حساس هستند.

با توجه به مرور ادبیات و پیشینهٔ پژوهش می‌توان مشاهده کرد مطالعات کمّی و کیفی در زمینه‌های مرتبط با توسعهٔ صادرات و لجستیک اجرا شده است. متغیرهای تأثیرگذار و تأثیرپذیری شناسایی و راهکارهایی ارائه گردیده است. اما در این بین الگوی کیفی پارادیمی که مبتنی‌بر توسعهٔ صادارت و لجستیک باشد، ارائه نشده است. نتایج این تحقیق می‌تواند در برگیرندهٔ مطالعات کیفی و کمّی گذشته و همچنین ابعاد جدیدی باشد؛ همچنین در مطالعات قبلی با استفاده از چندمعیار و براساس دیدگاه گروه‌های مشخصی از ذینفعان، مورد بررسی قرار داده شده است. در این تحقیق سعی می‌شود با استفاده از رویکرد داده بنیاد، به ارائه مدلی جامع پرداخته شود که می‌تواند مدل بومی مناسبی برای توسعهٔ استراتژی‌های صادراتی در هلدینگ پتروشیمی خلیج‌فارس باشد. مدیران سایر شرکت‌ها با فعالیت‌های مشابه نیز می‌توانند از این مدل برای توسعهٔ استراتژی‌های صادارتی خود استفاده نمایند. در این تحقیق جهت یافتن مؤلفه‌های الگوی توسعهٔ صادرات با رویکرد کیفی به انجام مصاحبه و جمع‌آوری نظر خبرگان دانشگاهی و همین‌طور شاغل در صنایع پتروشیمی هلدینگ خلیج‌فارس پرداخته شده است.

۳. روش

حوزهٔ این پژوهش در ارائه الگوی توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک است و از منظر بُعد زمانی، مقطعی است؛ زیرا مصاحبه‌ها در سال ۱۳۹۹ انجام شده‌اند. از منظر هدف،

---

[1]. Márquez-Ramos et al.
[2]. Töngür

به‌دلایل پیش‌رو از نوع اکتشافی است: ۱-پژوهشی با موضوع تدوین الگوی توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک، با این روش پژوهشی (نظریه‌پردازی داده بنیاد) در کشور انجام نشده است؛ ۲- نتایج این پژوهش به ارائه یک مدل منتج می‌شود؛ ۳- یافته‌های این پژوهش دانش موجود را در زمینهٔ توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک توسعه می‌دهد. این پژوهش، ازمنظر فرآیند اجرا (نوع داده‌ها)، از نوع کیفی اســت؛ زیرا در این روش پژوهش، بخش اول (داده‌ها)، از منابع مختلفی مانند مصـاحبه، مطالعه کتابخانه‌ای و مشـارکت گردآوری می‌شـود که در این پژوهش نیز داده‌ها با مصـاحبه جمع آوری شـده‌اند. همچنین در روش پژوهش کیفی، بخش دوم شـامل روش‌های تحلیلی و تفسـیری اسـت که برای رسـیدن به یافته‌ها یا نظریه‌ها به‌کار می‌رود. این روش‌ها شـامل شـیوه‌های مفهوم‌پردازی از داده‌ها است که به «کدگذاری»[1] موسوم است. در این پژوهش نیز از روش‌های کدگذاری باز، محوری و انتخابی استفاده شده است. بخش سوم روش پژوهش کیفی، عبارت است از گزارش‌های نوشته شده یا ترسیم نمودارها و شکل‌ها یا ارائه شفاهی که در این پژوهش از روش نموداری استفاده شده است. همچنین این پژوهش از منظر منطق اجرا (یا نوع اسـتدلال) از نوع اسـتقرایی اسـت؛ زیرا در این پژوهش مصـاحبه‌شـوندگان با توجه به تجربه‌های خود دربارهٔ نتایج پدیده‌ها توضیحات خود را ارائه می‌کنند. منظور از استقرایی بودن، نظریهٔ داده‌بنیاد این است که در این روش به آزمون فرضـیه پرداخته نمی‌شـود، بلکه نظریهٔ تدوین شـده در نتیجهٔ گردآوری و تحلیل هم‌زمان داده‌ها روییده و زاییده می‌شـود (گولدینگ[2]، ۲۰۱۲، و نوری و مهرمحمدی، ۱۳۹۰). همان‌گونه که اشـاره شـد این پژوهش از نوع پژوهش‌های کیفی اسـت و برای انجام آن از تحلیل داده بنیاد اسـتفاده شـده اسـت. این روش به پژوهشـگر این امکان را می‌دهد در مواردی که امکان تدوین فرضـیه وجود ندارد و یا انسـجام نظری در رابطه با موضـوع مورد بررسـی نیسـت، به‌جای اسـتفاده از نظریه‌های از پیش تعریف شـده، نظریهٔ جدیدی تدوین کند. نظریهٔ جدید، نه برمبنای نظر شخصی پژوهشگر، که درواقع براساس داده‌های گردآوری شده از محیط واقعی و در شرایط واقعی تدوین می‌شود. بدین‌منظور با اتکا به‌روش نظریهٔ زمینه‌ای و رویکرد (نوخاسته) یا ظاهر شونده؛ «گلیزر» (۱۹۹۲)، در گام اول تلاش شد از طریق مصاحبه با اساتید صاحب‌نظر و برجستهٔ دانشگاهی و متخصصان و خبرگان صنایع پتروشـیمی خلیج‌فارس، مباحث مربوط به توسـعهٔ صـادرات با رویکرد مبتنی‌بر سـیسـتم لجسـتیک مشـخص و دسته‌بندی شوند. برای این‌منظور از روش نمونه‌گیری نظری (روش هدفمند) استفاده گردید و عمل نمونه‌گیری و انجام مصـاحبه نیز تا زمانی‌که مفاهیم و مقوله‌ها به اشـباع رسـیده باشـند، ادامه یافت. از این‌رو با توجه به اهمیت موضوع، نیاز بود تا از خبرگانی مصاحبه شـــود که ضمن برخورداری از تخصص‌های چندگانه، آشنایی کامل با مبانی نظری توسعهٔ صادرات و سیستم لجستیک را داشته و خود صاحب‌نظر در حوزهٔ صادرات باشند؛ از این‌رو در پژوهش حاضر افرادی که قبلاً یا درحال‌حاضر، ضمن تجربه در کار خود، در سایر حوزه‌ها نیـــز تخصص داشته و شاغل بودند (مانند اساتید دانشگاه که در حوزهٔ صادرات فعالیت داشته یا دارند)، جزء جامعهٔ آماری قرار گرفتند. که شامل: اعضای هیأت علمی دانشگاه و اعضای شاغل در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس می‌باشند. برخی افـــراد نمونـهٔ حـوزهٔ خود تصمیم‌گیرنده و به‌نام بودند که ابتدا مصاحبه از آن‌ها شروع شد؛ سپس با پـیش رفـتن پژوهش

---

[1]. Coding
[2] . Goulding

و گردآوری و تحلیل داده‌ها، برای شناخت بهتر مفاهیم و مقوله‌ها با سایر افراد خبره در حوزهٔ توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس مصاحبه صورت گرفت؛ بدین‌ترتیب در سال ۱۳۹۹ با ۱۰نفر صاحب‌نظر مطابق (جدول ۱) مصاحبه به‌عمل آمد.

در عمل، پس از انجام هر مصاحبه، متن مصاحبه به‌صورت دقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته تا مفاهیم از هرجمله بیان شده، استنباط و استخراج شود. پس از آن، مصاحبه بعدی انجام می‌گرفت؛ بدین‌ترتیب تا زمانی این عمل پیش‌رفت که پژوهش به مرحلهٔ اشباع نظری دست‌یافت. اشباع نظری بدان‌معناست که مصاحبه‌های اخیر هیچ‌گونه داده‌های نو در پی نداشته و سراسر تکرار داده‌های پیشین است (استراوس و کوربین[1]، ۱۹۹۸)؛ لذا از مصاحبهٔ ششم به بعد دادهٔ جدیدی در مصاحبه‌های به‌عمل آمده وجود نداشت و در مصاحبهٔ دهم از اشباع نظری اطمینان معقول حاصل گردید. شایان ذکر است که بیشتر مصاحبه‌شونده‌ها در حوزهٔ کاری خود بیش از ۱۵سال سابقهٔ کار حرفه‌ای داشتند و افراد دانش‌آموختهٔ دکتری یا درحال تحصیل در مقطع دکتری بوده‌اند. متوسط زمان هر مصاحبه با هریک از افراد جامعهٔ آماری حدوداً ۷۰ دقیقه بوده است.

جدول ۱: ویژگی‌های مشارکت‌کنندگان

Tab. 1 Characteristics of participants

معیار اصلی	جنسیت	رشتهٔ تخصصی	مدرک تحصیلی		تجربهٔ کاری		سمت/ موقعیت شغلی	
معیار فرعی	مرد	مدیریت بازرگانی	دانشجوی دکترا	دکتری	بالای ۱۵ سال	کمتر از ۱۵ سال	هیات علمی	مدیر موسسه/ سازمان
تعداد	۱۰	۱۰	۵	۵	۷	۳	۵	۵

گام دوم، فرآیند کدگذاری داده‌ها براساس سه سطح کدگذاری باز، کدگذاری محوری و کدگذاری انتخابی است. طی کدگذاری باز، داده‌ها به بخش‌های مجزا خرد می‌شوند و برای به‌دست آوردن مشابهت‌ها و تفاوت‌هایشان بررسی می‌شوند؛ سپس این«مفاهیم» براساس مشابهت‌هایشان طبقه‌بندی می‌شوند که به این‌کار «مقوله‌پردازی» گفته می‌شود و «مقوله» مفهومی است که از سایر مفاهیم انتزاعی‌تر است و بنای نظریه از آن‌ها تشکیل می‌شود. به‌طور خلاصه، نتیجهٔ کدگذاری باز مجموعه‌ای از مقوله‌های مفهومی ایجاد شده از داده‌هاست. در کدگذاری محوری بین مقوله‌های اساسی که درکدگذاری باز گسترش یافته‌اند، در سطح ویژگی‌ها و ابعاد، ارتباطات درونی برقرار می‌شود. در پایان این مرحله، مقوله‌ها بر حسب شرایط به شرایط علّی[2]، شرایط مداخله‌گر[3]، شرایط زمینه‌ای[4]، راهبردها[5] و پیامدها[6] تقسیم می‌شوند. در کدگذاری انتخابی، نظریه‌پرداز داده بنیاد، براساس الگوی ایجادشده با برقراری ارتباط بین مقولهٔ محوری با سایر مقوله‌ها به نگارش نظریه می‌پردازد (عبدی و همکاران، ۱۳۹۸). مقولهٔ

---

1 . Strauss & Corbin
2. Causal Conditions
3. Intervening Conditions
4. Contextual Conditions
5. Strategies
6. Consequences

اصلی[1] در این پژوهش «پتانسیل‌های صادراتی» است. «استراوس» و «کوربین» (۱۹۹۸) دو روش را برای بیان مدل و نتیجهٔ پژوهش بیان می‌کنند؛ روش نمودار و روش خط سیر داستان[2] (دانایی‌فرد، ۱۳۹۴). ساده و موجزترین روش‌ها، روش نمودار است که در این پژوهش نیز از این روش استفاده شده است. نظریهٔ داده بنیاد، روش نظام‌مند و کیفی برای خلق نظریه‌ای است که در سطح گسترده به تبیین برآیند، کنش یا کنش متقابل موضوعی با هویت مشخص برمی‌گردد. به گفتهٔ استراوس و کوربین، نظریهٔ داده بنیاد، نظریه‌ای است که مستقیماً از داده‌هایی استخراج شده است که در جریان پژوهش به‌صورت منظم گرد آمده و تحلیل شده‌اند. در این روش، گردآوری داده‌ها، تحلیل و نظریهٔ نهایی با یک‌دیگر در ارتباط تنگاتنگ‌اند؛ اگرچه هر یک از رویدادهای مختلف پژوهشی برای تفسیر داده‌ها اهمیت متفاوتی قائل‌اند، تفسیر داده‌ها در قلب پژوهش‌های کیفی جای دارد. در روش داده بنیاد نیز تفسیر داده‌ها، نقش اصلی و محوری در فرآیند پژوهش دارد (لو و همکاران[3]، ۲۰۱۶).

مهم‌ترین دلایل انتخاب این روش به شرح زیر است:

- زمانی‌که دربارهٔ حوزهٔ مورد مطالعه تقریباً نمونه‌های شناخته‌شدهٔ کمی وجود داشته باشد؛
- زمانی‌که پژوهشگر فهم ادراکات و تجارب افراد شرکت‌کننده در نمونهٔ خاصی را داشته باشد؛
- زمانی‌که پژوهشگران علاقه داشته باشند نظریه‌های موجود را به چالش بکشند؛
- زمانی‌که هیچ نظریهٔ زمینه‌ای برای توضیح تناسب ساختارهای روان‌شناختی خاص با رفتارهای بررسی‌شده وجود نداشته باشد؛
- زمانی‌که هدف پژوهشگر گسترش یک نظریهٔ جدید باشد.
- اجرای نظریه‌پردازی داده بنیاد به‌طورکلی در دو گام اساسی به‌شرح زیر انجام می‌شود:

گام اول، گردآوری داده‌ها: داده‌های اولیهٔ این پژوهش از منبع مصاحبهٔ ساختارنیافته با خبرگان و با رویکردی اکتشافی با استفاده از سؤال‌های کلی پژوهش جمع‌آوری شده است.

گام دوم، کدگذاری متن و نظریه‌پردازی: فرآیند کدگذاری داده‌ها شامل سه سطح است: کدگذاری باز، کدگذاری محوری و کدگذاری انتخابی که در ادامه توضیح داده می‌شوند:

- کدگذاری باز: طی کدگذاری باز، داده‌ها به بخش‌های مجزا خُرد می‌شوند و برای به‌دست آوردن مشابهت‌ها و تفاوت‌هایشان بررسی می‌شوند. سپس این «مفاهیم» براساس مشابهت‌هایشان طبقه‌بندی می‌شوند که به این کار «مقوله‌پردازی» گفته می‌شود و «مقوله»، مفهومی است که از سایر مفاهیم انتزاعی‌تر است و بنای نظریه از آن‌ها تشکیل می‌شود. به‌طور خلاصه، نتیجهٔ کدگذاری باز مجموعه‌ای از مقوله‌های مفهومی ایجاد شده از داده‌هاست.

-کدگذاری محوری: در کدگذاری محوری بین مقوله‌های اساسی که در کدگذاری باز گسترش یافته‌اند، در سطح ویژگی‌ها و ابعاد، ارتباطات درونی برقرار می‌شود. در پایان این مرحله، مقوله‌ها برحسب شرایط به: شرایط علّی، شرایط مداخله‌گر، شرایط زمینه‌ای، راهبردها و پیامدها تقسیم می‌شوند. مقولهٔ اصلی در این پژوهش توسعهٔ صادرات

---

[1]. Core Category
[2]. Storyline
[3]. Lu et al.

در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک است. در این روش از نرم افزار Maxqda جهت تجزیه و تحلیل داده‌های کیفی و نظریه‌پردازی استفاده شده است.

٤. یافته‌ها

در نظریهٔ داده‌بنیاد، تجزیه و تحلیل از سه نوع کدگذاری تشکیل شده است که عبارتنداز:

٤-١. کدگذاری باز

در کدگذاری باز، نخست برروی واحدهای معنادار داده با استفاده از یک نام مفهومی برچسب زده می‌شود و سپس با استفاده از نام‌هایی انتزاعی‌تر، مفاهیم به‌دست آمده دسته‌بندی می‌شوند که نام این دسته‌ها را «مقوله» می‌گویند. در مرحلهٔ بعد، با واکاوی داده‌ها ویژگی‌ها و ابعاد مقوله‌های به‌دست آمده پرورش داده می‌شود؛ البته این مراحل به‌صورت خطی نبوده و معمولاً هم‌زمان و با تداخل زیاد صورت می‌گیرد. در این مرحله، محقق با مرور مجموعهٔ داده‌های گردآوری شده، تلاش می‌کند که مفاهیم مستتر در مصاحبه‌ها را بازشناسد. این مرحله از کدگذاری، «کدگذاری باز» نامیده می‌شود؛ چراکه محقق با ذهنی باز به‌نام گذاری مفاهیم پرداخته و محدودیتی برای تعیین کدها قائل نیست. هدف از کدگذاری باز، تجزیهٔ مجموعه داده‌های کیفی گردآوری شده به کوچک‌ترین اجزای مفهومی ممکن است. نتیجهٔ کدگذاری باز مجموعه‌ای از مقوله‌های مفهومی ایجاد شده از داده‌هاست. در ادامه چگونگی کدگذاری باز با یکی از مصاحبه‌شوندگان به‌صورت نمونه و به‌صورت اختصار ارائه شده است:

به‌طور مثال، از متن مصاحبهٔ دوم: «افزایش انتظارات مصرف‌کننده مبنی‌بر ارائه کیفیت بالاتر محصولات می‌باشد.»، کد باز « انتظارت مصرف‌کنندگان» استخراج شده است. از متن مصاحبهٔ اول: « بازار هدف یا کشوری که قرار است صادرات به آنجا انجام شود.» مفهوم «برآورد دقیق بازار هدف» تخصیص داده شده است. از متن مصاحبهٔ نهم: «برای این‌که در شرایط تحریم بتوانیم حضورمان در بازارهای موجود را حفظ کنیم باید قیمت‌های رقابتی پلیمرها را نیز حفظ کنیم» کد باز «قیمت محصول صادراتی» تخصیص داده شده است. نتایج حاصل از کدگذاری باز داده‌های کیفی گردآوری شده با استفاده از ابزار مصاحبه، مشاهده گردید که تعداد ۷۶ کد باز از میان ۴۹۵ مفهوم شناسایی شده است.

٤-٢. کدگذاری محوری

در کدگذاری محوری، نظریه‌پرداز داده‌بنیاد، یک مقولهٔ مرحلهٔ کدگذاری باز را انتخاب کرده و آن‌را در مرکز فرآیندی که درحال بررسی آن است قرار می‌دهد (به‌عنوان پدیدهٔ مرکزی) و سپس، دیگر مقوله‌ها را به آن ربط می‌دهد. این مقوله‌های دیگر عبارتنداز: «شرایط علّی»، «راهبردها»، «شرایط زمینه‌ای و مداخله‌گر» و «پیامدها». این مرحلهٔ شامل ترسیم یک نمودار است که «الگوی کدگذاری» نامیده می‌شود. در این الگو، شش جعبه (یا مقوله) از اطلاعات وجود دارد:

- شرایط علّی: مقوله‌هایی مربوط به شرایطی که بر مقولهٔ محوری تأثیر می‌گذارند.
- زمینه: شرایط خاصی که بر راهبردها اثر می‌گذارند.
- مقولهٔ محوری: یک صورت ذهنی از پدیده‌ای که اساس فرآیند است.
- شرایط مداخله‌گر: شرایط زمینه‌ای عمومی که بر راهبردها تأثیر می‌گذارند.

- راهبردها: کنش‌ها یا برهم‌کنش‌های خاصی که از پدیدهٔ محوری منتج می‌شود.
- پیامدها: خروجی‌های حاصل از استخدام راهبردها.

در مرحلهٔ کدگذاری محوری، توضیح و بیان منطقی مقوله‌ها امری حیاتی است. این‌کار ازطریق «خط داستان»[1] صورت می‌گیرد. خط داستان عبارت است از: توضیح مفصل و جزءبه‌جزء مقوله‌های عمده با ارجاع به یادداشت‌ها، خلاصه‌ها، استناد به نقل‌قول‌های افراد موردمطالعه (محمدپور، ۱۳۹۲).

پس از شناسایی مقولات توسط کدگذاری محوری می‌توان با استفاده از فراوانی کدهای داده شده به مقولات، اهمیت آن‌ها را مشخص نمود. خروجی نرم‌افزار مربوط به فراوانی کدهای داده شده به مقولات به تفکیک هر یک از مصاحبه‌شوندگان در نمودار ذیل آورده شده است.

نمودار ۱: فراوانی کدگذاری مقولات لجستیک صادراتی پتروشیمی

Diag. 1 Coding frequency of petrochemical export logistics categories

نتایج نشان‌داد مقولهٔ پتانسیل‌های صادراتی با تعداد ۸۴ تکرار کد در رتبهٔ اول می‌باشد، عوامل سازمانی با تعداد کد ۷۵ در رتبهٔ دوم می‌باشد و چالش‌های صادراتی با ۷۴ کد در رتبهٔ سوم قرار دارد.

مقولهٔ محوری: همان پدیدهٔ اصلی موردنظر این پژوهش، یعنی الگوی توسعهٔ صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک است که اساس و محور فرآیندی است که تمام مقوله‌های اصلی دیگر به آن ربط داده شده‌اند و با توجه به یافته‌های تحقیق می‌توان از عوامل تأثیرگذار بر این پدیده و راهبردهایی برآمده از آن و در ادامهٔ پیامدها و نتایج حاصل از این راهبردها سخن گفت. در این تحقیق پتانسیل‌های صادراتی بعد محوری را تشکیل می‌دهد.

[1]. Story line

جدول ۲: مقولهٔ محوری

Tab. 2 Central category

نوع مقوله	مقوله	کدباز
مقولهٔ محوری	پتانسیل‌های صادراتی	کاهش سوخت‌های فسیلی، جلوگیری از قاچاق، کاهش بوروکراسی اداری، ارزیابی عملکرد لجستیک، اهرم‌های تشویقی لجستیک صادراتی، بهره‌وری لجستیک صادراتی، توسعهٔ توانایی تولید صادرات، پتانسیل‌های طبیعی مسیرهای دریایی، قرارداد و قوانین گمرکی و بین‌المللی، توسعه زیرساخت‌های حمل‌ونقل جاده‌ای، هوایی و دریایی، سیاست کلی و حمایت دولت

شرایط علّی، شامل مواردی از مقولات است که مستقیماً بر پدیدهٔ محوری تأثیرگذار است یا به‌گونه‌ای ایجادکننده و توسعه‌دهندهٔ این پدیده هستند که اغلب می‌توان با نگاهی منظم به داده‌ها و بازبینی حوادث آن‌ها را پیدا کرد. در این تحقیق برروی بُعد لجستیک صادراتی، ویژگی محصول صادراتی تأکید شده است.

جدول ۳: مقولهٔ علّی

Tab. 3: Causal category

نوع مقوله	مقوله	کدباز
شرایط علّی	لجستیک صادراتی	شرایط خاص محصولات صادراتی، لجستیک در سطح بین‌المللی، هزینه و زیرساخت لجستیک، توسعهٔ ظرفیت تولید، مدیریت منابع تولید، کانال‌های مختلف حمل‌ونقل، ارسال به موقع، مدیریت انبارداری، ماشین‌آلات برقی و هیبریدی، منابع اولیه و خوراک ارزان
	ویژگی محصول صادراتی	تنوع محصول، قیمت محصول صادراتی، بسته‌بندی با کیفیت محصولات، تولیدتوسعهٔ تکنولوژی، کالای با کیفیت و مواد اولیهٔ مناسب

شرایط زمینه‌ای، به‌طورکلی عوامل خاصی هستند که سازمان‌ها نمی‌توانند آن‌ها را کنترل کنند، اما راهبردهای ما از آن بستر متأثر هستند. در رابطه با این عوامل طی مصاحبه‌های انجام شدهٔ اکثریت قریب به اتفاق به عوامل کلان، عوامل سازمانی اشاره کردند که نشان می‌دهد چگونه این عوامل راهبردهای اتخاذ شده ما را تسهیل می‌کنند.

جدول ٤» مقولهٔ محوری

Tab. 4 Central category

نوع مقوله	مقوله	کدهای باز
شرایط زمینه‌ای	عوامل کلان	تورم و نوسان قیمتی، سرمایه گذاری خارجی، فرهنگ جامعه، نوسان نرخ ارز، توسعه ارتباطات سیاسی، تحریم و ریسک سیاسی
	عوامل سازمانی	مزیت رقابتی، پیشینه قوی در تولید، انعطاف در فرآیندهای عملکرد صادراتی، تامین مالی، تحقیق و توسعه، مسئولیت اجتماعی شرکتی، هماهنگی سازمانی،

		ارائه اطلاعات کسب وکار، مدیریت هزینه، منابع و نیروی انسانی، توسعه دانش و مهارت، آموزش و فرهنگ سازی، تعیین استانداردهای لجستیک صادراتی

راهبردها، همان اقداماتی هستند که در پاسخ به مقوله یا پدیدهٔ محوری ارائه می‌شوند، به‌شکل هدفمندی انتخاب شده و با استفاده از آن‌ها می‌توان به پدیدهٔ محوری جامه‌عمل پوشاند. راهبردهایی را باید مدنظر قرار دهند، بسیار مهم است که مصاحبه‌شوندگان این پژوهش به بازار صادارتی و بازاریابی بین‌المللی، بیش از سایرین اشاره نمودند.

جدول ۵: مقولهٔ راهبردها

Tab. 4: Strategy category

نوع مقوله	مقوله	کدباز
راهبردها	بازار صادراتی	بازاریابی محصول، پذیرش مشتریان، برآورد دقیق بازار هدف، انتظارت مصرف‌کنندگان، تبلیغات، فرهنگ مشتریان هدف
	بازاریابی بین‌المللی	فاصلهٔ جغرافیایی، تحقیقات بازار، بازاریابی مستمر، برندسازی

شرایط مداخله‌گر، که به تعدیل شرایط علّی می‌پردازد و بر راهبردها تأثیر می‌گذارد، طی مصاحبه‌های انجام شده، بر عوامل چالش‌های صادراتی تأکید شده است.

جدول ٦: مقولهٔ مداخله‌گر

Tab. 6 Intervening category

نوع مقوله	مقوله	کدباز
شرایط مداخله‌گر	چالش‌های صادراتی	درگیری و ناامنی مرزی، عدم فرهنگ‌سازی لجستیک صادراتی، نبود استانداردهای لجستیک صادراتی، محدویت و هزینه‌های حمل‌ونقل، مبادلات بین‌المللی و پرداخت وجوه، ریسک فعالیت، کیفیت پایین حمل‌ونقل داخلی، محدویت‌های ناشی از قوانین بین‌المللی، امنیت و سلامت شغلی، قدیمی بودن تکنولوژی تولید، عدم شناخت و ضعف مدیریتی، عدم حمایت دولت و بوروکراسی اداری، پوشش بیمه‌ای حمل‌ونقل

پیامدها و نتایج، از اتخاذ راهبردهایی نشأت می‌گیرد که در حالت موفقیت‌آمیز، تحقق آن‌ها موجب تحقق مقولهٔ محوری می‌شود. به‌عنوان نتیجهٔ مصاحبه‌شوندگان این پژوهش بر رقابت در بازار و فروش صادراتی اشاره کرده‌اند.

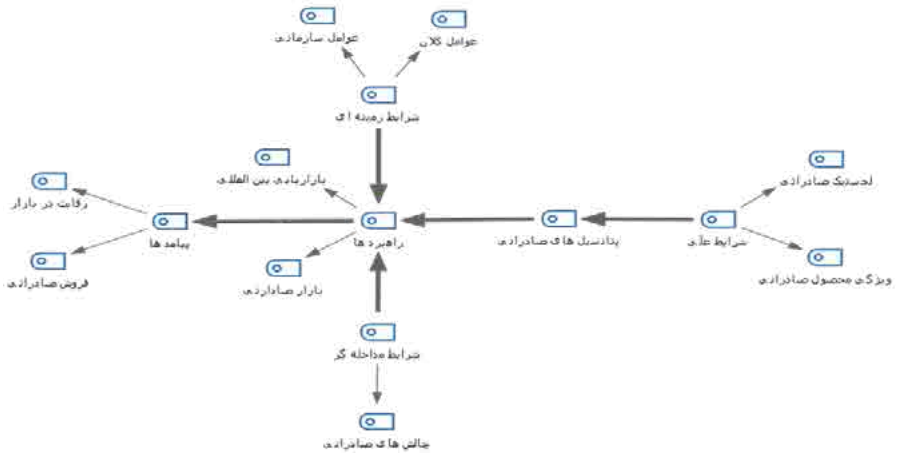
جدول ۷: مقولهٔ پیامدها

Tab. 7 Consequences category

نوع مقوله	مقوله	کدباز
پیامدها	رقابت در بازار	زیاد بودن عرضه‌کننده، رقابت بین‌المللی، رقابت‌پذیری شرکت
	فروش صادراتی	پاسخ‌گویی به مشتری، نمایشگاه و فروشگاه، سیاست‌های فروش، درآمد صادراتی، ارائه خدمات پس از فروش

۳-٤. کدگذاری گزینشی

در کدگذاری گزینشی براساس مدل مرحلهٔ قبل، گزاره‌ها یا توضیحاتی ارائه داده می‌شود که طبقات مدل را به یک‌دیگر مرتبط ساخته یا داستانی را شکل می‌دهد که طبقات مدل را به یک‌دیگر مرتبط می‌سازد. در حالت پیشرفته، پژوهشگر کار را با ارائه ماتریس وضعیت به پایان می‌برد. در حوزهٔ نظریهٔ داده‌بنیاد باید به این نکته توجه داشت که مرور پیشینه نه گویای مفاهیم عمده و نه ارائه دهندهٔ فرضیه‌هاست؛ بلکه مرور پیشینهٔ نشانگر وجود شکاف یا نوعی سوگیری در دانش موجود است و در نتیجه خردمایه‌ای برای مطالعه فراهم می‌آورد. به‌همین جهت توصیه می‌شود پژوهشگر تا حد امکان ایده‌ها و افکار خود را کنار بگذارد. مرور پیشینه این سودمندی را دارد که در هنگام ارائه داده، ارجاعاتی به پیشینه می‌نماید تا حمایت بیرونی برای مدل نظری فراهم آورد (کرسول، ۱۳۹۱). کدگذاری انتخابی، فرآیند یکپارچه‌سازی و تصفیهٔ تئوری است (استروس و کوربین، ۱۹۹۸). در انتها در مرحلهٔ کدگذاری انتخابی با توجه به نتایج گام‌های قبلی کدگذاری، مقولهٔ اصلی انتخاب‌شده و به‌شکلی نظام‌مند به سایر مقوله‌ها مرتبط شد، ارتباطات اعتبار بخشیده شده و مقوله‌هایی که نیاز به تصفیه و توسعهٔ بیشتر داشتند، بهبود یافتند. لازم به ذکر است که گام‌های فوق در فرآیندی رفت و برگشتی انجام می‌شوند؛ بنابراین گام‌های کدگذاری انتخابی به شکل واضحی از یک‌دیگر مجزا نیستند و ازطریق یک فرآیند تعاملی، همراه با کدگذاری باز و محوری انجام می‌شود. خبرگان از طریق ایمیل مدل پارادایمی و فرآیند تدوین آن را دریافت کردند. از خبرگان خواسته شد که در مورد فرآیند تدوین مدل و مدل نهایی نظرات خود را ارائه دهند که بیشتر آن‌ها مدل را تأیید کردند و بعضی از آن‌ها نظرات اصلاحی نیز داشتند که در فرآیندی رفت و برگشتی اصلاحات اعمال شد و نظر نهایی خبره گرفته شد. برای یکپارچه سازی و ارائه الگوی توسعه‌ی صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک پس از شناسایی مقولهٔ محوری و ربط دادن سایر مقوله‌ها در قالب پارادایم نظام‌مند نظریه‌سازی داده بنیاد، به پایش الگوی طراحی شده و پروراندن عوامل اصلی اقدام و مدل نهایی پژوهش به شکل ذیل به‌دست آمد (شکل ۱).



شکل ۱: یافته‌های پژوهش (مدل پارادایمی توسعه‌ی صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک).

Fig. 1 Research findings (paradigm model of export development in Persian Gulf petrochemical industries with an approach based on logistics system).

برای به‌دست آوردن تأثیر عملکرد لجستیک در تجارت، یک مدل پارادایمی ارائه گردید که شامل متغیرهای چندجانبهٔ افزوده شدهٔ مؤثر برعملکرد لجستیک است. عوامل جغرافیایی و زیرساخت حمل‌ونقل از مرتبط‌ترین عواملی هستند که رقابت بین‌المللی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. توسعهٔ زیرساخت حمل‌ونقل جهانی نقش حیاتی در اتحاد کشورها با اقتصاد جهانی ایفا کرده است؛ زیرا هزینه‌های حمل‌ونقل کمتر فعالیت‌های تجاری بین‌المللی را تسهیل و افزایش داده است. حمل‌ونقل با فراهم کردن زیرساختی که از حرکت محصولات و مردم حمایت می‌کند، از فعالیت‌های اقتصادی حمایت می‌کند. این بهبود باعث افزایش اشتراک تولید جهانی و افزایش رقابت جهانی خواهد شد. لجستیک، به‌عنوان یک منبع تاکتیکی مزیت رقابتی، با فراهم‌آوردن تحرک بهتر، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری

صادرات یکی از مهم‌ترین گام‌های اولیهٔ سازمان‌ها برای توسعهٔ و سرمایه‌گذاری جهت ورود به بازارهای جهانی و گسترش فعالیت‌های بین‌المللی آن‌هاست. در سال‌های اخیر با توجه به وضعیت اقتصادی-سیاسی کشور و تحریم ایران در حوزهٔ نفت و تجارت بین‌الملل نیاز ما به توسعهٔ صادرات و ورود بیشتر به بازارهای جهانی بیش از پیش اهمیت یافته و توسعهٔ صادرات غیرنفتی ضرورت جدی یافته است. در توضیح این فرآیند باید گفت توسعهٔ صادرات به استمرار تولید، توسعهٔ سرمایه‌گذاری‌های جدید، و توسعه و حفظ اشتغال موجود خواهد انجامید. همهٔ این موارد به تحقق توسعهٔ اقتصادی می‌انجامد؛ از این‌رو، این مهم باید از ابعاد مختلف موردتوجه بیشتری قرارگیرد. در شرایط کنونی وضعیت صادرات غیرنفتی درکشوردرحالت بحرانی قراردارد. کشور ما در این‌زمینه قابلیت‌های فراوانی دارد و می‌تواند با برنامه‌ریزی درست و خط‌مشی بازاریابی مناسب در این صنعت گام‌های مؤثری بردارد و جایگاه خود را در عرصهٔ جهانی تثبیت کند. ضرورت این امر درحالی است که بسیاری

از صنایع کشور ما قابلیت‌های بسیار بالایی برای ورود به بازارهای جهانی دارند و می‌توانند با ایجاد برنامه‌ریزی جهانی مناسب در قیاس با رقبا به مزیت رقابتی دست‌یابند. تحقیقات نشان می‌دهد که دغدغهٔ اصلی شرکت‌های بین‌المللی بهبود عملکرد صادراتی می باشد. هر کشوری که بخواهد روی پای خود بایستد باید تولیدات داخلی خود را در عرصهٔ بین‌الملل به رقابت بگذارد تا به هدف اصلی خود برسد و این‌همه جز با صادرات پایدار میسر نمی‌شود. لجستیک کارآمد اغلب به‌عنوان یکی از محرک‌ها و تسهیل‌کننده‌های اصلی تجارت بین‌المللی و توسعهٔ اقتصادی کلی شناخته می‌شود؛ درحالی‌که محدودیت‌های لجستیک خارجی درمیان موانع اصلی صادرات هستند. یک بدنهٔ غنی از تحقیقات تجربی تأیید می‌کند که زیرساخت کارآمد و تدارکات تجاری به‌طور مثبت با عملکرد صادرات در ارتباط هستند، در نتیجه به‌نفع تاجران فردی و تراز تجاری اقتصاد است (بانک جهانی، ۲۰۱۸). با این‌حال، عملکرد لجستیک پایین ممکن است از نظر افزایش لجستیک و کل هزینه‌های تحویل در کشورهای با عملکرد پایین و متوسط یک چالش باشد (هاونگا و سیمپسون[1]، ۲۰۱۸؛ لورتنز و همکاران[2]، ۲۰۱۵). درواقع، زیرساخت ترابری توسعه‌نیافته ممکن است حتی در همکاری تجاری فرامرزی میان کشورهای همسایه موانعی ایجاد کند (ستنیکار کانکار و همکاران[3]، ۲۰۱۴). یکی از عوامل شناخته‌شدهٔ قبلی در لجستیک حمل‌ونقل است، که در آن توسعهٔ زیرساخت حمل‌ونقل جهانی نقش حیاتی در اتحاد کشورها با اقتصاد جهانی ایفا کرده‌است؛ زیرا هزینه‌های حمل‌ونقل کمتر فعالیت‌های تجاری بین‌المللی را تسهیل و افزایش داده است. از همه مهم‌تر، توسعه در زیرساخت‌های حمل‌ونقل بخش‌های عمدهٔ اقتصادی، ازجمله: تجارت، تولید، آموزش، و گردشگری را درمیان دیگر بخش‌ها تغییر داده است. خدمات و فرآیندهای مؤثر لجستیک نقش مهمی در حمایت از مدیریت زنجیرهٔ تأمین و استراتژی‌های بازاریابی ایفا می‌کنند. آن‌ها نقش مهمی در موفقیت زنجیره‌های تامین جهانی دارند. در این پژوهش برای ارائه الگوی توسعه‌ی صادرات در صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس با رویکرد مبتنی‌بر سیستم لجستیک براساس روش داده‌بنیاد، متغیرها براساس نظر خبرگان شناسایی شد. در این پژوهش در بخش کدگذاری باز تعداد ۷۶ کد باز ازمیان ۴۹۵ مفهوم؛ در بخش کدگذاری محوری، ۷۶کد اولیه در قالب ۱۰ مقوله شامل: بازار صادارتی، بازاریابی بین‌المللی، پتانسیل‌های صادراتی، چالش‌های صادراتی، رقابت در بازار، عوامل سازمانی، عوامل کلان، فروش صادراتی، لجستیک صادراتی، ویژگی محصول صادراتی شناسایی شد.

مدل ارائه شده نشان می‌دهد که در توسعهٔ صادرات صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس لازم است روی لجستیک به‌منظور بهبود و اجرایی کردن پتانسیل‌های صادراتی، تمرکز شود. در این‌راستا لازم است محصولات صادراتی از کیفت و استانداردهای مطلوبی برخوردار باشند تا توان رقابت در بازارهای بین‌المللی را داشته باشند. بدین‌منظور مدیران شرکت‌های صنایع پتروشیمی خلیج‌فارس باید از استراتژی و راهبردهای مناسب بازاریابی بین‌المللی و صادراتی برای معرفی و جذب مشتریان در سطح جهانی، استفاده نمایند. این راهبردها، باید در بستر مناسب سازمانی و سطح کلان جامعه طراحی و قابلیت اجرا داشته باشند و چالش‌های صادراتی که می‌تواند مانع اجرایی شدن این راهبردها گردد، شناسایی و رفع گردند. درصورت توجه به عوامل زمینه‌ای، کلان و اجرای مناسب راهبردهای

---

[1] . Havenga & Simpson
[2] . Lorentz et al
[3] . Setnikar Cankar et al.

بازاریابی صادراتی، می‌توان انتظار افزایش فروش و بهبود عملکرد شرکت‌ها را داشت که درنهایت منجر به ارتقای وضعیت رقابتی شرکت در سطح بین‌المللی می‌گردد.

بنابراین از نظرجایگاه جهانی و منطقه‌ای در تولید محصولات پتروشیمی، کشورمان ارتقاء پیدا خواهد کرد و این موضوع فرصت‌های اقتصادی زیادی را برای صنعت‌گران و تجار پلیمر ایجاد خواهد کرد. از طرفی با داشتن برنامه‌های استراتژیکی واقع بینانه در زمینه‌های توسعهٔ صادرات کالا و خدمات، جذب سرمایه‌گذاری خارجی، انتقال فناوری‌های پیشرفته در این‌راستا می‌توان افزایش اشتغال‌زایی در صنعت پتروشیمی را که از عوامل رشد اقتصادی کشور است، رقم‌زد. ازطرفی دیگر، با وجود ای که ایران در صادرات محصولات پتروشیمی خود دارای مزیت رقابتی آشکار است، ولی نتوانسته است در این‌زمینه به رشد پایداری برسد. همچنین، شاخص‌های مزیت رقابتی برای صنعت پتروشیمی عدم وجود مزیتی پایدار را در این صنعت نشان می‌دهد که برای حفظ سهم صادراتی این محصولات قابل‌تأمل بوده و باید راهکار استراتژیکی در این‌زمینه اتخاذ شود. در این‌راستا و جهت تدوین راهبرد مشخص و مناسب برای صادرات مستمر محصولات پتروشیمی و برای جلوگیری از بی‌ثباتی صادرات و از دست دادن بازارها و نهایتاً برای توسعهٔ صادرات این محصول استراتژیک که در رشد اقتصادی کشور عزیزمان نیز تأثیرگذار خواهد بود، داشتن مدلی ملموس و قابل‌اتکا از توسعهٔ صادرات محصولات پتروشیمی کمک کننده می‌باشد. با توجه به نتیجه حاصل پیشنهادهایی ارائه می‌شوند:

- در راستای توسعهٔ سهم بازار و بهبود عملکرد صادراتی شرکت‌ها، مدیران بایستی به ارائه کالا و خدمات با کیفیت توجه کافی داشته باشند.
- از استراتژی‌های بخش‌بندی بازار برای توسعهٔ اطلاعات بازاریابی، استفاده نمایند. با توجه به اطلاعات مناسب به‌دست آمده از هر بخش، کالا و خدمات مناسب را ارائه نمایند.
- برای شناخت بیشتر نسبت به عملکرد صادراتی و بهبود عملکرد صادراتی، بهتر است مدیران شرکت‌ها، متغیرهای غیرملموس (گرایشی، مهارتی، دانشی) و ملموس (توزیع محصول، ارتباط با مشتری، کنترل عرضه‌کنندگان) مؤثر بر عملکرد را به‌درستی شناسایی و استراتژی‌های مناسب را اتخاذ نمایند.
- شرکت‌ها بایستی برای توسعهٔ بازارصادراتی خود، از واسطه‌های تجاری استفاده نمایند و از این پتانسیل برای شناخت هرچه بیشتر بازارهای صادراتی استفاده کنند.
- شفافیت اطلاعات در شبکه‌های تجاری امکان دسترسی به موقعیت و وضعیت حمل‌ونقل را فراهم می‌کند که ممکن است عدم قطعیت رسیدن محموله را کاهش دهد. ردیابی محموله‌ها نیز یک توالی زمانی مشخص و کنترل‌شده از فرآیندهای لجستیک در زنجیرهٔ تأمین فراهم می‌کند. در نتیجه، یک سیستم ردیابی بهتر ممکن است تجارت بین‌المللی را با کاهش عدم قطعیت ناشی از ارائه یک جریان قابل‌اطمینان‌تر، سازگارتر و قابل‌پیش‌بینی از کالاها افزایش دهد.
- زیرساخت‌های حمل‌ونقل ازجمله عوامل کلیدی در توسعهٔ رقابت‌پذیری و صادرات کشورها و صنایع محسوب می‌شوند. از این‌رو، توسعهٔ متوازن شاخص‌های لجستیک ازجمله عوامل متضمن توسعهٔ پایدار به‌شمار می‌رود؛ بنابراین با ارتقاء جایگاه لجستیک می‌تواند بر ارتقاء رقابت‌پذیری محصولات صادراتی مؤثر باشد.

- ضرورت دارد تعرفه‌های خاص ازجمله تعرفه‌های ترجیحی و پیمان‌های دو یا چندجانبه موردتوجه قرار گیرد تا این‌که به‌نحو مطلوب از ظرفیت‌های سایر کشورها استفاده گردد.
- شرکت‌های صادراتی باید از بازارهای خارجی به‌طور دقیق بازدید نمایند و اطلاعات دوره‌ای معینی تدوین نمایند تا بتوانند نیازهای درحال تغییر مشتریان بازارهای خارجی را به‌درستی پیش‌بینی نمایند.
- رقابت در کلاس جهانی زمانی امکان‌پذیر است که بتوان در دانش لجستیک و زنجیرهٔ تأمین سرآمد بوده و در جای‌جای مراکز، مؤسسات و سازمان‌ها به اجرا درآورده شود.
- استفاده از مدیریت لجستیک با توجه به این‌که بخش عمده‌ای از زنجیرهٔ تأمین را تشکیل می‌دهد، در صدر تشکیلات مدیریتی قرار گیرد.

کتابنامه

– حسنقلی پور، طهمورث؛ متوسلی، محمود؛ محمدی، شاپور؛ و حسینی، فرشید، (۱۳۸۹). «تأثیر برنامه‌های تشویق صادرات بر عملکرد صادراتی: مطالعه‌ی موردی صنعت برق»، *مدیریت بازرگانی*، ۲ (۵): (DOI: 20.1001.1.20085907.1389.2.2.1.5).

– دانایی‌فرد، حسن؛ و امامی، سید مجتبی، (۱۳۹۴). «استراتژی‌های پژوهش کیفی: تأملی بر نظریه‌پردازی داده‌بنیاد». *اندیشه مدیریت*، ۱ (۲): ۶۹ – ۷۶ (DOI: 20120325151825-1040-10)

– دانایی‌فرد، حسن؛ و اسلامی، آذر، (۱۳۹۰). *ساخت نظریه بیتفاوتی سازمانی: کاربرد استراتژی پژوهشی نظریه داده‌بنیاد در عمل*، تهران، دانشگاه امام صادق، چاپ اول.

– ساعی ارسی، ایرج. (۱۳۹۱). *روش تحقیق پیمایشی*. فایل ارائه. نشانی: www.danaeemehvar.com.

– عبدی، سعید؛ مصطفوی نیشابوری، فهیمه سادات؛ و سلیمانی، یاسر، (۱۳۹۶). «مقاومسازی صادرات صنعت پتروشیمی با استفاده از مدل اولویت بندی چند شاخصه Topsis». *پنجمین کنفرانس بین‌المللی نفت،گاز، پالایش وپتروشیمی بارویکردتوسعه ارتباط دولت*، دانشگاه وصنعت، شیراز، مؤسسه مدیران خبره نارون.

– کرسول، جان، (۱۳۹۱). *پویش کیفی و طرح پژوهش: انتخاب از میان پنج رویکرد (روایت پژوهی، پدیدارشناسی، نظریه داده بنیاد، قوم‌نگاری، مطالعه موردی)*. ترجمه حسن دانایی‌فرد، حسین کاظمی. انتشارات صفار. ویرایش دوم. تهران. ۳۲۰ صفحه

– محمدپور، احمد، (۱۳۹۲). *تجربه نوسازی (مطالعه تغییر و توسعه در هورامان با روش نظریه زمینه‌ای)*. تهران: انتشارات جامعه‌شناسان.

– مهرمحمدی، علی، (۱۳۹۰). «الگویی برای بهره گیری از روش نظریه برخاسته از داده‌ها در پژوهش‌های تربیتی». *مطالعات برنامه درسی ایران*، ۶(۲۳): ۸–۳۵.

- Abdi. S.; Mustafavi Nishaburi, F. S. & Soleimani. Y., (2016). “Strengthening the exports of the petrochemical industry using the Topsis multi-indicator prioritization model”. *The 5th International Conference on Oil, Gas, Refining and Petrochemicals, Development of Government-University-Industry Relations*, Shiraz, Naron Institute of Certified Managers. https://civilica.com/doc/649654 (In Persian).

- Schauer, D. A., (1989). "Is public expenditure productive*?". Journal of Monetary Economics,* 23(2): 177–200. https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90047-0

- Banerjee, A.; Duflo, E. & Qian, N., (2012). "On the road: Access to transportation infrastructure and economic growth in China". *National Bureau of Economic Research. Inc NBER Working Papers 17897*. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102442

- Bensassi, S.; Laura, M.; Inmaculada, M. & Celestino, S., (2015). "Relationship between logistics infrastructure and trade: Evidence from Spanish regional exports". *Transportation Research Part A: Policy and Practice,* 72: 47-61. https://doi.org/10.1016/j.tra.2014.11.007

- Bernhofen, D. M.; El-Sahli, Z. & Kneller, R., (2013). "Estimating the effects of the container revolution on internatonal trade". *Paper Presented in the X Jornadas sobre Integración Económica*: 28–29. Universitat Jaume. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.09.001

- Beysenbaev, R. & Dus, Y., (2020). "Proposals for improving the Logistics Performance Index". *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 36 (1): 34-42. https://doi.org/10.1016/j.ajsl.2019.10.001

- Cavusgil Uner, M. M.; Kocak. A. E. & Cavusgil. S. T., (2013). "Do barriers to export vary for born globals and across stages of internationalization? An empirical inquiry in the emerging market of Turkey". *International Business Review.* 22: 800-813. https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2012.12.005

- Clark, X. & Dollar, D., (2004). "Micco Port efficiency. maritime transport costs. and bilateral trade". *J. Dev. Econ.* 75 (2): 417-450. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2004.06.005

- Coca-Castaño, P.; Márquez-Ramos, L. & Martínez-Zarzoso. I., (2005). "Infraestructuras. costos de transporte y flujos de comercio". *Rev. Anál. Econ.*, 20 (1): 3–22. https://www.rae-ear.org/index.php/rae/article/view/43

- Creswell, J., (2014). "Qualitative research and research design: choosing among five approaches (narrative research, phenomenology, foundational data theory, ethnography, case study)". Translated by: Hassan Danaeifard, Hossein Kazemi. Safar Publications. second edition. Tehran. 320 pages. https://www.gisoom.com/book/11579514/ (In Persian).

- Creswell, J. W., (2003). *Research designs: Qualitative. quantitative. and mixed methods approach.* 2nded, Thousand Oaks, CA: Sage Publications. https://www.proquest.com/openview/49675b6a0b51b40d2fbee8d426c3c9ba/1?pq-origsite=gscholar&cbl=32387

- Creswell. J. W. & Miller. D. L., (2000). "Determining validity in qualitative inquiry". *Theory into practice*, 39(3): 124-130. https://doi.org/10.1207/s15430421tip3903_2

- Creswell, J. W., (2007). *Research Design: Qualitative.* Quantitative. and Mixed Methods Approaches. http://www.ceil-conicet.gov.ar/wp-content/uploads/2015/10/Creswell-Cap-10.pdf

- Danaifard, H. & Emami, S. M., (2014). "Qualitative research strategies: a reflection on data base theorizing". *Management Thought,* 1(2): 69-76. (DOI: 20120325151825-1040-10). (In Persian).

- Danaifred, H. & Islamic, A., (2019). *Constructing Organizational Difference Theory: Application of Database Theory Research Strategy in Practice*. Tehran: Imam Sadegh University, first edition. https://www.gisoom.com/book/1764677/ (In Persian).

- Di Fatta, D., Navneet, G.; Lokinder Kumar, T. & Thomas, G., (2018). "Export knowledge: Determinant of export strategy". *export commitment and export performance in carpet industry*. Kybernetes. https://doi.org/10.1108/K-05-2018-0245

- Fernald. J., (1999). "Assessing the link between pubic capital and productivity". *American Economic Review,* 89(3): 619–638. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.89.3.619

- Foon, Ch. & Abosedrab, S., (2019). "Logistics performance. exports. and growth: Evidence from Asian economies". *Research in Transportation Economics*, 78: 100743. https://doi.org/10.1016/j.retrec.2019.100743

- Gani, A., (2017). "The Logistics Performance Effect in International Trade". *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 33 (4): 279-288. https://doi.org/10.1016/j.ajsl.2017.12.012

- Glaser, B., (1992). *Basics of grounded theory analysis: emergence vs.* forcing, Sociology Press, Mill Valley. CA. https://cir.nii.ac.jp/crid/1130000797903931008

- Goetz, A. R., (2011). "The global economic crisis. investment in transport infrastructure. and economic development". In: K. Button. & A. Reggiani (Eds.). *Transportation and economic development challenges* (pp. 41–71). Cheltenham. UK: Edward Elgar Publishers. https://worldbusinesschicago.com/business-development-foreign-direct-investment/?gclid=CjwKCAjwt52mBhB5EiwA05YKo5zQ-fnDmwDIFRSOnvfBqlKEu2BFFBYxQRUvp9d35PTc8opA8GNq3BoCk_4QAvD_BwE

- Goulding, C., (2002). *Grounded theory: A practical guide for management.* business andmarket researchers, London: Sage. https://doi.org/10.7748/nr.11.1.81.s11

- Griffith, D. & Czinkota, M., (2012). "Release the constraints: Solving the problems of export financing in troublesome times". *Business Horizons*, 55: 3. 251-260. https://doi.org/10.1016/j.bushor.2012.01.003

- Gripsrud, G., (1990). "The Determinants of Export Decisions and Attitudes to a Distant Market: Norwegian Fishery Exports to Japan". *J Int Bus Stud*, 21: 469–485. https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8490829

- Hao Wei Zhao, Ch., (2012). "The comparative advantage of Chinese manufactured exports". *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies,* 5 (2): 107 – 126. https://doi.org/10.1108/17544401211233507

- Hasanqolipour, T.; Metousli, M.; Mohammadi, Sh. & Hosseini, F., (2008). "The Impact of Export Promotion Programs on Export Performance: A Case Study of the Electricity Industry". *Business Management,* 2 (5): (DOI: 20.1001.1.20085907.1389.2.2.1.5). (In Persian).

- Havenga. J. H. & Simpson. Z. P. (2018). "'Freight logistics' contribution to sustainability: Systemic measurement facilitates behavioural change'". *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 58: 320–331. https://doi.org/10.1016/j.trd.2016.08.035

- Hu, K.; Gan. X. & Gao, K., (2012). "Co-integration model of logistics infrastructure investment and regional economic growth in central China". *Physics Procedia.* 33: 1036–1041. https://doi.org/10.1061/41139(387)173

- Kent, J. L. & Flint, J R. D. J., (1997). "Perspectives on the evolution of logistics thought". *Journal of Business Logistics*, 18: 15-29.

https://www.proquest.com/openview/db7ece2c0bce62c2e1fc6e090ea01d68/1?pq-origsite=gscholar&cbl=36584

- Kabaka, Ö.; Füsun, Ü. & Şule Önsel, E., (2015). "Connecting logistics performance to export: A scenario-based approach". Received 5 January 2018; Received in revised form 22 May 2018; Accepted 22 May 2018. https://doi.org/10.1016/j.retrec.2018.05.007

- Kabiri, F. M., (2013). "Entrepreneurial Orientations and Export Performance in SMEs (Case Study of Fruits and Vegetables SMEs in Iran)". *International Journal of Agronomy and Plant Production.* https://www.cabdirect.org/cabdirect/abstract/20143088469

- Lorentz, H.; T€oyli, J; Solakivi, T. & Ojala, L., (2015). "The effect of low-cost country sourcing on supply chain administration cost". *International Journal of Logistics Research and Applications,* 18 (1): 1-15. https://doi.org/10.1080/13675567.2014.916256

- Lu, W., (2016). "An Exploration of the Associations among Corporate Sustainability Performance. Corporate Governance. and Corporate Financial Performance". Ph.D. Thesis in Philosophy. University of Texas. Available at: https://rc.library.uta.edu/%20uta%20ir/bitstream/handle/10106/25557/Lu_uta_2502D_12405.pdf?sequence=1&isAllowed=y[Online]%20[26%20October%202018].

- Maparu. T. S. & Mazumder, T. N., (2017). "Transport infrastructure. economic development and urbanization in India (1990–2011): Is there any causal relationship?". *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 100: 319–336. https://doi.org/10.1016/j.tra.2017.04.033

- Marchet, G., Melacini, M.; Perotti, S. & Tappia, E., (2016). "Shaping the international logistics strategy in the internationalisation process". *Int. J. Supply Chain and Operations Resilience,* 2 (1): https://doi.org/10.1504/IJSCOR.2016.075914

- Martincus, Ch. V. & Carballo, J., (2010). "Beyond the average effects: The distributional impacts of export promotion programs in developing countries". *Journal of Development Economics*, 92(2): 201-214. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.02.007

- Mehmet, H. & Köksal, E. Ö., (2010). "The export competitive advantages of Turkish manufacturing companies". *Marketing Intelligence & Planning.* 28 (2): 206 – 222. https://doi.org/10.1108/02634501011029691

- Mehrmohammadi, A., (2019). "A model for using the data-derived theory method in educational researches". *Iranian Curriculum Studies Quarterly,* 6, (23): 8-35. https://search.ricest.ac.ir/dl/search/defaultta.aspx?DTC=8&DC=1114445 (In Persian).

- Micco, A. & Serebrisky, T., (2004). "Infrastructure. competition regimes. and air transport costs: cross-country evidence". *Policy Research Working Paper Series*, 3355. World Bank. Washington. https://doi.org/10.1596/1813-9450-3355

- Mohammadpour, A., (2013). *Renovation experience (the study of change and development in Huraman with grounded theory method).* Tehran: Publications of sociologists. https://www.gisoom.com/book/1934177/ (In Persian).

- Mohmand. Y.; Wang. A. & Saeed, A., (2017). "The impact of transportation infrastructure on economic growth: Empirical evidence from Pakistan". *Transportation Letters*, 9(2): 63–69. https://doi.org/10.1080/19427867.2016.1165463

- Öner, S., (2013). "Translator as Researcher: Perspectives on Training and Life-long Professional Improvement of Translators". *Procedia - Social and Behavioral Sciences,* 106: 3159-3166. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.365

- Oura, M.; Zilber, S. & Lopes, E., (2016). "Innovation capacity. international experience and export performance of SMEs in Brazil". *International Business Review,* 25 (4): 921-932. https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2015.12.002

- Pinho, J. & Maria, M., (2010). "Exporting barriers: Insights from Portuguese small- and medium-sized exporters and non-exporters". *Journal of International Entrepreneurship*, 8(3): 254-272. https://doi.org/10.1007/s10843-010-0046-x

- Quaye, D. M.; Sekyere, K. N. & Acheampong, G., (2017). "Export promotion programmes and export performance: a study of selected SMEs in the manufacturing sector of Ghana". *Review of International Business and Strategy.* https://doi.org/10.1108/RIBS-03-2017-0021

- Rutner, S. M.; Aviles, M. & Cox, S., (2012). "Logistics evolution: a comparison of military and commercial logistics". *The International Journal of Logistics Management,* 23: 96-118. https://doi.org/10.1108/09574091211226948

- Sa'i Ersi, A., (2014). *Survey research method.* Presentation file. Address: www.danaeemehvar.com. (In Persian).

- Saunders. M.; Lewis, P. & Thornhill, A., (2009). "Research Methods for Business Students". *Research methods for business students* (p. 649). https://www.scirp.org/(S(czeh2tfqw2orz553k1w0r45))/reference/referencespapers.aspx?referenceid=2907709

- Setnikar Cankar, S.; Seljak, J. & Petkov_sek, V., (2014). "Factors that influence cross-border cooperation between businesses in the Alps–Adriatic region". *Economic Research - Ekonomska Istra_zivanja*. 27 (1): 304-319. https://doi.org/10.1080/1331677X.2014.952091

- Strauss. A. & Corbin. J., (1998). *Basics of Qualitative Research: Techniques and Procedures for Developing Grounded Theory*. 2nded. Sage Publications. Thousand Oaks. CA. USA. https://doi.org/10.4135/9781452230153

- Sudarevic, T., Predrag, R. & Jasmina, L., (2015). "The standardization/adaptation dilemma in agri-food exporters marketing strategies". *British Food Journal.* 117 (11): https://doi.org/10.1108/BFJ-02-2015-0075

- Töngür Ünal, KemalTürkcanaSedaEkmen-Özçelik. (2020). "Logistics performance and export variety: Evidence from Turkey". *Central Bank Review*, 20 (3): 143-154. https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2020.04.002

- Wilson, J. S.; Mann, C. L. & Otsuki, T., (2005). "Assessing the benefits of trade facilitation: a global perspective". *World Econ.* 28 (6): 841–871. https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2005.00709.x

- World Bank, (2018). *Doing business 2018: reforming to create jobs*. A World Bank Group Flagship Report. Available at: http://www.doingbusiness.org/content/dam/doingBusiness/media/Annual-%20Reports/English/DB2018-Full-Report.pdf%20(accessed%2020%20July%202018)

- World Shipping Council, (2018). *Top 50 world container ports*. (Accessed2 January 2018). http://www.worldshipping.org/about-the-industry/global-trade/top-50-world-container-portsYildirim

Vol. 12, No. 46, Summer (2023)

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 Impact of Wealth Tax on Income Distribution in Iran's Economy

Saadatmehr, M.[1], Bazgir, A.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26476.3476
Received: 2022.06.24; Accepted: 2022.12.03
Pp: 117-137

Abstract

According to Piketty's point of view, the rate of income from wealth is always higher than the rate of economic growth, and the share of national income that belongs to capital is always more than the share of labor force. Therefore, inequality increases systematically and increasingly. The solution to this problem is to impose a maximum tax on wealth. Therefore, the tax on the components of wealth was imposed with the aim of reducing inequality. In Iran, this type of tax is collected from different components of wealth. Therefore, this research was conducted with the aim of investigating the impact of wealth tax on income distribution in Iran. For this purpose, a model was estimated in which the Gini coefficient was the dependent variable and the wealth tax and income tax were the independent variables along with the unemployment rate. Estimates were made using the time series data of 1991-2018 with the help of the Johansen-Juselius cointegration method. The results showed that there is a negative relationship between wealth tax and Gini coefficient. So that a one percent increase in wealth tax reduces inequality by 0.729 percent. The results showed that the speed of impact of wealth tax policies on income distribution is very slow, so that applying a change in wealth tax every year shows only 12% of the total impact on inequality.

Keywords: Wealth tax, Income tax, Income distribution, Gini coefficient, Inequality.

JEL Classification: O15, H23, C22.

1. Assistant Professor, Economics Department, Faculty of Economics, Management and Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: m.saadatmehr@pnu.ac.ir
2. Instructor of Management Department, Faculty of Economics, Management and Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran.

Citations: Saadatmehr, M. & Bazgir, A., (2023). "Investigating the Impact of Wealth Tax on Income Distribution in Iran's Economy". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(46): 117-137. doi: 10.22084/aes.2022.26476.3476
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4874.html?lang=en

1. Introduction

Income redistribution policies are an accepted principle in all countries of the world with any intellectual and political orientation. In order to provide resources related to the provision of national infrastructure and also to prevent severe class gap between income deciles and to ensure and secure the interests of all members of the society, the governments act towards the imposition and collection of various taxes. In this regard, wealth tax is of particular importance. Piketty (2015) discusses wealth inequality and the role of wealth tax in the book Capital in the 21st Century. Piketty's main theory is that if the rate of capital gains is higher than the overall economic growth rate, this causes wealth accumulation and causes instability in the long run. For this reason, it proposes a tax system that increases exponentially based on the amount of wealth. Piketty claims that since the rate of income from wealth is always higher than the rate of economic growth, the share of national income allocated to capital is greater than the share allocated to labor. Therefore, inequality is increasing systematically. The best solution for this problem is to attack the source of the problem, i.e. wealth, and this attack should be done through maximum taxes on wealth. This type of tax exists in Iran's economy and it is collected from different parts of wealth. But to what extent has this type of tax been effective in reducing inequality in Iran's economy? It is the central question that the current research was conducted to answer. In the studies carried out in Iran's economy, the discussion of the distributional effects of taxes has been generally considered, but in particular, no research has been conducted on the discussion of wealth tax and its distributional effects based on Piketty's point of view, and there is a research gap in this regard. In particular, the relationship between wealth tax and inequality in Iran's economy is an important issue for the evaluation of tax policies, which is the subject of the present research.

2. Materials and Methods

The purpose of this research is to investigate the effect of wealth tax on income distribution, therefore, following the model of Chu et al. (2000), Gini coefficient as an index of income distribution, dependent variable and wealth tax and income tax as independent variables in the model. became Also, following Berg and Ratsu (2001), Seifipour and Rezaei (2010) and Khodaparast and Saradari (2016), the unemployment rate was included as one of the variables affecting income distribution in the model. An increase in the unemployment rate is expected to lead to a worsening of income distribution. Because in the initial stages of unemployment, people with lower income and simple labor are unemployed. On the other hand, the subsidy targeting plan was implemented in Iran in 2009 with the aim of helping the income distribution. The results of this policy may affect the income distribution. Therefore, the targeting of subsidies was entered into the model as a dummy variable with zero and one values. This variable has a value of

zero for the years before 1389 and a value of 1 after 2010. In this way, the research model was defined as relation 1.

$$G_t = \beta_0 + \beta_1 TW_t + \beta_2 TY_t + \beta_3 U_t + \beta_4 D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

In relation 1, G_t is the Gini coefficient, TW_t is the wealth tax, TY_t is the income tax, U_t is the unemployment rate, and D_t is the dummy variableof targeting subsidies. In order to better interpret the results, their logarithms were used instead of the variables themselves. The unemployment rate variable, as it was calculated as a percentage, was used in the estimation in the same way. In this research, the Johansen-Juselius cointegration method and the vector error correction model (VECM) were used to estimate the model. The data used in this research is related to the time period of 1991-2018, which was collected from the time series database of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and also from the tax calendars in different years. The data related to wealth tax and income tax have been adjusted according to the price index and used as real variables.

3. Discussion

The estimated cointegration vector is shown in equation 2. It can be seen that all the variables have the expected sign and are consistent with the theoretical foundations. The wealth tax variable coefficient is -0.726, which has a negative relationship with the Gini coefficient. In other words, increasing the wealth tax will reduce the Gini coefficient and thus reduce inequality. The results show that a one percent increase in wealth tax on average reduces the Gini coefficient by 0.726 percent. Therefore, wealth tax acts as an equalizing factor in Iran's economy and confirms Piketty's theory in Iran's economy. The results show that the coefficient of the income tax variable is -1.319 and indicates a negative relationship between this variable and the Gini coefficient. So that a one percent increase in income tax reduces the value of the Gini coefficient by 1.319 percent. Comparing the results shows that wealth tax and income tax both reduce inequality in Iran's economy, but the effectiveness of income tax is higher than wealth tax.

$$LnG_t = -0.726\ LnTW_t + -1.319\ LnTY_t + 0.256\ U_t - 0.225\ D_t \quad (2)$$

Next, the vector error correction model (VECM) was estimated. The results show that the coefficient of the error correction sentence (ECT(-1)) with the t-statistic is 8.13 and it is significant at the 95% probability level. The value of this coefficient is -0.122, which, due to its negativity, confirms the cointegration between the variables of the model. The error correction coefficient shows that 12% of the imbalance created in the model is removed in one year. In other words, if there is a change in wealth tax or income tax, only 12% of the total impact of those changes

will appear on the Gini coefficient every year. In other words, if the government changes the rate of wealth tax or income tax, it will affect the Gini coefficient by 12% every year, so that the full effect of that policy on the Gini coefficient will last for 8 years. Therefore, the rate of adjustment of short-term changes in wealth tax rates to the long-term is very slow. Although increasing the wealth tax rate can reduce inequality in Iran's economy, this inequality reduction will happen in a long-term period of approximately 8 years.

4. Conclusion

In this research, the impact of wealth tax on inequality in Iran's economy was investigated. The results of the estimation of the long-term relationship showed that there is a negative relationship between the wealth tax and the Gini coefficient in Iran's economy. In such a way that increasing the wealth tax will reduce inequality in Iran's economy. This result confirms Piketty's (2015) theory in Iran's economy. The results also indicate the existence of a negative relationship between income tax and inequality in Iran's economy. So that the increase in income tax reduces the value of the Gini coefficient in Iran's economy. This result supports the findings of Khodaparast and Saradari (2016) and Dadgar and Ghaffari (2017). The results show that income tax has a greater impact on inequality than wealth tax. Based on the results, it is suggested that in order to reduce inequality in Iran's economy, attention to wealth tax based on Piketty's theory (2015) should be included in the agenda of policymakers so that by applying higher rates of wealth tax, which includes inheritance tax, Real estate, tax on interest on bank deposits, tax on securities and other wealth tax bases, to improve inequality in the economy. Also, by looking for new wealth tax bases such as cryptocurrencies tax and luxury car tax, it is possible to provide better distribution of income and wealth. The results of the estimation of the error correction model showed that the speed of impact of wealth tax policies on income distribution is very slow, so that applying a change in wealth tax shows only 12% of the total impact on inequality every year on average. Therefore, wealth tax policies to reduce inequality will be effective in the long run. Therefore, policy makers are advised not to expect a noticeable reduction in inequality in the early years of policy implementation and to have a long-term view of this issue if these policies are implemented. In this way, tax policymakers are suggested to use income tax programs for the short-term goals of income distribution and to adopt the wealth tax policy for the long-term goals of income distribution.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲

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 تأثیر مالیات بر ثروت بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران

مسعود سعادت‌مهر[1]، افشین بازگیر[2]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26476.3476
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۲
صص: ۱۳۷-۱۱۷

چکیده

براساس دیدگاه پیکتی، نرخ عایدي‌هاي ناشي از ثروت همواره از نرخ رشد اقتصادي بيشتر بوده و سهمي از درآمد ملي كه به سرمايه تعلق مي‌گيرد همواره بيشتر از سهم نيروي كار است؛ لذا نابرابري به‌صورت سيستمي و به‌طور فزآينده افزايش می‌يابد. راه‌حل اين مشكل، وضع ماليات حداكثري بر ثروت عنوان شده است. از اين‌رو، ماليات بر اجزاء ثروت با هدف كاهش نابرابری وضع گرديد. در ايران نيز اين نوع ماليات از اجزاء مختلف ثروت اخذ می‌شود؛ لذا اين تحقيق با هدف بررسی تأثير ماليات بر ثروت بر توزيع درآمد در ايران انجام شد. برای اين‌منظور، مدلی برآورد گرديد كه در آن ضريب جينی به‌عنوان متغير وابسته و ماليات بر ثروت و ماليات بر درآمد در كنار نرخ بيكاری متغيرهای مستقل هستند. تخمين‌ها با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۰ به كمک روش هم‌جمعی يوهانسن-جوسليوس انجام گرفت. نتايج نشان‌داد كه بين ماليات بر ثروت و ضريب جينی رابطهٔ منفی وجود دارد. به‌طوری‌كه يک‌درصد افزايش در ماليات بر ثروت باعث كاهش نابرابری به ميزان ۰/۷۲۹٪ می‌شود. نتايج نشان‌داد سرعت تأثيرگذاری سياست‌های ماليات بر ثروت بر توزيع درآمد بسيار كند است، به‌طوری‌كه اعمال يک تغيير در ماليات بر ثروت در هر سال تنها ۱۲٪ از كل تأثير خود را بر نابرابری نشان می‌دهد.

کلیدواژگان: مالیات بر ثروت، مالیات بر درآمد، توزیع درآمد، ضریب جینی، نابرابری.
طبقه‌بندی JEL: O15, H23, C22.

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: m.saadatmehr@pnu.ac.ir
۲. مربی گروه مدیریت، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
Email: afbazgir@pnu.ac.ir

ارجاع به مقاله: سعادت‌مهر، مسعود؛ و بازگیر، افشین، (۱۴۰۲). «بررسی تأثیر مالیات بر ثروت بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۶): ۱۱۷-۱۳۷. (doi: 10.22084/aes.2022.26476.3476).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4874.html?lang=fa

۱. مقدمه

سیاست‌های بازتوزیع درآمد یک اصل پذیرفته شده در تمامی کشورهای دنیا با هر نحلهٔ فکری و سیاسی می‌باشد. به‌طورکلی دولت‌ها برای تأمین منابع مربوط به فراهم‌سازی زیرساخت‌های ملی و نیز جلوگیری از شکاف و گسست طبقاتی شدید بین دهک‌های درآمدی و تضمین و تأمین منافع کارکنان و کارگران و به‌طور کلی آحاد جامعه، نسبت به وضع و اخذ مالیات‌های گوناگون اقدام می‌نمایند (سیفی‌پور و رضایی، ۱۳۹۰). در بین مالیات‌های اجتماعی مالیات بر ثروت از اهمیت خاصی برخوردار است. گرچه تعاریف مختلفی از ثروت بخش خصوصی ارائه شده است، اما مقصود اصلی از ثروت در یک دیدگاه کلی مالیاتی، اشاره به انواع، اجزا و یا مراحلی از وجود یا تحقق مالکیت ثروت است که در چارچوب‌های عملی و نظری وضع مالیات بر ثروت روی آن‌ها ممکن و یا منطقی است (زمانی، ۱۳۷۸).

«توماس پیکتی»[1] (۲۰۱۵) در کتاب *سرمایه در قرن بیست و یکم* به بحث نابرابری ثروت و نقش مالیات بر ثروت می‌پردازد. نظریهٔ اصلی مطرح شده در کتاب مذکور این است که اگر نرخ سود سرمایه از نرخ رشد کلی اقتصادی بیشتر باشد این امر باعث انباشت ثروت شده و در بلندمدت باعث عدم ثبات می‌شود. به‌همین دلیل، پیکتی سیستم مالیاتی را پیشنهاد می‌کند که برمبنای میزان ثروت به‌صورت تصاعدی افزایش پیدا کند. هدف از این‌کار جلوگیری از انباشت ثروت در دست عدهٔ معدودی عنوان شده است. پیکتی مدعی است، از آنجایی‌که نرخ عایدی‌های ناشی از ثروت (شامل: سود، سود سهام و اوراق قرضه، انواع اجاره از اجارهٔ مستغلات تا ماشین‌آلات و بهرهٔ وام) همواره از نرخ رشد اقتصادی بیشتر است؛ درنتیجه، سهمی از درآمد ملی که به سرمایه تعلق می‌گیرد، بیشتر از سهمی است که به نیروی کار تعلق می‌گیرد؛ بنابراین نابرابری به‌صورت سیستمی فزآینده است. بهترین راه‌حل برای این مشکل، حمله به اساس زاینده مشکل، یعنی ثروت است و این حمله نیز ازطریق مالیات حداکثری بر ثروت، حتی تا ۸۰٪ باید صورت گیرد (پیکتی، ۲۰۱۵: ۴۵۸-۴۴۹)؛ بنابراین مالیات بر اجزاء ثروت با هدف کاهش نابرابری وضع می‌شود. متعاقب نظریهٔ پیکتی، تحقیقات گوناگونی انجام‌گرفت که هرکدام به بررسی تأثیر مالیات بر ثروت در یک یا چند کشور پرداخته‌اند. برخی از این تحقیقات مانند «برگ» و «راتسو»[2] (۲۰۰۷)، «برولهرت» و «شمیدهنی»[3] (۲۰۱۸) و «گاونن» و همکاران[4] (۲۰۱۹) تأثیر مالیات بر ثروت در کاهش نابرابری را تأیید نموده‌اند و برخی دیگر از تحقیقات مانند «ژاکوبسن» و همکاران[5] (۲۰۱۷)، «فوئست» و همکاران[6](۲۰۱۸) و «کیپرز» و همکاران[7] (۲۰۲۰) نیز ازعان داشته که مالیات بر ثروت تأثیر معناداری در کاهش نابرابری نداشته است.

در اقتصاد ایران نیز این نوع مالیات برقرار است و از اجزاء مختلف ثروت اخذ می‌شود. اما تا چه اندازه این نوع مالیات در کاهش نابرابری در اقتصاد ایران مؤثر بوده است؟ سؤالی محوری است که تحقیق حاضر جهت پاسخ به

---

1. Piketty
2. Borge & Rattso
3. Brulhart & Schmidheiny
4. Guvenen et al.
5. Jakobsen et al.
6. Fuest et al.
7. Kuypers et al.

آن انجام گرفته است. در مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران بحث اثرات توزیعی مالیات‌ها به‌طور کلی موردتوجه بوده اســت، اما به‌طور خاص به بحث مالیات بر ثروت و اثرات توزیعی آن براســاس دیدگاه پیکتی، تحقیقی انجام نشـده اسـت و در این‌خصـوص یک خلاء مطالعاتی وجود دارد. به‌ویژه این‌که رابطهٔ مالیات بر ثروت با نابرابری در اقتصاد ایران یک موضوع مهم جهت ارزیابی سیاست‌های مالیاتی است که موضوع تحقیق حاضر می‌باشد. این پژوهش در هفت بخش تنظیم شـده اسـت؛ پس از مقدمه در بخش دوم، مبانی نظری مالیات بر ثروت و در بخش سوم پیشینهٔ تجربی بیان شده است. در بخش چهارم، متدولوژی و داده‌های تحقیق آمده است. در بخش پنجم، به توصیف آماری داده‌های تحقیق پرداخته شده؛ و تجزیه و تحلیل داده‌ها در بخش ششـم انجام شده اسـت. بخش هفتم، به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. دیدگاه‌های نظری مالیات و توزیع درآمد

رویکردهای نظری موجود درخصـوص مالیات‌ها و توزیع درآمد، بر اهمیت نقش مالیات بر توزیع درآمد تأکید دارند. در ابتدا این رویکردها بر چگونگی انتقال بار مالیاتی و پرداخت‌کنندهٔ نهایی مالیات توجه داشـــتند، اما به‌تدریج بر چگونگی سـیاسـت‌های بودجه‌ای دولت در تأمین حداقل شـرایط زندگی متمرکز شـدند. دولت‌ها از طریق وضـع مالیات‌های مختلف ســعی دارند تا در توزیع مجدد ثروت‌های اولیه دخالت کنند. کلاســیک‌ها توزیع عادلانه بار مالیاتی را بین طبقات مختلف مطرح نموده و کینزین‌ها به تقویت نظام رفاه اجتماعی تأکید دارند. ســیاســت‌های توزیع درآمد برای کینزی‌ها از اهمیت بیشتری نسبت به کلاسیک‌ها برخوردار است (سیفی‌پور و رضایی، ۱۳۹۰). نظریهٔ کالاهای اسـتحقاقی «ماسـگریو»[1] (۱۹۵۹) با تأکید بر نقش دولت در اسـتفاده از ابزار مالیات و یارانه برای توزیع درآمد ارائه شـد (سـالم و نادمی، ۱۳۹۶: ۴۹). درخصـوص نقش مالیات‌ها در توزیع درآمد، مالیات بر ثروت از جایگاه ویژه‌ای برخوردار بوده و طرف‌داران برجسـته‌ای داشـته اسـت. «کالدور»[2] (۱۹۵۶) خواسـتار مالیات بر ثروت برای کشورهای درحال توسعه شد، «آلایز»[3] (۱۹۷۷) پیشـنهاد داد که بیشـتر مالیات های مسـتقیم را با ۲٪ مالیات بر ثروت در فرانسه جایگزین کنند و پیکتی (۲۰۱۵) مالیات بر ثروت جهانی را خواستار شد.

ثروت ازنظر نوع مالکیت آن به‌طور کلی به ثروت بخش خصـوصـی و ثروت بخش دولتی قابل تقسـیم اسـت. منظور از ثروت در این پژوهش، ثروت بخش خصـوصـی و به‌تبع آن مالیات بر ثروت، مالیاتی اسـت که بر ثروت بخش خصوصی وضع می‌شود و یا قابل وضع است. گرچه تعاریف مختلفی از ثروت بخش خصوصی ارائه شده اسـت؛ مقصـود اصـلی از ثروت در یک دیدگاه کلی مالیاتی، اشـاره به انواع، اجزا و یا مراحلی از وجود یا تحقق مالکیت ثروت است که در چارچوب‌های عملی و نظری وضع مالیات بر ثروت روی آن‌ها ممکن است. قطع نظر از این موضوع که دولت‌ها به‌منظور تأمین هزینه‌های خود ناچار به یافتن پایه‌هایی به‌منظور وضع مالیات بر آن‌ها هسـتند، باید دلایل منطقی‌تری برای انتخاب ثروت به‌عنوان یک پایهٔ مالیاتی وجود داشـته باشـد. در این‌زمینه مجموعه‌ای از مواردی که از انتخاب ثروت به‌عنوان یک پایهٔ مالیاتی مناسب حمایت می‌کنند به‌شرح زیر می‌باشند (زمانی، ۱۳۷۸):

---

1. Musgrave
2. Keldor
3. Allais

۱- هرچه شخص دارای ثروت بیشتری باشد توانایی پرداخت بیشتری نیز دارد؛ بنابراین افراد ثروتمند براساس اصل توانایی پرداخت باید تعهد مالیاتی بیشتری نیز داشته باشند.

۲- مالیات بر ثروت باعث کاهش تمرکز سرمایه می‌گردد و این امر هم از نظر عدالت اجتماعی و توزیع عادلانهٔ ثروت و هم از نظر سیاسی مطلوب است.

۳- مالیات بر ثروت به تعبیری پرداخت بابت منافعی است که دارندگان ثروت از دولت دریافت می‌کنند.

۴- مالیات بر برخی از اجزاء ثروت درواقع تدارک راه عملی‌تر و کم‌هزینه‌تر برای جمع‌آوری بخشی از درآمدهای مالیاتی است.

۵- مالیات بر ثروت از طریق تشویق افراد به نگه‌داری دارایی‌هایشان به‌صورت مولد، منجر به استفادهٔ کاراتر از منابع می‌شود.

۶- مالیات بر ثروت به‌عنوان ابزار تأمین مالی برنامه‌های رفاه اجتماعی موردتوجه می‌باشد.

۷- مالیات بر انواع ثروت ازجمله مالیات بر املاک و مستغلات، مالیات بر ارث، مالیات بر هدایا، مالیات بر درآمدهای باد آورده و منافع سرمایه‌ای می‌توانند در کاهش نابرابری توزیع درآمد نقش مهمی ایفا کند (جعفری‌صیمیمی، ۱۳۷۱: ۱۴۲).

دیدگاه‌های متفاوت درخصوص مالیات بر ثروت وجود دارد؛ بعضی موافق مالیات بر ثروت و برخی دیگر مخالف آن هستند. موافقین مالیات بر ثروت معتقدند که توانایی مالی واقعی فرد به‌وسیلهٔ درآمد یک‌سال او نمی‌تواند برآورد شود؛ بلکه مجموع ثروت او معیار توانایی مالی و توانایی پرداخت محسوب می‌شود. اگر دو فرد درآمد سالانهٔ دویست میلیون ریال داشته باشند، اما یکی از آن‌ها در منزل خود یکصد میلیون ریال طلا یا پول نقد داشته باشد این دو نفر توانایی پرداخت یکسان ندارند؛ از این‌رو، وضع مالیات بر ثروت دارای را منطقی می‌دانند. در مقابل، مخالفین مالیات بر ثروت اظهار می‌کنند که ثروت، پس‌انداز اندوخته شده‌ای است که پس از کسر مالیات بر درآمد و مصرف باقی‌مانده و به‌عبارت دیگر مالیات آن ازطریق مالیات بر درآمد پرداخت شده است و وضع مالیات بر آن یک مالیات مضاعف است (پژویان، ۱۳۸۷: ۸۸).

پیکتی که از موافقین وضع مالیات بر ثروت است، در کتاب *سرمایه در قرن بیست و یکم* به بحث نابرابری ثروت و نقش مالیات بر ثروت می‌پردازد. نظریهٔ اصلی مطرح‌شده در کتاب مذکور این است که اگر نرخ سود سرمایه از نرخ رشد کلی اقتصادی بیشتر باشد این امر باعث انباشت ثروت شده و در بلندمدت باعث عدم ثبات می‌شود. به‌همین دلیل، پیکتی سیستم مالیاتی را پیشنهاد می‌کند که برمبنای میزان ثروت به‌صورت تصاعدی افزایش پیدا کند. از نظر پیکتی انباشت ثروت اتفاقی نیست و ذات نظام سرمایه‌داری است و برای مقابله با این پدیده، دخالت دولت الزامی است. پیکتی در بحث خود فرمولی را به‌کار می‌گیرد که در آن نرخ سود سرمایه (r) با نرخ رشد اقتصادی (g) رابطه دارد. وقتی نرخ رشد اقتصادی پایین است معمولاً ثروت بیشتر از محل سرمایه تأمین می‌شود تا از محل کار و انباشت ثروت بیشتر درمیان قشرهای ثروتمندتر رخ می‌دهد که باعث افزایش نابرابری می‌شود. پیکتی مدعی است، از آنجایی‌که نرخ عایدی‌های ناشی از ثروت (شامل: سود، سود سهام و اوراق قرضه، انواع اجاره از اجارهٔ مستغلات تا ماشین‌آلات و بهرهٔ وام) همواره از نرخ رشد اقتصادی بیشتر است، سهمی از درآمد ملی که به سرمایه تعلق می‌گیرد بیشتر از سهمی است که به نیروی کار تعلق می‌گیرد؛ بنابراین نابرابری به‌صورت

سیستمی افزایش می‌یابد. پیکتی ارث را نیز درهمین چارچوب مورد ارزیابی قرار می‌دهد. سرمایه یا ثروت، از نسلی به نسل دیگر از طریق ارث منتقل می‌شود و ادعای مرسوم که در یک نظام مبتنی‌بر بازار، طبقات اجتماعی براساس آموزش یا خلاقیت و... می‌توانند به‌راحتی جابه‌جا شوند تا آن حد که فرآیند کلی نابرابری فزآینده را معکوس یا متوقف کند، زیر سؤال می‌برد. پیکتی می‌پذیرد که نیروهای همگراکننده و برابرساز، همانند آموزش و مهارت و... به‌عنوان کاهندهٔ نابرابری عمل می‌کنند، اما قدرت نیروهای برابرساز (همگراکننده) در مقابل ثروت به‌عنوان قدرت اصلی زایندهٔ نابرابری (واگراکننده) بسیار ضعیف است. بهترین راه‌حل برای این مشکل، حمله به اساس زایندهٔ مشکل، یعنی ثروت است و این حمله نیز از طریق مالیات حداکثری بر ثروت باید صورت گیرد.

۳. پیشینهٔ پژوهش

برگ و راتسو (۲۰۰۷)، نقش مالیات بر توزیع درآمد در نروژ را بررسی نموده‌اند. نتایج نشان‌داد که با وجود این‌که مالیات بر مصرف بخش زیادی از مالیات را شامل می‌شود، اما مالیات بر ثروت اثر توزیعی بیشتری دارد.

ژاکوبسن و همکاران (۲۰۱۷)، در یک تحقیق توزیع نابرابر ثروت و هم‌چنین مالیات بر ثروت را در دانمارک بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر مالیات بر ثروت بر کاهش نابرابری ثروت در دانمارک اندک بوده است.

برولهرت و شمیدهنی (۲۰۱۸)، در یک تحقیق تأثیر افزایش نرخ مالیات بر ثروت را در کشور سویس بررسی نموده‌اند. در این تحقیق کشش مالیات بر ثروت با استفاده از روش پنل دیتا محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در نرخ مالیات بر ثروت، مقدار ثروت را به میزان سه درصد کاهش می‌دهد.

فوئست و همکاران (۲۰۱۸)، تأثیر مالیات بر ثروت را بر متغیرهای کلان اقتصادی در آلمان بررسی کرده و نرخ مالیات بر ثروت را محاسبه نموده‌اند. این تحقیق به روش تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) انجام شده است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که مالیات بر ثروت باعث کاهش تولید و اشتغال می‌شود و درمجموع درآمدهای مالیاتی را کاهش داده و تأثیر چندانی بر توزیع عادلانه درآمد و ثروت ندارد. نتایج این تحقیق، نظریهٔ پیکتی را رد می‌کند.

«کرنیک» و همکاران (۲۰۱۸)، در مطالعهٔ خود به برآورد مالیات بر ثروت در ۲۰ کشور اتحادیهٔ اروپا پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که درآمد بالقوهٔ مالیات بر ثروت به‌طور متوسط می تولند ۱/۵٪ تولید ناخالص داخلی در کشورهای اتحادیه اروپا باشد.

گاونن و همکاران (۲۰۱۹)، در یک مطالعه به بررسی تطبیقی مالیات بر درآمد سرمایه و مالیات بر ثروت پرداخته‌اند. این تحقیق با استفاده از داده‌های اقتصاد آمریکا انجام شده است. گاونن و همکاران استدلال می‌کنند که مالیات بر درآمد سرمایه از کارآفرینانی که فعالیت‌های تولیدی را انجام می‌دهند، اخذ می‌شود و از این‌رو با کاهش بهره‌وری همراه است. نتایج نشان می‌دهد که اگر مالیات بر درآمد سرمایه با مالیات بر ثروت جایگزین شود هم بهره‌وری را افزایش داده و هم توزیع ثروت را در جامعه متعادل‌تر می‌کند.

کیپرز و همکاران (۲۰۲۰)، در یک تحقیق به بررسی تأثیر مالیات بر ثروت بر نابرابری ثروت و درآمد در شش کشور اروپایی بلژیک، فنلاند، آلمان، فرانسه، اسپانیا و ایتالیا، با استفاده از شاخص‌های «کاکوانی»[1] پرداخته‌اند.

[1]. Kakwani Indices

نتایج نشان می‌دهد که مالیات بر ثروت تأثیر معناداری در کاهش نابرابری ندارد.

«دادگر» و «غفاری» (۱۳۸۷)، به بررسی تأثیر مالیات بر حقوق بر توزیع درآمد در ایران پرداخته‌اند. در این تحقیق، ضریب جینی به تفکیک دهک‌های درآمدی به عنوان معیار توزیع درآمد در نظر گرفته شده است. این تحقیق که به‌صورت آمار توصیفی و محاسبهٔ ضریب جینی قبل و بعد از مالیات انجام شده است، نشان می‌دهد که مالیات بر حقوق باعث بهبود توزیع درآمد در اقتصاد ایران می‌شود.

«سیفی‌پور» و «رضایی» (۱۳۹۰)، در یک تحقیق تأثیر مالیات‌ها را بر توزیع درآمد در ایران بررسی نموده‌اند. این تحقیق که با استفاده از روش هم‌انباشتگی انجام شده است، نشان می‌دهد که افزایش مالیات‌های مستقیم و کاهش مالیات‌های غیرمستقیم با عث بهبود توزیع درآمد می‌شوند.

«سالم» و «نادمی» (۱۳۹۶)، در یک تحقیق به بررسی تأثیر سیستم مالیاتی ایران بر توزیع درآمد پرداخته‌اند. برای این‌منظور از داده‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۱هش. و مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای استفاده شده است. نتایج برآورد مدل، حاکی از اثر آستانه‌ای مالیات‌ها بر توزیع درآمد می‌باشد؛ بدین‌معنا که مالیات‌ها تا یک حد آستانه، تأثیر معنی‌داری بر بهبود توزیع درآمد نداشته‌اند، اما پس از گذشت از این حد آستانه، افزایش نسبت مالیات‌ها به تولید ناخالص داخلی، باعث بدتر شدن توزیع درآمد شده است.

«خداپرست مشهدی» و «سرادارى» (۱۳۹۶)، تأثیر سیاست‌های مالیاتی را بر عدالت اقتصادی در ایران بررسی نموده‌اند. این تحقیق با استفاده از مدل VAR انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های مالیاتی و نرخ بیکاری دو متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی در اقتصاد ایران هستند.

«فراهتی» (۱۳۹۷)، به بررسی اثر ترکیب مالیاتی بر توزیع درآمد در ایران پرداخته است. این تحقیق با استفاده از روش ARDL انجام شده است. در این تحقیق، ضریب جینی به‌عنوان شاخص توزیع درآمد به‌کار برده شده است. نتایج نشان می‌دهد که جایگزینی مالیات بر درآمد با هرکدام از انواع مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات بر مصرف منجر به کاهش نابرابری می‌شود.

در مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران بحث اثرات توزیعی مالیات‌ها به‌طورکلی موردتوجه بوده است، اما به‌طور خاص به بحث مالیات بر ثروت و اثرات توزیعی آن براساس آن‌چه دیدگاه توماس پیکتی بوده، تحقیقی صورت نگرفته است و در این‌خصوص یک خلأ مطالعاتی وجود دارد؛ به‌ویژه این‌که رابطهٔ مالیات بر ثروت با نابرابری درآمد در اقتصاد ایران یک موضوع مهم جهت ارزیابی سیاست‌های مالیات بر ثروت است که موضوع تحقیق حاضر می‌باشد؛ از این‌رو، پژوهش حاضر از اهمیت و ضرورت لازم برخوردار بوده و متمایز از تحقیقات پیشین در ایران است.

٤. مواد و روش

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر مالیات بر ثروت بر توزیع درآمد است، لذا با تبعیت از مدل «چو» و همکاران[1] (۲۰۰۰)، ضریب جینی به‌عنوان شاخص توزیع درآمد، متغیر وابسته و مالیات بر ثروت و مالیات بر درآمد به‌عنوان متغیر مستقل در مدل لحاظ گردیدند. هم‌چنین با پیروی از برگ و راتسو (۲۰۰۱)، سیفی‌پور و رضایی (۱۳۹۰) و

[1]. Chu, Davoodi, & Gupta

خداپرست و سرادای (۱۳۹۶)، نرخ بیکاری به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر توزیع درآمد در مدل لحاظ گردید. انتظار می‌رود که افزایش نرخ بیکاری منجر به بدتر شدن توزیع درآمد شود؛ زیرا در مراحل اولیهٔ بیکاری، افراد با درآمد پایین‌تر و نیروی کار ساده بیکار می‌شوند. ازطرف دیگر، طرح هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران با هدف کمک به توزیع درآمد در سال ۱۳۸۹ در اقتصاد ایران به اجرا گذاشته شد، نتایج این سیاست ممکن است بر توزیع درآمد تأثیرگذار باشد؛ لذا هدفمندسازی یارانه‌ها به صورت یک متغیر مجازی با مقادیر صفر و یک وارد مدل شد. این متغیر برای سال‌های قبل از ۱۳۸۹ مقدار صفر و بعد از ۱۳۸۹ مقدار ۱ را دارد؛ به این ترتیب مدل تحقیق به‌صورت رابطهٔ ۱ تصریح شد.

$$G_t = \beta_0 + \beta_1 TW_t + \beta_2 TY_t + \beta_3 U_t + \beta_4 D_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در رابطهٔ ۱، G_t ضریب جینی، TW_t مالیات بر ثروت، TY_t مالیات بر درآمد، U_t نرخ بیکاری و D_t متغیر مجازی هدفمندسازی یارانه‌ها هستند. جهت تفسیر بهتری از نتایج، بجای خود متغیرها از لگاریتم آن‌ها استفاده گردید. متغیر نرخ بیکاری چون خود به‌صورت درصد محاسبه شده به‌همان شکل در تخمین مورداستفاده واقع شد. داده‌های مورداستفاده در این تحقیق مربوط به دورهٔ زمانی ۱۳۷۰–۱۳۹۷ بوده که از پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و همچنین از سالنامه‌های مالیات در سال‌های مختلف جمع‌آوری گردیدند. داده‌های مربوط به مالیات بر ثروت و مالیات بر درآمد با توجه به شاخص قیمت، تعدیل شده و به‌صورت متغیرهای واقعی به‌کار برده شده‌اند.

در این پژوهش جهت برآورد مدل از روش هم‌جمعی یوهانسن-جوسلیوس و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. در اغلب سری‌های زمانی مشاهده می‌شود که این سری‌ها تمایل دارند در یک‌جهت و یک‌سو حرکت کنند. علت آن را می‌توان روندی دانست که در تمامی آن‌ها مشترک است. درواقع در برآورد الگو دیده می‌شود که حتی در مواردی که یک رابطهٔ اقتصادی معنی‌دار بین آن‌ها وجود ندارد، هم‌بستگی شدیدی مشاهده می‌شود که ما را به یک رگرسیون کاذب می‌رساند. برای جلوگیری از این امر در روش‌های سنتی یک متغیر روند زمانی در بین متغیرهای مستقل الگو لحاظ می‌شود تا به‌وسیلهٔ آن ارتباط کاذب بین متغیرهای سری زمانی را حذف نمود. ولی در حالتی که متغیرهای سری زمانی روند–پایا نیستند، اضافه کردن روند زمانی در مدل موجب پایایی نمی‌گردد. در نتیجهٔ آزمون‌های آماری مانند t و F دیگر اعتبار لازم را ندارند. برای جلوگیری از این شرایط می‌توان از متغیرهای تفاضل‌گیری شده استفاده نمود، ولی در این‌صورت برای حفظ اطلاعات بلندمدت در رابطه با سطح متغیرها کار خاصی نمی‌توان کرد. در این‌شرایط مفهوم هم‌جمعی مطرح می‌شود که می‌توان با توجه به آن هم نگران رگرسیون کاذب نبود و هم اطلاعات بلندمدت را حفظ کرد. مفهوم هم‌جمعی بیان می‌کند که اگر متغیرهای سری زمانی همگی هم‌جمع از مرتبهٔ d باشند، در صورتی‌که بتوان یک رگرسیون خطی بین آن‌ها تعریف نمود که جملهٔ اخلال آن پایا از مرتبهٔ b باشد که در آن b کوچک‌تر از d است، در آن حالت می‌گویند سری‌های زمانی هم‌جمع از مرتبهٔ d اهستند. اگر هم‌جمعی برقرار باشد آنگاه می‌توان از روش‌های معمول اقتصادسنجی در برآورد پارامترها استفاده کرد و از استنباط‌های آماری مبتنی‌بر آماره‌های t و F بهره برد. با توجه

به این‌که در این پژوهش، تعداد متغیرهای مدل بیشتر از ۲ می‌باشد، نمی‌توان از روش انگل گرنجر استفاده نمود؛ از این‌رو، جهت برآورد پارامترها از روش هم‌جمعی یوهانسن–جوسلیوس استفاده شد. در این روش وجود هم‌جمعی و تعداد بردارهای هم‌جمعی و همچنین لزوم وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در مدل به‌طور همزمان و یک‌جا تعیین می‌شود. پس از برآورد مدل بلندمدت، مدل تصحیح خطای برداری (VECM) نیز برآورد می‌گردد. این مدل نوسانات کوتاه‌مدت را به مقادیر تعادلی و بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. درواقع، وقتی دو متغیر هم‌جمع باشند یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادلی وجود داشته باشد که می‌توان از آن تحت عنوان «خطای تعادل» نام‌برد. ضریب این خطای تعادل بیانگر سرعت تعدیل الگو به‌سمت بلندمدت است.

۵. توصیف آماری متغیرها

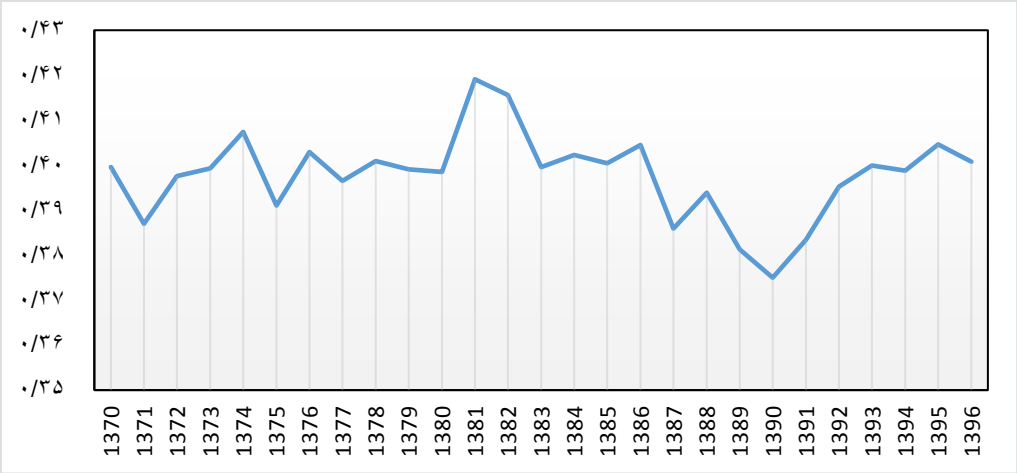
در جدول ۱، آمار توصیفی داده‌ها، شامل: میانگین، انحراف معیار، ماگزیمم، مینیمم، چولگی و کشیدگی نشان داده شده است؛ همان‌طورکه مشاهده می‌شود مقادیر چولگی برای همهٔ متغیرها در بازهٔ (۲ و ۲–) بوده و حاکی از آن است که همهٔ متغیرها از چولگی نرمال برخوردار هستند. مقادیر کشیدگی همهٔ متغیرهای مدل نیز در بازهٔ (۲ و ۲) بوده و نشان‌دهندهٔ این است که همهٔ متغیرها دارای کشیدگی نرمال هستند.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق
Tab. 1: Descriptive statistics of research variables

متغیر	میانگین	انحراف معیار	ماگزیمم	مینیمم	چولگی	کشیدگی
G_t	۰/۳۹۸۳	۰/۰۰۹۸	۰/۴۱۹۱	۰/۳۷۵۰	–۰/۲۵۵	۰/۶۷۲
TW_t	۳۳/۲۲	۱۱/۴۷	۵۳/۰۹	۱۴/۴۴	–۰/۱۸۳	–۱/۳۸۰
TY_t	۱۳۳/۹۵	۴۸/۴۴	۲۱۷/۲۴	۵۳/۵۹	–۰/۱۳۱	–۱/۲۲۳
U_t	۱۱/۷	۱/۳۵	۱۴/۳۰	۹/۱۰	۰/۱۲۰	–۰/۵۸۰

(مأخذ: محاسبات تحقیق).

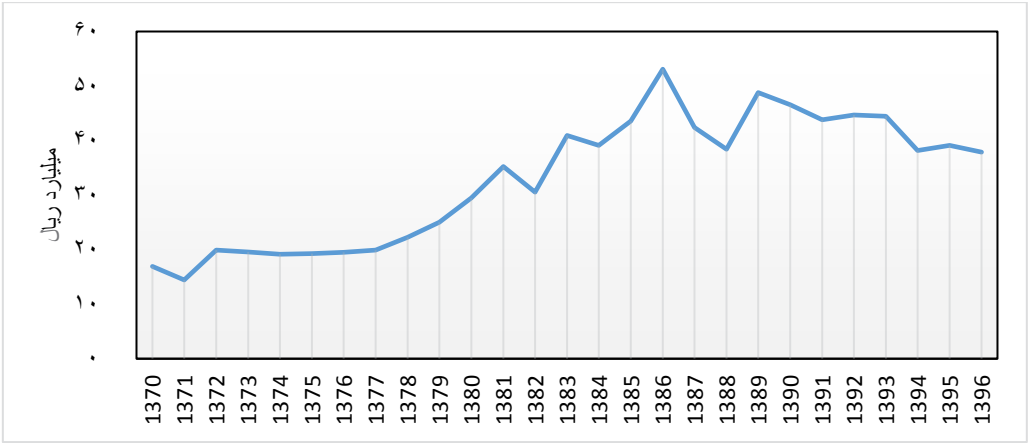
نمودار ۱، روند ضریب جینی در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. صرف‌نظر از نوسانات کوتاه‌مدت، ضریب جینی از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۸۱ از یک روند صعودی برخوردار بوده است؛ به‌طوری‌که در سال ۱۳۸۱ به بالاترین میزان، یعنی ۰/۴۱۹۱ رسیده است. از سال ۱۳۸۱ تا سال ۱۳۹۰ در کنار نوسانات کوتاه‌مدت دارای روند نزولی بوده، به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۰ به پایین‌ترین میزان، یعنی ۰/۳۷۵ رسیده است. ضریب جینی از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ برای بار دوم در مسیر صعودی قرار گرفته است.



نمودار ۱: روند ضریب جینی در اقتصاد ایران (مآخذ: محاسبات تحقیق).

Dig. 1: The trend of the Gini coefficient in Iran's economy (source: research computation).

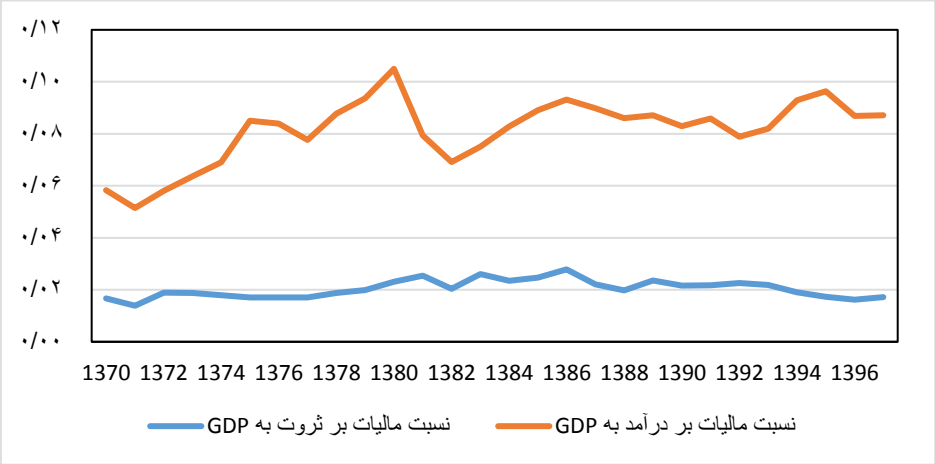
نمودار ۲، روند مالیات بر ثروت را در اقتصاد ایران نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود مقدار مالیات بر ثروت اخذ شده توسط دولت که برحسب شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل شده است، از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۸۶ دارای یک روند نسبتاً صعودی بوده است. از سال ۱۳۸۶ به‌بعد اگرچه در کوتاه‌مدت دامنهٔ نوسانات عمیق‌تر شده است، اما از یک روند نزولی برخوردار شده است.



نمودار ۲: روند مقدار مالیات بر ثروت واقعی در اقتصاد ایران (مآخذ: محاسبات تحقیق).

Dig. 2: The trend of the amount of tax on real wealth in Iran's economy (source: research computation).

نمودار ۳، نسبت مالیات بر ثروت و نسبت مالیات بر درآمد به‌عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که نسبت مالیات بر ثروت به GDP از نسبت مالیات بر درآمد به GDP در تمام سال‌ها کمتر بوده و همچنین از روند با ثبات‌تری نیز برخوردار است؛ به‌عبارت دیگر، دامنهٔ نوسانات نسبت مالیات بر درآمد بیشتر از نسبت مالیات بر ثروت می‌باشد.



نمودار ۳: روند نسبت مالیات بر ثروت و مالیات بر درآمد به GDP در اقتصاد ایران (مأخذ: محاسبات تحقیق).

Dig. 3: The trends in the ratio of wealth tax and income tax to GDP in Iran's economy (source: research computation).

٦. تجزیه و تحلیل داده‌ها

در ابتدا، پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) بررسی گردید. در این آزمون برای تعیین طول وقفه از معیار شوارتز بیزین استفاده شد. نتایج پایایی متغیرها در جدول ۲ آمده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود فرضیهٔ صفر مبنی‌بر وجود ریشهٔ واحد برای هیچ‌یک از متغیرها رد نمی‌شود و کلیهٔ متغیرهای الگو در سطح داده‌ها ناپایا هستند. نتایج آزمون پایایی تفاضل اول متغیرها نشان می‌دهد که فرضیهٔ ناپایایی تمامی متغیرها پس از یک‌بار تفاضل‌گیری رد می‌شود؛ بنابراین همهٔ متغیرها پایا از درجهٔ یک (1)I هستند.

جدول ۲: بررسی پایایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ADF

Tab. 2: Checking the stationarity of model variables using ADF test

نام متغیر	تعداد وقفه	عرض از مبدأ	روند	مقدار آماره ADF	مقدار بحرانی	نتیجه
LnG	۰	+	–	۲/۶۸	۲/۹۷	ناپایا
LnG	۰	+	+	۲/۵۶	۳/۵۸	ناپایا
DLnG	**۰**	+	–	**۷/۱۲**	**۲/۹۸**	**پایا**
LnTW	۰	+	–	۱/۵۶	۲/۹۷	ناپایا
LnTW	۰	+	+	۱/۳۳	۳/۵۸	ناپایا
DLnTW	**۰**	+	–	**٦/۹۱**	**۲/۹۸**	**پایا**
LnTY	۲	+	–	۱/۸۶	۲/۹۸	ناپایا
LnTY	۱	+	+	۲/۹۴	۳/۵۹	ناپایا
DLnTY	**۱**	+	–	**٤/٦١**	**۳/٦۰**	**پایا**
U	۰	+	–	۲/۵۷	۲/۹۷	ناپایا
U_t	۰	+	+	۲/۵۴	۴/۳۳	ناپایا

DU_t	۰	+	–	۵/۱۱	۲/۹۸	پایا

(مآخذ: محاسبات تحقیق).

در روش هم‌جمعی یوهانسن–جوسلیوس تعیین مرتبهٔ الگوی VAR از اهمیت بالایی برخوردار است. برای این‌منظور از معیارهای شوارتز بیزین و حنان کوئین استفاده شد. نتایج تعیین طول وقفه در جدول ۳ آمده است؛ همان‌طورکه مشاهده می‌شود هر دو معیار شوارتز بیزین و حنان کوئین در وقفهٔ یک بیشترین مقدار را دارند، لذا طول وقفه براساس هر دو معیار برابر یک تعیین گردید.

جدول ۳: تعیین تعداد وقفهٔ بهینهٔ مدل

Tab. 3: Determining the optimal number of Lags in the model

تعداد وقفه	شوارتز – بیزین	حنان کوئین	نتیجه
۰	۰/۰۶۸	۰/۲۴۴	–
۱	۴/۱۷۷	۵/۲۳۴	تایید
۲	۲/۶۵۹	۴/۵۹۷	–
۳	۲/۳۷۱	۵/۱۹۰	–

(مآخذ: محاسبات تحقیق).

در روش یوهانسن از آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی استفاده می‌شود. برای این‌منظور ابتدا رتبهٔ VAR را براساس نتیجهٔ وقفهٔ بهینه به‌دست آمده باید برابر با یک قرار داد؛ سپس برای تصمیم‌گیری درمورد منظور کردن متغیرهای قطعی عرض از مبدأ و روند در بردارهای هم‌جمعی، الگوهای پنج‌گانهٔ VAR را برآورد نمود. این الگوهای پنج‌گانه به‌ترتیب عبارتند از:

۱. عدم وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در بلندمدت و کوتاه‌مدت.

۲. وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در کوتاه‌مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت.

۳. وجود عرض از مبدأ و نبود روند زمانی در کوتاه‌مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت.

۴. عدم وجود روند زمانی در کوتاه‌مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت.

۵. وجود روند زمانی در کوتاه‌مدت که موجب روند زمانی درجهٔ دوم در بلندمدت می‌شود.

اکنون لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی در الگو را به‌صورت توأم با تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی آزمون می‌کنیم. در این روش فرضیهٔ وجود هیچ بردار هم‌جمعی ($r=0$) را به ترتیب از الگوی اول تا الگوی پنجم آزمون می‌شود. اگر براساس کمیت‌های بحرانی آزمون اثر این فرضیه رد شود، در مرحلهٔ دوم فرضیهٔ صفر $r=1$ آزمون می‌گردد. به‌همین ترتیب، این آزمون برای $r=2$ و بیشتر تکرار می‌شود تا فرضیهٔ صفر مورد پذیرش واقع شود. در این‌صورت تعداد بردارهای هم‌جمعی به‌همراه الگوی مناسب به‌طور یک‌جا مشخص می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۲۴–۲۱).

خلاصهٔ نتایج در جدول ۴ آمده است؛ در این جدول، تمامی کمیت های آمارهٔ $\lambda trac$ در سطر اول برای الگوهای اول تا پنجم از مقادیر بحرانی ارائه شده ازسوی یوهانسن و جوسیلیوس در سطح ۹۵٪ بزرگ‌تر هستند. در نتیجه، فرضیهٔ $r=0$ براساس هر پنج الگوی یاد شده رد می‌شود. در سطر دوم جدول فوق، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر وجود یک بردار هم‌جمعی $r=1$ در الگوی اول رد نمی‌شود؛ زیرا کمّیت آمارهٔ آزمون $\lambda trac$ مربوط به این الگو ۳۸/۶۷ است که

از مقدار بحرانی ارائه شده در سطح ۹۵٪، یعنی ۴۰/۱۷ کوچک‌تر است. پس الگوی مورد پذیرش، الگوی اول و تعداد بردارهای هم‌جمعی برابر یک (r=1) است.

جدول ٤: کمّیت‌های آمارهٔ آزمون λtrac به‌منظور تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای هم‌جمعی

Tab. 4: Quantities of the λtrac test statistic in order to determine the appropriate model and the number of co-integration vectors

فرضیه‌ها	الگوی اول		الگوی دوم		الگوی سوم		الگوی چهارم		الگوی پنجم	
H_0	آمارهٔ λtrac	مقدار بحرانی	آمارهٔ λtrac	مقدار بحرانی	آمارهٔ λtrac	مقدار بحرانی	آمارهٔ λtrac	مقدار بحرانی	آمارهٔ λtrac	مقدار بحرانی
r =0	۶۴/۳۳	۶۰/۰۶	۸۲/۲۵	۷۶/۹۷	۷۲/۹۹	۶۹/۸۱	۱۰۱/۴۵	۸۸/۸۰	۹۳/۸۲	۷۹/۳۴
r<=1	۳۸/۶۷	۴۰/۱۷	۵۲/۳۷	۵۴/۰۷	۴۴/۲۶	۴۷/۸۵	۶۷/۵۲	۶۳/۸۷	۶۱/۷۰	۵۵/۲۴
r<=2	۲۲/۱۶	۲۴/۲۷	۳۴/۷۱	۳۵/۱۹	۲۸/۲۰	۲۹/۷۹	۳۹/۹۴	۴۲/۹۱	۳۷/۵۳	۳۵/۰۱
r<=3	۱۰/۴۱	۱۲/۳۲	۱۸/۸۵	۲۰/۲۶	۱۳/۳۱	۱۵/۴۹	۲۴/۱۳	۲۵/۸۷	۲۱/۷۲	۱۸/۳۹

(مآخذ: محاسبات تحقیق).

بردار هم‌جمعی برآورد شده براساس الگوی اول در جدول ۵ آمده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود همهٔ متغیرهای مدل به‌جز متغیر مجازی Dt دارای آمارهٔ t بالایی بوده و در سطح احتمال ۹۵٪ معنی‌دار می‌باشند. متغیر Dt متغیر مجازی مربوط به طرح هدفمندسازی یارانه‌ها است و نشان می‌دهد که هدفمندسازی یارانه‌ها تأثیر معنی‌داری بر ضریب جینی و نابرابری در ایران نداشته است. مقدار آمارهٔ t متغیرهای مالیات بر ثروت ۲/۹۰۴ و مالیات بر درآمد ۳/۱۴۸ بوده که در سطح احتمال ۹۵٪ حاکی از تأثیر معنی‌دار این متغیرها بر ضریب جینی در اقتصاد ایران است.

جدول ٥: بردار هم‌جمعی برآورد شده

Tab. 5: The estimated cointegration vector

متغیر	LnG_t	$LnTW_t$	$LnTY_t$	U_t	D_t
۱	۰/۷۲۶	۰/۷۲۶	۱/۳۱۹	-۰/۲۵۶	۰/۲۲۵
-	۰/۲۵۰	۰/۲۵۰	۰/۴۱۹	۰/۰۵۶	۰/۱۴۹
-	۲/۹۰۴	۲/۹۰۴	۳/۱۴۸	۴/۵۷۱	۱/۵۱۰

(مآخذ: محاسبات تحقیق).

بردار هم‌جمعی برآورد شده در جدول ۵ به‌صورت رابطهٔ ۲ بازنویسی گردید. در رابطهٔ ۲ همهٔ متغیرها علامت مورد انتظار را دارند و از این‌نظر با مبانی نظری سازگار می‌باشند. ضریب متغیر مالیات بر ثروت برابر ۰/۷۲۶- بوده که با ضریب جینی رابطهٔ منفی دارد. به‌عبارت دیگر، افزایش مالیات بر ثروت باعث کاهش ضریب جینی و در نتیجه کاهش نابرابری خواهد شد. نتایج نشان می‌دهد که یک‌درصد افزایش در مالیات بر ثروت به‌طور متوسط ضریب جینی را به میزان ۰/۷۲۶٪ کاهش می‌دهد؛ از این‌رو، مالیات بر ثروت به‌عنوان یک عامل برابرساز در اقتصاد ایران

عمل نموده و نظریهٔ پیکتی در اقتصاد ایران را تأیید می‌کند. نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل در رابطهٔ ۲ نشان می‌دهد که متغیر مالیات بر درآمد با ضریب جینی در اقتصاد ایران رابطهٔ عکس دارد. مقدار ضریب این متغیر ۱/۳۱۹- بوده و حاکی از رابطهٔ منفی این متغیر با ضریب جینی است؛ به‌طوری‌که یک‌درصد افزایش در مالیات بر درآمد مقدار ضریب جینی را به میزان ۱/۳۱۹٪ کاهش می‌دهد. مقایسهٔ نتایج حاصل نشان می‌دهد که مالیات بر ثروت و مالیات بر درآمد هر دو باعث کاهش نابرابری در اقتصاد ایران می‌شوند، اما ضریب تأثیرگذاری مالیات بر درآمد بیشتر از مالیات بر ثروت است. متغیر نرخ بیکاری به‌عنوان عامل نابرابری در مدل تحقیق می‌باشد ضریب این متغیر ۰/۲۵۶ است و نشان می‌دهد که یک‌درصد افزایش در نرخ بیکاری، ضریب جینی را به‌میزان ۰/۲۵۶٪ افزایش داده و باعث نابرابری در اقتصاد ایران می‌شود.

$$LnG_t = -0.726\ LnTW_t + -1.319\ LnTY_t + 0.256\ U_t - 0.225\ D_t \qquad (۲)$$

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرها، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را به‌وجود آورد. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا این است که نوسانات کوتاه‌مدت را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد؛ بنابراین در این تحقیق، مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برآورد گردید که نتایج آن در جدول ۶ آمده است؛ همان‌طورکه مشاهده می‌شود با توجه به آمارهٔ t، کلیه متغیرهای مدل به‌جز متغیر D_t در سطح احتمال ۹۵٪ معنادار هستند. ضریب جملهٔ تصحیح خطا ((ECT(-1)) با آمارهٔ t برابر ۸/۱۳ در سطح احتمال ۹۵٪ معنی‌دار است. مقدار این ضریب ۰/۱۲۲- بوده که با توجه به منفی بودن آن، هم‌جمعی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در یک‌سال به میزان ۱۲٪ از عدم تعادل ایجاد شده در مدل برطرف می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، اگر تغییری در مالیات بر ثروت یا مالیات بر درآمد ایجاد شود در هر سال تنها به‌میزان ۱۲٪ از تأثیر کل آن تغییرات بر ضریب جینی ظاهر می‌شود. به‌بیان دیگر، اگر دولت نرخ مالیات بر ثروت یا مالیات بر درآمد را تغییر دهد هر سال به‌میزان ۱۲٪ بر ضریب جینی تأثیر می‌گذارد به‌طوری‌که اثر کامل آن سیاست بر ضریب جینی ۸ سال به‌طول خواهد انجامید؛ از این‌رو، نتایج نشان می‌دهد که، سرعت تعدیل تغییرات کوتاه‌مدت در نرخ‌های مالیات بر ثروت به‌سمت بلندمدت بسیار کند است؛ بنابراین اگرچه افزایش نرخ مالیات بر ثروت می‌تواند باعث کاهش نابرابری در اقتصاد ایران شود، اما این کاهش نابرابری در یک دورهٔ بلندمدت تقریباً ۸ ساله اتفاق خواهد افتاد. با توجه نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول ۶ ، ضریب متغیر DLnTW(-1) برابر ۰/۰۱۸ – است و نشان می‌دهد که یک‌درصد افزایش در مالیات بر ثروت در هر دوره نسبت به دورهٔ قبل، ضریب جینی را در یک دوره آینده به‌میزان ۰/۰۱۸٪ کاهش می‌دهد. به‌بیان دیگر، اگر مالیات بر ثروت در سال جاری نسبت به سال قبل، یک‌درصد افزایش یابد ضریب نابرابری در سال آینده ۰/۰۱۸٪ کاهش می‌یابد. نتایج همچنین حاکی از آن است ضریب متغیر DLnTY(-1) برابر ۰/۲۴۰- است که نشان می‌دهد اگر مالیات بر درآمد در دو سال متوالی به‌میزان یک‌درصد افزایش‌یابد در سال سوم ضریب نابرابری ۰/۰۲۴٪ کاهش خواهد یافت. ضریب متغیر DU(-1) برابر ۰/۰۰۹۷ بوده که براساس آن نتیجه گرفت اگر نرخ بیکاری در سال جاری نسبت به سال قبل یک‌درصد کاهش یابد، ضریب نابرابری در سال آینده ۰/۰۰۹۷ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ٦: برآورد مدل تصحیح خطای برداری

Tab. 6: Estimation of vector error correction model

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t
ECT(-1)	-۰/۱۲۲	۰/۰۱۵	-۸/۱۳۳
DLnG(-1)	۰/۴۱۰	۰/۱۴۱	۲/۹۰۷
DLnTW(-1)	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۴	-۴/۵
DLnTY(-1)	-۰/۰۲۴	۰/۰۰۵	-۴/۸
DU(-1)	۰/۰۰۹۷	۰/۰۰۴	۲/۴۲
DD(-1)	-۰/۰۳۵	۰/۰۳۰	-۱/۱۵

(مآخذ: محاسبات تحقیق).

۷. نتیجه‌گیری

در این پژوهش براساس نظریهٔ پیکتی (۲۰۱۵) تأثیر مالیات بر ثروت بر نابرابری بررسی شد؛ لذا مدلی برآورد گردید که در آن ضریب جینی به‌عنوان متغیر وابسته و مالیات بر ثروت و مالیات بر درآمد در کنار نرخ بیکاری متغیرهای مستقل بودند. تخمین‌ها با استفاده از داده‌های سری زمانی به کمک روش هم‌جمعی یوهانسن-جوسلیوس انجام‌گرفت. نتایج حاصل از برآورد رابطهٔ بلندمدت نشان‌داد که بین مالیات بر ثروت و ضریب جینی در اقتصاد ایران رابطهٔ منفی وجود دارد؛ به‌گونه‌ای که افزایش مالیات بر ثروت باعث کاهش نابرابری در اقتصاد ایران می‌شود؛ بنابراین نظریهٔ پیکتی (۲۰۱۵) در اقتصاد ایران تأیید می‌شود. این نتیجه با یافته‌های برگ و راتسو (۲۰۰۱) در نروژ، برولهرت و شمیدهنی (۲۰۱۸) در سویس، گاونن و همکاران (۲۰۱۹) در آمریکا، و سیفی‌پور و رضایی (۱۳۹۰) در ایران سازگاری دارد. نتایج همچنین حاکی از وجود رابطهٔ منفی بین مالیات بر درآمد و نابرابری در اقتصاد ایران دارد؛ به‌طوری‌که افزایش مالیات بر درآمد مقدار ضریب جینی را در اقتصاد ایران کاهش می‌دهد. این نتیجه از یافته‌های خداپرست‌مشهدی و سرادارای (۱۳۹۶) و دادگر و غفاری (۱۳۸۷) پشتیبانی می‌کند. نتایج همچنین نشان‌داد که میزان تأثیرگذاری مالیات بر درآمد بر نابرابری بیشتر از مالیات بر ثروت است؛ به‌طوری‌که یک‌درصد افزایش در مالیات بر درآمد ضریب جینی را به میزان ۱/۳۲٪ کاهش می‌دهد؛ درحالی‌که یک‌درصد افزایش در مالیات بر ثروت ضریب جینی را ۰/۷۳٪ کاهش می‌دهد. به‌طورکلی براساس نتایج حاصل، پیشنهاد می‌گردد تا جهت کاهش نابرابری در اقتصاد ایران توجه به مالیات بر ثروت براساس نظریهٔ پیکتی (۲۰۱۵) در دستور کار سیاست‌گذاران قرار گیرد؛ به‌طوری‌که با اعمال نرخ‌های بالاتر مالیات بر ثروت که شامل مالیات بر ارث، مالیات بر املاک و مستغلات، مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، مالیات بر اوراق بهادار و سایر پایه‌های مالیات بر ثروت، زمینهٔ بهبود نابرابری در اقتصاد فراهم شود. همچنین با جستجوی پایه‌های جدید مالیات بر ثروت مانند مالیات بر ارزهای دیجیتالی و مالیات بر خودروهای لوکس، می‌توان زمینه‌های توزیع بهتر درآمد و ثروت را فراهم نمود. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا نشان‌داد که سرعت تأثیرگذاری سیاست‌های مالیات بر ثروت بر توزیع درآمد بسیار کند است؛ به‌طوری‌که اعمال یک تغییر در مالیات بر ثروت به‌طور متوسط در هر سال تنها ۱۲٪ از کل تأثیر خود را بر نابرابری نشان می‌دهد. به‌عبارت دیگر، اعمال سیاست مالیات بر ثروت پس از گذشت تقریباً ۸ سال تأثیر کامل خود را بر توزیع

درآمد بروز خواهد داد. از این‌رو، می‌توان نتیجه گرفت که سیاست‌های مالیات بر ثروت جهت کاهش نابرابری، در بلندمدت تأثیرگذار خواهند بود؛ لذا به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود در صورت اعمال این سیاست‌ها، انتظار کاهش محسوس نابرابری در سال‌های اولیه اعمال سیاست را نداشته و به این موضوع نگاه بلندمدت داشته باشند. به این‌ترتیب به سیاست‌گذاران حوزهٔ مالیاتی پیشنهاد می‌شود جهت اهداف کوتاه‌مدت توزیع درآمد از برنامه‌های مالیات بر درآمد استفاده نموده و جهت اهداف بلندمدت توزیع درآمد، سیاست مالیات بر ثروت را در پیش بگیرند.

کتابنامه

– پژویان، جمشید، (۱۳۸۷). *مالیه عمومی و تعیین خط و مشی دولت‌ها*. چاپ نوزدهم، تهران: انتشارات دانشگاه پیام نور.

– جعفری‌صمیمی، احمد، (۱۳۷۱). *اقتصاد بخش عمومی*. چاپ اول، تهران: انتشارات سمت.

– خداپرست‌مشهدی، مهدی؛ و سرادراری، احمد، (۱۳۹۶). «تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر تحقق عدالت اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴». *همایش ملی مالیات بر ارزش افزوده: فرصت‌ها و چالش‌ها*، ایران، مشهد.

– دادگر، یدالله؛ و غفاری، علی‌اکبر، (۱۳۸۷). «بررسی اثر مالیات حقوق بر توزیع درآمد در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی». ۸ (۳): ۹۷-۷۳. (http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7526-fa.html).

– زمانی، احمد، (۱۳۷۸). «بررسی سیستم مالیات بر ثروت در ایران و برآورد ظرفیت مالیاتی برخی از اجزای آن». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۷ (۱۱): ۶۶-۳۹.

– سالم، علی‌اصغر؛ و نادمی، یونس، (۱۳۹۶). «مالیات‌ها و توزیع درآمد در ایران: رویکرد رگرسیون آستانه‌ای». *پژوهشنامه مالیات*. ۲۵ (۳۴): ۶۳-۴۷ (http://taxjournal.ir/article-1-1171-fa.html).

– سیفی‌پور، رویا؛ و رضایی، محمدقاسم، (۱۳۹۰). «بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تاکید بر مالیات‌ها». *پژوهشنامه مالیات*، ۱۹ (۱۰): ۱۴۲-۱۲۱ (http://taxjournal.ir/article-1-100-fa.html).

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

– فراهتی، محبوبه، (۱۳۹۷). «اثر ترکیب مالیاتی بر توزیع درآمد در ایران: رویکرد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵ (۳): ۲۱۲-۱۸۵ (https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7952.html?lang=fa).

– مهاجری، پریسا؛ و سبحانیان، سیدمحمدهادی، (۱۴۰۰). «سنجش تأثیر معافیت کالاها و خدمات بر ضریب جینی و شدت تنازلی بودن مالیات بر ارزش‌افزوده؛ مقایسهٔ قانون مالیات بر ارزش‌افزودهٔ سال ۱۳۸۷ و اصلاحات مصوب آن در سال ۱۳۹۹». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰ (۳۹): ۴۵-۷۱. (doi: 10.22084/AES.2020.21838.3079).

– نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی*. چاپ اول، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

- Borge, E. & Rattso, J., (2001). “Income Distribution and tax structure: Microeconomic Test of the Meltzer – Richard Hypothesis”. *CES Working paper,* No. 543.

- Brulhart, M. & Schmidheiny, K., (2018). “Taxpayers Seek Strategies to Avoid Wealth Tax”. *Ifo DICE Report,* 16 (2): 19-21.

- Chu, K.; Davoodi, H. & Gupta, S., (2000). “Income distribution and tax and government social spending policies in developing countries, Fiscal affairs Department, International Monetary Fund (IMF)”. *Working Paper,* No. 214: 1-47.

- Dadgar, Y. & Ghafari, A. A., (2008). “The analysis of the impact of income tax on income distribution in Iran”. *The Economic Research,* 8 (3): 73-97. (In Persian)

- Farahati. M., (2018). “The Effect of the Tax Mix on Income Distribution in Iran: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach”. *Applied Theories of Economics,* 5 (3): 185-212. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7952.html?lang=fa(In Persian)

- Fuest, C.; Neumeier, F.; Stimmelmayr, M. & Stöhlker, D., (2018). “The Economic Effects of a Wealth Tax in Germany”. *ifo DICE Report*, 16 (2): 1-13.

- Guvenen, F.; Kambourov, G.; Kuruscu, B.; Ocampo-Diaz, S. & Chen, D., (2019). “Use It or Lose It: Efficiency Gains from Wealth Taxation”. *National Bureau of Economic Research,* No. w26284.

- Jafari Samimi, A., (1992). *Public sector economics.* First edition, Tehran: Samt Publications. (In Persian)

- Jakobsen, K.; Jakobsen, K.; Kleven, H. & Zucman, G., (2017). “Wealth Taxation and Wealth Inequality: Evidence from Denmark, 1980-2014”. *The Quarterly Journal of Economics,* 135 (1): 329-388.

- Khodaparast, M. & Saradari, A., (2016). *The impact of tax policies on the realization of economic justice in Iran during the period 2008 to 2015.* Value Added Tax National Conference: Opportunities and Challenges, Iran, Mashhad. (In Persian)

- Krenek, A. & Schratzenstaller, M., (2018). “A European Net Wealth Tax”. *WIFO Working Papers*, No. 561.

- Kuypers, S.; Figari, F. & Verbist, G., (2020). “An assessment of wealth taxes in a joint income-wealth perspective”. *CSB Working Papers,* No. 20/60: 1-42.

- Mohajeri, P. & Sobhanian, S. M. H., (2021). “Measuring the Effect of Goods Exemptions on the Gini Coefficients and the Degree of Regressiveness of Value Added Tax; A Comparison between the Value Added Tax Low of 2008 and its Amendments in 2020”. *Applied Economics Studies Iran,* 10(39): 45-71 . 10.22084/AES.2020.21838.3079 (In Persian).

- Nofarsti, M., (1999). *Unit Root and Aggregation in Econometrics.* First edition, Tehran, Rasa Cultural Services Institute. (In Persian)

- Pejuyan, J., (2008). *Public finance and government policy determination.* 19th edition, Tehran: Payam Noor University Press. (In Persian)

- Pesaran, H.; Shin, Y. & Smith, R., (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship". *Journal of Applied Econometrics,* 16: 289-326.

- Piketty, T., (2015). "Capital and wealth taxation in the 21st century". *National Tax Journal,* 68 (2): 449–458.

- Salem, A. A. & Nademi, Y., (2016). "Taxes and Distribution of Income in Iran: Approach to Threshold Regression". *Journal of Tax Research,* 25 (34): 15-30. http://taxjournal.ir/article-1-1171-fa.html (In Persian)

- Scheuer, F. & Slemrod, J., (2021). "Taxing Our Wealth". *Journal of Economic Perspectives,* 35 (1): 207–230.

- Seifipour, R. & Rezaei, M. Q., (2011). "An Analysis of the Effective Factors on Income Distribution in Iran with the Emphasis on Taxes". *Journal of Tax Research,* 19, (58): 121-142. http://taxjournal.ir/article-1-100-fa.html. (In Persian)

- Rezaee, M., (2011). "An Analysis of the Effective Factors on Income Distribution in Iran with the Emphasis on Taxes". *J Tax Res,* 19 (10): 121-142. http://taxjournal.ir/article-1-100-fa.html. (In Persian)

- Shahiaki Tash, M., & Alizadeh, S., (2021). "Assessing the Relationship between Poverty, Income Distribution and Economic Growth in Iran (FLSR Fuzzy approach)". *Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran,* 10, (38): 39-54. 10.22084/AES.2021.23461.3239. (In Persian)

- Zamani, A., (1999). "Investigating the wealth tax system in Iran and estimating the tax capacity of some of its components". *Researches and Economic Policies,* 7 (11): 66-39. (In Persian).

Vol. 12, No. 46, Summer (2023)

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

Analyzing the Effects of Financial Decentralization on Social Capital in Iran Provinces

Khanzadi, A.[1], Karimi, N.[2], Delangizan, S.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26478.3477
Received: 2022.06.24; Accepted: 2022.12.11
Pp: 139-165

Abstract

Today, one of the policies that some developed countries have chosen in recent decades to deal with all kinds of problems in their society is the implementation of decentralization policy. In other words, the central governments observed that they could not perform their duties properly without the presence and role of local governments, and it is necessary that part of their powers in local and provincial areas be delegated to the relevant units. But the most important form of decentralization is financial decentralization, which has received more attention among economists and politicians in recent years. In addition to financial decentralization, the issue of social capital has entered the economic debate in recent years and has been given serious attention along with other capitals, and in Iran it has also been considered for development and growth. So, in this paper we analyze the effects of financial decentralization on social capital during 2011- 2019 period by using panel data model. The results shows that in the first model, income decentralization, per capita income and economic participation rate have a positive and significant relationship with social capital but inflation and business environment variables have a negative relationship with social capital. Also, the results of second model shows that cost decentralization, per capita income and economic participation rate have a positive and significant relationship with social capital but the variables of inflation and business environment have a negative relationship with social capital.

Keywords: Financial Decentralization, Social Capital, Iran provinces, Panel Data.
JEL Classification: C23, E62.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author).
Email: A.khanzadi@razi.ac.ir
2. M. A. student in Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran.
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran.

Citations: Khanzadi, A.; Karimi, N. & Delangizan, S., (2023). "Analyzing the Effects of Financial Decentralization on Social Capital in Iran Provinces". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(46): 139-165. doi: 10.22084/aes.2022.26478.3477
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4878.html?lang=en

1. Introduction

Decentralization is a method in which the central government transfers decision-making authority to local institutions. One of the characteristics of this decentralized institution is its relative independence from the central government in one or more specific dimensions. Decentralization facilitates and accelerates decision-making and increases competition between local governments, brings regional development, and by bringing the government closer to the people, increases transparency and accountability. Another issue that helps the growth and development of an economy is paying attention to social capital, which has a higher role than other existing capitals. In fact, according to some researchers, without the existence of social capital, other capitals are not very effective. Social capital by strengthening three main elements; Trust, cohesion and group participation, and as a result, by facilitating uncertainty in complex interactions and reducing the need for executive guarantees, creating the possibility of easy information exchange, increasing the social skills of members, increasing the degree of participation in groups and organizations. Productive activities, increasing flexibility and increasing the interactions of economic components, etc., help to improve the economic situation.

In an economy, many factors influence the formation of social capital, among which we can mention the decisions of governments. In fact, by applying appropriate economic policies, governments can increase the participation of people in the processes leading to growth and development, and against the destructive policies of governments, it will bring far worse effects. This issue will become more intense in relation to local governments and considering that local governments can focus more on social, economic and cultural relations in a region; they can have a greater effect on the formation and improvement of the level of social capital. This matter is more important for the country of Iran, where the decisions are actually communicated by the central government to the local governments. Therefore, the purpose of this study is to investigate the impact of financial decentralization on social capital in the provinces of Iran in the period of 2011-2019.

2. Materials and Methods

The final model extracted to estimate the impact of financial decentralization on social capital is presented in the form of equation (1). This model is based on the factors affecting social capital presented in other studies; has been extracted.

$$SC_{\mathrm{it}} = \alpha_{\mathrm{i}} + \beta_1 Fd_{\mathrm{it}} + \beta_2 Inf_{\mathrm{it}} + \beta_3 \mathrm{Pci}_{\mathrm{it}} + \beta_4 Epr_{\mathrm{it}} + \beta_5 Bat_{\mathrm{it}} + u_{\mathrm{it}} \qquad (1)$$

In this regard, SC as social capital is a function of:

Fd: Financial decentralization index, which is included in the model in the form of income and cost decentralization.

Inf: Inflation Rate

Epr: Economic participation rate

Pci: Per-capita Income

Bat: Business environment index

u_{it}: Error Term

It is worth mentioning that the required data was collected from the statistical yearbook of the Statistics Center, Chamber of Commerce, Industries and Mines, Ministry of Economy and Finance Affairs, as well as the database of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, and the period under review is from 2011 to 2019.

The model is estimated by AMG (Augmented Mean Group) method because of the Panel Data's Structure and we have two models, in first model we use Income Fiscal Decentralization index as explanatory variable and in second model we use Cost Fiscal Decentralization index as explanatory variable.

3. Data

The Data's use in this paper are defined as below:

The social capital index which has been weighted and calculated using the variables of table (1) and the principal component analysis (PCA) method. It is worth mentioning; that in the calculation of social capital for the provinces, variables have been used that indicate the three main components of social capital, namely; trust, coherence and economic participation and also, their data are also available for the provinces during the time period under review. It is worth mentioning that the data used in this section were extracted from statistical yearbooks published for the provinces of the country.

Financial decentralization of income: the ratio of the incomes of each province to the whole country, the percentage of the incomes of each province in the form of total receipts including tax incomes; Direct and indirect taxes as provincial revenues and transfer receipts from the central government as national revenues. Extracted from the budget chapter of statistical yearbooks of the provinces

Financial decentralization of expenditures: the ratio of the expenditures of each province to the whole country, the percentage of expenditures of each province as the sum of the total payments of each province, including expenditure and capital credits, extracted from the budget chapter of the statistical yearbooks of the provinces

Business environment index: information related to the business environment index from the reports on the business environment of the provinces published by the Chamber of Commerce, Industries, Mines and Agriculture; has been extracted.

Per capita income: The per capita income data in this study is in billions of Rials, and to calculate it, the real gross domestic product of each province was divided by the population of that province and the per capita income was obtained. In Iran, to measure the production situation in the provinces, they remove the added value from oil and calculate the per capita income without oil. The data related to this variable was extracted from the databases of the Statistics Center and statistical yearbooks.

4. Discussion

Before estimating the models, it is necessary to examine the cross-sectional dependency and unit root tests of the variables. Cross-sectional dependency test is important from the point of view that the unit root test can be chosen based on it. Based on results, in both models, cross-sectional correlation will be confirmed; therefore, considering the existence of cross-sectional correlation, Pesaran's test (2003) is used to check the significance of the variables, in which cross-sectional dependency is considered. This test is known as CADF or CIPS test.

Based on CIPS unit root test, the variables of per capita income and business environment index are I(0), and the variables of social capital, income decentralization, cost decentralization, inflation and economic participation rate are I(1). Considering this issue and in order to avoid the occurrence of false regression, it should be checked whether the variables of the models have a long-run relationship with each other or not. Westerlund and Egerton's (2007) co-integration test has been used to investigate this issue and due to cross-sectional dependency. Based on this test, in both models, the variables are accepted and the results are reliable.

After making sure that the results of the models are not false, the appropriate model is selected for estimation. According to the data structure, the panel data model and the Augmented Mean Group (AMG) have been used to estimate the models. The results shows that, Income financial decentralization has a positive effect on social capital and this effect is statistically significant. In other words, based on the results of the model estimation, revenue financial decentralization is considered as a strengthening of social capital and since the local governments are closer to the people, hence the information about local preferences and needs at a lower cost and in addition to This accountability and transparency in policy making can be increased by bringing the allocation of expenses closer to income.

Also, the effect of inflation variable on social capital is negative and with the increase of inflation rate in the provinces, social capital has decreased. This result is consistent with economic theories; because the increase in the inflation rate will lead to the destruction of economic structures and the trust of economic factors in each other, which is the result of the reduction of this trust in the erosion of social capital. Also, variables of per capita income and economic participation rate have a positive effect on social capital. This result is consistent with reality; because no matter how favorable the economic situation in a society is, it can lead to an increase in trust, participation and cohesion between economic factors, and the result of these interactions is the improvement of the social capital situation in a society.

5. Conclusion

- Due to the positive relationship between decentralization and social capital in the provinces of the country, it is suggested that more powers be given to the provinces regarding economic and social decision-making and budget allocation, and the need to pay attention to the strengthening of local governments. That will be important. The more the local governments can have a stronger role in the economic decisions of the province; they can increase the trust of people in the society towards their decisions and increase economic and social participation, which results in an increase in social capital.
- Local governments and economic planners and policy makers should pay attention to the role and participation of people in economic activities in order to increase social capital and adopt policies that lead to an increase in the economic participation of people.
- At the macro level, the central and local governments can strengthen and encourage people's institutions by involving the people as much as possible in decision-making, enact heavy laws and punishments for corruption and embezzlement, and create effective and stable laws. , create public trust in the people and improve social capital in the country and in the provinces.
- Creating and strengthening participatory processes in decision-making that affect public life at the local level.
- Transparency in disclosing information related to policies (for example, the country's economic reform plans) and encouraging informed and responsible citizenship.
- Paying attention to communication networks and social capital of low-income groups and strata and using them positively to advance development goals.
- Paying attention to social capital in all development projects and involving social groups in their implementation

Acknowledgments
This research was supported by Razi University.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲

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 تمرکززدایی مالی بر سرمایهٔ اجتماعی در استان‌های ایران

آزاد خانزادی[۱]، نسرین کریمی[۲]، سهراب دل‌انگیزان[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26478.3477
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۲۰
صص: ۱۶۵-۱۳۹

چکیده

امروزه یکی از روش‌هایی که برخی از کشورهای پیشرفتهٔ جهان در چند دههٔ اخیر برای مقابله با انواع مشکلات خود در جامعهٔ خویش برگزیده‌اند اجرای سیاست تمرکززدایی است و مهم‌ترین شکل تمرکززدایی، تمرکززدایی مالی است که در سال‌های اخیر درمیان اقتصاددانان و سیاست‌مداران موردتوجه بیشتری قرار گرفته است. در کنار تمرکززدایی مالی موضوع سرمایهٔ اجتماعی طی سال‌های اخیر وارد مباحث اقتصادی شده است و در کنار سایر سرمایه‌ها موردتوجه جدی قرار گرفته است و در کشور ایران نیز برای رسیدن به توسعه و رشد موردتوجه قرار گرفته است؛ بنابراین، در این مطالعه به بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر سرمایهٔ اجتماعی در استان‌های ایران و برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۰ و با استفاده از داده‌های تابلویی پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های این مطالعه بیانگر این است که در مدل اول تمرکززدایی درآمدی، درآمد سرانه و نرخ مشارکت اقتصادی با سرمایهٔ اجتماعی رابطهٔ مثبت و معنی‌داری دارند و متغیرهای تورم و فضای کسب و کار با سرمایهٔ اجتماعی رابطهٔ منفی دارد. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل دوم هم گویای این است که تمرکززدایی هزینه‌ای، درآمد سرانه و نرخ مشارکت اقتصادی با سرمایهٔ اجتماعی رابطهٔ مثبت و معنی‌داری دارند و متغیرهای تورم و فضای کسب و کار با سرمایهٔ اجتماعی رابطهٔ منفی دارند.

کلیدواژگان: تمرکززدایی مالی، سرمایهٔ اجتماعی، استان‌های ایران، داده‌های تابلویی.
طبقه‌بندی JEL: C23, E62.

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: azadkhanzadi@gmail.com
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
Email: nasrinkarimii08@gmail.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
Email: sohrabdelangizan@gmail.com

ارجاع به مقاله: خانزادی، آزاد؛ کریمی، نسرین؛ و دل‌انگیزان، سهراب، (۱۴۰۲). «بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر سرمایهٔ اجتماعی در استان‌های ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۶): ۱۳۹-۱۶۵. (doi: 10.22084/aes.2022.26478.3477).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4878.html?lang=fa

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین اهداف یک اقتصاد، دستیابی به توسعهٔ اقتصادی و قرار گرفتن در مسیر بلندمدت آن است. در راستای دستیابی به این هدف، برنامه‌های بسیاری معرفی و پیاده‌سازی شده است؛ که یکی از این برنامه‌ها توجه به تمرکززدایی مالی است. در نظریه‌های اقتصادی، تمرکززدایی عبارت است از: انتقال مسئولیت و وظایف برنامه‌ریزی، مدیریت و گردآوری و تخصیص منابع ازسوی دولت و سازمان‌های مرکزی به واحدهای منطقه‌ای، وزارتخانه‌ها، واحدهای رده پایین در سطوح مختلف دولت، شرکت‌های دولتی نیمه مستقل، مقامات مسئول محلی و سازمان‌های غیردولتی. حال تمرکززدایی مالی دربر گیرندهٔ انتقال دو موضوع است: الف) بودجه، ب) قدرت و اختیار ایجاد درآمد و تصمیم‌گیری در مخارج. یعنی همزمان هم بودجهٔ کشوری به حکومت‌های محلی انتقال یافته و هم قدرت و اختیار تصمیم‌گیری در مورد خرج آن و ایجاد درآمدهای موردنیاز تفویض شود (نقیبی و تنهایی‌دیلمقانی، ۱۳۹۶).

به عبارت دیگر، تمرکززدایی روشی است که در آن دولت مرکزی اختیار تصمیم‌گیری را به نهادهای محلی واگذار می‌کند. یکی از خصوصیات این نهاد غیرمتمرکز، استقلال نسبی آن از دولت مرکزی در یک یا چند بُعد خاص است. تمرکززدایی موجب تسهیل و تسریع در تصمیم‌گیری‌ها و افزایش رقابت بین دولت‌های محلی می‌شود، توسعهٔ منطقه‌ای به‌همراه می‌آورد و با نزدیک کردن دولت به مردم، موجب افزایش شفافیت و پاسخ‌گویی می‌شود (کمالی، ۱۳۹۳).

در کنار این، موضوعی دیگر که به رشد و توسعهٔ یک اقتصاد کمک می‌کند، توجه به سرمایهٔ اجتماعی است که در کنار سرمایه‌های دیگر که وجود دارند این سرمایه از نقش بالاتری برخوردار است؛ درواقع ازنظر برخی از محققان، بدون وجود سرمایهٔ اجتماعی سرمایه‌های دیگر کارایی چندانی ندارند. تا چند دههٔ اخیر، دانشمندان، رشد و توسعهٔ اقتصادی یک کشور را مرهون منابع طبیعی می‌دانستند. پس از آن، با ظهور نئوکلاسیک‌ها، تشکیل سرمایهٔ انسانی نیز موردنظر قرار گرفت، اما کمتر به تعاملات اجتماعی و نقش ارزش‌ها و فرهنگ و به‌طور کلی، نهادهای رسمی و غیررسمی در اقتصاد توجه شد. با به‌وجود آمدن مکتب نهادگرایان جدید به نقش نهادها و به‌خصوص سرمایهٔ اجتماعی در رشد و توسعهٔ اقتصادی توجه بیشتر شد. به‌طوری‌که بانک جهانی از این نوع سرمایه، به‌عنوان ثروت نامرئی یاد می‌کند. اگر روابط متقابل اجتماعی که فرهنگ، آداب و رسوم، هنجارها، نهادها، شبکه‌های اجتماعی و غیره در چگونگی تشکیل آن نقش دارند، در جهت مثبت رشد و تکامل یافته باشد، می‌تواند در تعاملات و مبادلات اقتصادی باعث کاهش هزینه‌های مبادلاتی و تأثیر بر سایر انواع سرمایه شود، و درنهایت بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد (صفدری و همکاران، ۱۳۸۷).

سرمایهٔ اجتماعی با تقویت سه عنصر اصلی: اعتماد، انسجام و مشارکت گروهی و در نتیجه با تسهیل عدم اطمینان در تعاملات پیچیده و کاهش نیاز به ضمانت‌های اجرایی، به‌وجود آوردن امکان مبادلهٔ آسان اطلاعات، افزایش مهارت‌های اجتماعی اعضاء، بالا بردن درجهٔ مشارکت در گروه‌ها و سازمان‌های مولد، بالابردن انعطاف و افزایش تعاملات اجزاء اقتصادی و غیره، به بهبود وضعیت اقتصادی کمک شایانی می‌کند.

در یک اقتصاد عوامل بسیاری بر روی شکل‌گیری سرمایهٔ اجتماعی اثرگذار هستند که ازجملهٔ این عوامل می‌توان به تصمیمات دولت‌ها اشاره نمود. درواقع دولت‌ها می‌توانند با اعمال سیاست‌های مناسب اقتصادی، مشارکت

افراد جامعه را در فرآیندهای منتج به رشد و توسعه، افزایش دهند و در مقابل سیاست‌های مخرب دولت‌ها اثرات به مراتب بدتری را به‌همراه خواهد داشت. این موضوع در رابطه با دولت‌های محلی، شدت بیشتری پیدا خواهد کرد و با توجه به این‌که دولت‌های محلی تمرکز بیشتری بر روابط اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی در یک منطقه می‌توانند داشته باشند؛ اثرگذاری بیشتری بر شکل‌گیری و ارتقای سطح سرمایهٔ اجتماعی می‌تواند داشته باشند. این موضوع برای کشور ایران که درواقع تصمیات توسط دولت مرکزی به دولت‌های محلی ابلاغ می‌گردد بیشتر حائز اهمیت می‌باشد.

بنابرین، هدف از این مطالعه بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر روی سرمایهٔ اجتماعی در استان‌های ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۰ است. بر این‌اساس، ساختار پژوهش حاضر به این‌صورت است که در بخش دوم، مبانی نظری؛ و در بخش سوم، پیشینه مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش چهارم، روش پژوهش؛ و در بخش پنجم، الگو و یافته‌های پژوهش و در بخش آخر نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان شده است.

۲. مبانی نظری و ادبیات موضوع

۲-۱. مفهوم تمرکززدایی

در نظریه‌های اقتصادی، تمرکززدایی عبارت است از انتقال مسئولیت و وظایف برنامه‌ریزی، مدیریت و گردآوری و تخصیص منابع ازسوی دولت و سازمان‌های مرکزی به واحدهای منطقه‌ای، وزارتخانه‌ها، واحدهای رده پایین در سطوح مختلف دولت، شرکت‌های دولتی نیمه‌مستقل، مقامات مسئول محلی و سازمان‌های غیردولتی. حال تمرکززدایی مالی دربر گیرندهٔ انتقال دو موضوع است: الف) بودجه، ب) قدرت و اختیار ایجاد درآمد و تصمیم‌گیری در مخارج. یعنی همزمان هم بودجهٔ کشوری به حکومت‌های محلی انتقال یافته و هم قدرت و اختیار تصمیم‌گیری درمورد خرج آن و ایجاد درآمدهای موردنیاز تفویض شود (نقیبی و تنهایی‌دیلمقانی، ۱۳۹۶).

به عبارت دیگر، تمرکززدایی روشی است که در آن دولت مرکزی اختیار تصمیم‌گیری را به نهادهای محلی واگذار می‌کند. یکی از خصوصیات این نهاد غیرمتمرکز، استقلال نسبی آن از دولت مرکزی در یک یا چند بُعد خاص است. بانک جهانی برای شناسایی ابعاد مختلف تمرکززدایی، جهت اجرای صحیح، تمرکززدایی را به چهار نوع تقسیم نموده که عبارتنداز: تمرکززدایی اداری، تمرکززدایی سیاسی، تمرکززدایی اقتصادی و تمرکززدایی مالی (علیزاده، ۱۳۸۹).

از دیدگاه مالی، تمرکززدایی انتقال مدیریت منابع و انجام مخارج از دولت مرکزی به دولت‌های محلی است. به عبارت دیگر، تمرکززدایی مالی، واگذاری اختیارات از دولت مرکزی به دولت‌های محلی به‌منظور ایجاد درآمد و انجام مخارج و تصمیم‌گیری پیرامون آن‌ها برای اجرای وظایف محوله را شامل می‌شود (گل‌خندان و محمدیان منصور، ۱۳۹۵).

۲-۱-۱. اثرات اقتصادی تمرکززدایی مالی

یکی از ارکان تمرکززدایی مالی، واگذاری درآمدها به مناطق محلی است، به‌طوری‌که مناطق بتوانند با تعیین پایه و نرخ مالیاتی، برای تأمین مخارج خود درآمد محلی کسب نمایند. همچنین برای ایجاد تعادل و توزان منطقه‌ای و کاهش شکاف مخارج و درآمدهای محلی، ازطرف نهادهای مرکزی انتقالاتی به مناطق انجام می‌گیرد. این کمک‌ها

در تأمین کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای محلی هزینه می‌شود. افزایش منابع مالی حاصل از تمرکززدایی به‌عنوان کمک‌های مالی می‌تواند به افزایش برابری در مناطق ایالتی و ولایتی در جوامع بیانجامد، چنان‌چه با افزایش مخارج بهداشتی–اجتماعی موجب بهبود شرایط آموزشی و بهداشتی می‌گردد (سوئجوتو، ۲۰۱۵).

برخی محققان دریافتند که تمرکززدایی مالی یک اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد (اوتس، ۱۹۷۲؛ لین و لیو[1]، ۲۰۰۰؛ آکای و اسکاتا[2]، ۲۰۰۲؛ جین و همکاران[3]، ۲۰۰۵)، درحالی‌که برخی دیگر اعتقاد به‌وجود یک اثر بازدارنده دارند (زانگ و زویو[4]، ۱۹۹۸؛ داودی و زویو، ۱۹۹۸؛ ایکسی و همکاران[5]، ۱۹۹۹؛ اینیکولوپو و زیوراوسکایا، ۲۰۰۷). محققان در مورد اثر تمرکززدایی مالی بر سایر متغیرهای اقتصادی همچون؛ آلودگی زیست‌محیطی، نابرابری درآمد، فقر و سلامت بحث می‌کنند (هی[6]، ۲۰۱۵؛ سیگمان[7]، ۲۰۰۷؛ دی‌ملو[8]، ۲۰۱۱؛ هاو و ویی[9]، ۲۰۱۰؛ باردهان و موکرجی[10]، ۲۰۰۵؛ جیمنز–روبیو[11]، ۲۰۱۱).

از این‌رو، برخلاف گرایشات فزاینده به توجیه تمرکززدایی بر حوزه‌های اقتصادی (رودریگز–پوز و ساندل[12]، ۲۰۰۸)، هدف بنیادی و اصلی تمرکززدایی مالی، بهبود ارائه کالاها و خدمات عمومی به عموم مردم می‌باشد که می‌تواند ازطریق انتقال قدرت و منابع به شاخه‌های محلی دولت انجام شود، به‌جای تحقق رشد بیشتر، کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی، کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای، مقابله با فقر و افزایش سلامت (دایز–سرانو و رودریگز–پوز[13]، ۲۰۱۵). این عوامل ممکن است یک پیامد غیرمستقیم از تمرکززدایی باشد.

یکی از مهم‌ترین منافع تمرکززدایی مالی، افزایش کارایی است که بر پایهٔ فرضیهٔ گوناگونی یا قضیهٔ تمرکززدایی بنا نهاده شده است. بر این‌اساس، تولید سطوح یکسان کالاها و خدمات عمومی در همهٔ محل‌ها به‌طور کلی ناکارا است (اوتس، ۱۹۹۳)؛ زیرا ترجیحات مصرف‌کنندگان برای یک کالا و یا خدمت معین متفاوت است. از این‌رو، دولت‌های محلی باتوجه به نزدیکی مردم هر منطقه، نسبت به دولت مرکزی بهتر می‌توانند سلایق و خواسته‌های مصرف‌کنندگان را تشخیص داده و منافع عمومی را به صورت کاراتر تخصیص دهند (مارتینز وازکوئز و مک‌ناب[14]، ۲۰۰۳).

از سوی دیگر، تمرکززدایی مالی بر انتقال مسئولیت‌ها از دولت مرکزی به دولت‌های محلی همراه با پاسخ‌گویی در آن‌ها دلالت دارد؛ از این‌رو، نه‌تنها برای دولت‌های محلی انگیزه‌ای ایجاد می‌شود که ترجیحات ساکنان مناطق

---

1. Lin and Liu
2. Akai and Sakata
3. Jin et al.
4. Zhang and Zou
5 Xie et al.
6. He
7. Sigman
8. De Mello
9. Hao and Wei
10. Bardhan and Mookherjee
11. Jiménez-Rubio
12. Rodriguez-Pose and Sandall
13. Diaz-Serranoa and Rodrیguez-Pose
14. Martinez Vazquez and Mc Nab

را درنظر بگیرند، بلکه با ایجاد نوآوری‌ها و زمینه‌های خلاقیت در تولید کالاها و خدمات عمومی، هزینه‌های تولید را کاهش و کیفیت آن‌ها را افزایش می‌دهند (اوتس، ۱۹۹۹).

از طرف دیگر، تمرکززدایی مالی همیشه منجر به پیامدهای مثبت نمی‌شود. تمرکززدایی مالی ممکن است حتی مانع بهبود رفاه اجتماعی از طریق رقابت بین دولت‌ها شود (ویلسون[۱]، ۱۹۸۶؛ ویدسین[۲]، ۱۹۸۹؛ کین و مرچند[۳]، ۱۹۹۷؛ بیکوتسکی[۴]، ۲۰۰۵؛ گریسوریو و پورتا[۵]، ۲۰۱۵)؛ برای مثال، رقابت منطقه‌ای مالیات ممکن است به‌دلیل کمبود رفاه اجتماعی رخ دهد (ویلسون، ۱۹۸۶). اگر یک منطقهٔ معین نرخ‌های مالیات مرکزی را افزایش دهد، پایهٔ مالیات در آن منطقه جابه‌جا می‌شود. علاوه‌بر این، درآمدهای مالیاتی دیگر مناطق نیز افزایش می‌یابد. رقابت مالیات محلی باعث می‌شود، همهٔ مناطق برای مسابقه به‌سمت نرخ پایین‌تر مالیات متمایل شوند، در نتیجه تعادل کمتری در نرخ مالیات ایجاد می‌شود. دولت‌های محلی مجزا، برای بیرونی کردن نرخ مالیات پایین‌تر در فرآیند تصمیم‌گیری موفق نمی‌شوند و این شکست‌خوردن منجر به از دست دادن رفاه اجتماعی می‌شود. علاوه‌بر این، تفاوت در ارائه کالاها و خدمات عمومی ممکن است منجر به سطوح پایین‌تر رضایت شود. به‌ویژه اگر دولت‌های محلی از محدودیت‌های ظرفیت یا از فقدان مقیاس اقتصادی رنج بکشند، پتانسیلی برای ارائه کارآمدتر کالاها و خدمات عمومی وجود نخواهد داشت. این پدیده منجر به از دست دادن رفاه اجتماعی می‌شود (دایز–سرانو و رودریگز–پوز، ۲۰۱۵).

۱-۲- ۲. دیدگاه موافقان و مخالفان تمرکززدایی مالی

در کنار بسط و گسترش مطالعات نظری در زمینهٔ تمرکززدایی در طی چندین دههٔ اخیر، مطالعات تجربی بسیاری توسط اقتصاددانان مختلف در کشورهای متفاوت نیز انجام گرفته است که در قالب این مطالعات (نظری و تجربی)، به منافع و هزینه‌ها و همچنین عوامل مؤثر بر پیشرفت تمرکززدایی در شرایط متفاوت اشاره شده است؛ به‌طورمثال، مطالعات تجربی «لاین»[۶] (۲۰۰۶)، «فوکوساکو» و «ملو»[۷] (۲۰۱۰)، مهم‌ترین عامل توسعه برای کشورهای درحال توسعه را تمرکززدایی مالی تفسیر می‌کنند.

باتوجه به مطالعات انجام شده در زمینهٔ تمرکززدایی و هزینه‌ها و فایده‌های مرتبط با آن‌ها در زیر به بخشی از هزینه‌ها و فایده‌های تمرکززدایی به‌طور خلاصه اشاره می‌شود:

الف) افزایش کارایی: یکی از مهم‌ترین منافع تمرکززدایی، افزایش کارایی است که بر پایهٔ فرضیهٔ گوناگونی و یا قضیهٔ تمرکززدایی بنا نهاده شده است. بر این‌اساس، تولید سطوح یکسان کالاها و خدمات عمومی در همهٔ محل‌ها به‌طور کلی ناکارا است؛ زیرا ترجیحات مصرف‌کنندگان برای یک کالا یا خدمت معین متفاوت است. از این‌رو، دولت‌های محلی با توجه به نزدیکی مردم هر منطقه نسبت به دولت مرکزی، بهتر می‌توانند سلایق و

---

1. Wilson
2. Wildasin
3. Keen and Marchand
4. Bucovetsky
5. Grisorio and Prota
6. Linn
7. Fukasaku & Mlo.

خواسته‌های مصرف‌کنندگان را تشخیص داده و منابع عمومی را به‌صورت کاراتر تخصیص دهند (مارتینز-وزایوز و مک‌ناب[1]، ۲۰۰۳).

ب) کاهش عدم کارایی X: تمرکززدایی را می‌توان به‌عنوان محدودیتی روی رفتار دولت‌های بیشترکنندهٔ بودجه درنظر گرفت. درحالی‌که دولت‌ها به صورت یک بیشترکنندهٔ بودجه عمل می‌کنند، رقابت افقی و عمودی میان سطوح مختلف دولت، به توزیع بودجه آن‌ها انجامیده و بنابراین اندازهٔ کلی بخش عمومی را محدود می‌کند؛ از این‌رو، تمرکززدایی می‌تواند از عرضهٔ بیش از حد کالاها و خدمات عمومی جلوگیری کرده و به کاهش ناکارایی X در بخش عمومی بینجامد (برنان و بیچنان[2]، ۱۹۸۰).

ج) افزایش بهره‌وری: از آنجا که تمرکززدایی بر انتقال مسئولیت‌ها از دولت مرکزی به دولت محلی همراه با ایجاد پاسخ‌گویی در آن‌ها دلالت دارد؛ از این‌رو، نه‌تنها برای دولت‌های محلی انگیزه‌ای ایجاد می‌شود که ترجیحات ساکنان مناطق را در نظر بگیرند، بلکه سبب می‌شود که نوآوری‌ها و زمینه‌های ایجاد خلاقیت در تولید کالاها و خدمات عمومی در سطح مناطق به‌وجود آید، که در این‌زمینه تولید کالاها و خدمات عمومی، هزینه‌های تولید را کاهش و کیفیت آن‌ها را افزایش می‌دهد.

د) کاهش هزینه‌ها: تمرکززدایی سبب کاهش سلسله‌مراتب بوروکراتیک می‌شود. از آنجا که در نتیجهٔ تمرکززدایی، اداره امور هر منطقه با توجه به امکانات آن منطقه انجام می‌گیرد، لذا هزینه‌های دولت مرکزی کاهش یافته و این به کارایی تولید و در نتیجه رشد اقتصادی بالاتر می‌انجامد.

ه) امکان کاهش رشوه و فساد مالی: چون به‌واسطهٔ تمرکززدایی، پاسخ‌گویی سیاست‌مداران به مردم افزایش می‌یابد، به‌نظر می‌رسد تمرکززدایی به کاهش بروز رشوه و فساد مالی منجر خواهد شد. افزون‌بر موارد فوق، کاهش فشار سیاسی برای یک‌دست شدن جامعه و همچنین امکان کسب اطلاعات دقیق‌تر دربارهٔ مورد سیستم مالی دولت را می‌توان از دیگر منافع تمرکززدایی برشمرد.

در کنار منافع ناشی از تمرکززدایی، اجرای سیاست‌های تمرکززدایی هزینه‌هایی را نیز به‌دنبال دارد، که این هزینه‌ها می‌توانند یا ناشی از سطح تمرکززدایی که به سبب تشخیص نادرست سطح یا افراد در آن به‌وجود می‌آید، باشند و یا این‌که این هزینه‌ها، هزینه‌های ساختاری تمرکززدایی‌اند که به‌دلیل عدم انطباق ساختار تمرکززدایی با ساختارهای سیاست، اقتصادی و فرهنگی یک جامعه به‌وجود می‌آیند. به‌صورت گذرا و طبق نتایج مطالعات انجام گرفته، افزایش شکاف درآمدی، به خطر افتادن ثبات کلان اقتصادی، شکست بازار و ضعف کارایی تخصیص و محدودیت نیروی انسانی از پیامدهای منفی تمرکززدایی به‌شمار می‌رود.

لذا همان‌طورکه عنوان شد، تمرکززدایی و اعمال سیاست‌های مربوط به آن دربردارندهٔ منافع و هزینه‌هایی است که برای تصمیم‌گیری نهایی لازم است تا تحلیل هزینه-فایده از آن انجام گیرد و می‌توان گفت که تمرکززدایی در صورتی مناسب است که سبب افزایش رفاه شود (نقیبی و تنهایی‌دیلمقانی، ۱۳۹۶).

---

[1]. Martinez-Vazauez. J. and R. M. McNab
[2]. Brennan, G. and J., Buchanan

۲-۲. سرمایهٔ اجتماعی

تا دههٔ ۱۹۹۰م. عمده نظریه‌های توسعه، دیدگاه‌هایی بالنسبهٔ سطحی‌نگر و حتی متناقض دربارهٔ نقش روابط اجتماعی در توسعهٔ اقتصادی داشتند و توصیه‌های سیاستی آن‌ها چندان قابل‌استفاده نبود؛ البته این دیدگاه‌ها، در دههٔ ۱۹۷۰م. جای خود را به نظریه‌های وابستگی و نظام جهانی داد. این اعتقاد وجود داشت که روابط اجتماعی در بین نخبگان حقوقی و سیاسی، سازوکار اصلی استثمار توسط سرمایه‌داران است.

تا چند دههٔ اخیر، دانشمندان، رشد و توسعهٔ اقتصادی یک کشور را مرهون منابع طبیعی می‌دانستند. پس از آن، با ظهور نئوکلاسیک‌ها، تشکیل سرمایهٔ انسانی نیز موردنظر قرار گرفت، اما کمتر به تعاملات اجتماعی و نقش ارزش‌ها و فرهنگ و به‌طورکلی، نهادهای رسمی و غیررسمی در اقتصاد توجه شد. با به‌وجود آمدن مکتب نهادگرایان جدید به نقش نهادها و به‌خصوص سرمایهٔ اجتماعی در رشد و توسعهٔ اقتصادی توجه بیشتر شد. به‌طوری‌که بانک جهانی از این نوع سرمایه، به‌عنوان ثروت نامرئی یاد می‌کند. اگر روابط متقابل اجتماعی که فرهنگ، آداب و رسوم، هنجارها، نهادها، شبکه‌های اجتماعی و غیره در چگونگی تشکیل آن نقش دارند، در جهت مثبت رشد و تکامل یافته باشد، می‌تواند در تعاملات و مبادلات اقتصادی باعث کاهش هزینه‌های مبادلاتی و تأثیر بر سایر انواع سرمایه شود، و درنهایت بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد.

سرمایهٔ اجتماعی با تقویت سه عنصر اصلی: اعتماد، انسجام و مشارکت گروهی و در نتیجه با تسهیل عدم اطمینان در تعاملات پیچیده و کاهش نیاز به ضمانت‌های اجرایی، به‌وجود آوردن امکان مبادلهٔ آسان اطلاعات، افزایش مهارت‌های اجتماعی اعضاء، بالا بردن درجهٔ مشارکت در گروه‌ها و سازمان‌های مولد، بالا بردن انعطاف و افزایش تعاملات اجزاء اقتصادی و غیره، به بهبود وضعیت اقتصادی کمک شایانی می‌کند.

سرمایهٔ اجتماعی یک مفهوم فرارشته‌ای است که به‌طورکلی بر روابط میان انسان‌ها تمرکز دارد. روابطی که در تمام لحظات زندگی روزمره و در طول عمر انسان‌ها، جریان داشته و رفتار و نگرش آن‌ها را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. سرمایهٔ اجتماعی را می‌توان این‌گونه تعریف کرد: در یک نظام اجتماعی، تقابل میان کنشگران، پایه و اساس نظام به‌شمار می‌رود. برمبنای کنش‌های هدفمند، این تقابل در راستای تأمین اهداف نهایی کنشگران است. تقابل در مبادلات دائمی کالا و خدمات بین افراد و گروه‌ها در هر تشکل ساده‌ای از یک جامعه دیده می‌شود و این، جامعه را از یک‌طرف در تولید هنجارهای مشترک، هویت مشترک، اعتماد و اطمینان و از طرف دیگر روابط اقتصادی قوی با یک‌دیگر متحد می‌سازد (استون[1]، ۲۰۰۱).

در این بین دیدگاه‌هایی همچون دیدگاه اجتماع‌گرایی نیز وجود داشتند که بر سودمندی و خودکفایی اجتماعات تأکید داشتند و جنبه‌های منفی تعهدات گروهی را دست‌کم می‌گرفتند و اهمیت روابط اجتماعی در ساختن نهادهای رسمی مؤثر و پاسخ‌گو را نادیده می‌انگاشتند؛ اما پس از زمانی که واژهٔ سرمایهٔ اجتماعی وارد مباحث اقتصادی شد، اقتصاددانان کوشیدند تا با تبیین روابط متقابل بین سرمایهٔ اجتماعی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی، نشان دهند که سرمایهٔ اجتماعی و روابط مبتنی‌بر اعتماد، چگونه می‌تواند بر روی اقتصاد تأثیر بگذارد (مور[2]، ۱۹۹۷).

---

[1]. Stone
[2]. Moore

بررسی سرمایهٔ اجتماعی در اصل باید پیرامون کمکی باشد که این مفهوم به توسعهٔ پایدار می‌کند. توسعهٔ پایدار به‌عنوان فرآیندی تعریف می‌شود که نسل‌های آینده به‌طور سرانه از همان مقدار یا بیشتر از آن مقدار سرمایه که نسل فعلی از آن بهره می‌برد، برخوردار باشند. به‌طور معمول آن‌چه توسعه و رشد اقتصادی برپایهٔ آن بنا شده، شامل سرمایهٔ طبیعی، سرمایهٔ فیزیکی یا تولیدی، و سرمایهٔ انسانی است که به‌عنوان ثروت یک ملت شناخته می‌شود. ولی مسأله اینجاست که این سه نوع سرمایه، فقط بخشی از فرآیند رشد اقتصادی را تعیین می‌کنند؛ سرمایهٔ اجتماعی همان حلقهٔ مفقوده‌ای است که به رشد و توسعهٔ اقتصادی نظم داده و تعامل بین انسان‌ها را در جهت ایجاد توسعهٔ پایدار فراهم می‌کند.

«کلمن»[1] (۱۹۸۸)، در تعریف خود سرمایهٔ اجتماعی را مولد و امکان‌بخش دستیابی به خروجی‌های مطمئنی می‌داند که در غیاب آن ممکن نبود و «پاتنام»[2] (۱۹۹۵)، سرمایهٔ اجتماعی را به‌عنوان نوعی دارایی متعلق به گروه‌ها، جوامع، مناطق و یا حتی ملل به تصویر کشیده که هماهنگی و همکاری میان آنان در جهت رسیدن به منافع متقابل را تسهیل می‌کند. مهم‌ترین کارکرد و نتیجهٔ سرمایهٔ اجتماعی، اعتماد است. اعتماد، چرخ‌های زندگی اجتماعی را روغن‌کاری می‌کند. اعتماد، تمایل فرد است به قبول خطر در رفتار با دیگران و مبتنی است بر حُسن اطمینانی که انتظار می‌رود دیگران به‌گونه‌ای مناسب به این رفتار پاسخ‌دهند. در نبود اعتماد، بسیاری از تضمین‌ها پرهزینه بوده و فرصت‌های بسیاری جهت همکاری‌های سودمند و متقابل از دست می‌رود (یحیی‌زاده‌فر و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۶).

۳-۲. ارتباط تمرکززدایی مالی با سرمایهٔ اجتماعی

همان‌طورکه اشاره شد؛ سرمایهٔ اجتماعی سنگ بنای جامعهٔ مرفه و دولت کارآمد است و در سایهٔ تقویت و انباشت این سرمایهٔ ارزشمند است که جامعه می‌تواند از دستاوردهای توسعه و حکمرانی خوب بهره‌مند شود. ازسوی دیگر، نظریه‌های تمرکززدایی مالی به‌عنوان ابزاری جهت افزایش کارایی و بهره‌وری بخش عمومی و گسترش رشد و توسعهٔ متوازن منطقه‌ای موردتوجه قرارگرفته است. این افزایش کارایی می‌تواند منجر به جذب سرمایه‌گذاری خصوصی در دولت‌های محلی شده و زمینه را برای توسعه‌های درونزا و پایدار در مناطق محلی فراهم کند (خانزادی و حیدریان، ۱۳۹۷)؛ به‌عبارتی، نظریه‌های تمرکززدایی برای ایجاد وگسترش مشارکت مدیریت منطقه‌ای در روند تصمیم‌گیری‌های منطقه‌ای به‌منظور پی‌ریزی توسعه‌ای درونزا و پایدار در مناطق محلی رو به گسترش است.

به‌طورکلی، با افزایش جمعیت شهری و بالا رفتن میزان مطالبات شهروندان، دولت‌های تمرکزگرا عملاً در پاسخ‌گویی به نیاز شهروندان دچار چالش شدند. نظریه‌پردازان به طرح دیدگاه‌های نظری به‌منظور تجدید ساختار در نظام ادارهٔ حکومت‌ها برآمدند و نظریه‌های تمرکززدایی بیش از سایرین توانست به تبیین ساختار قدرت، به‌ویژه در حکومت‌های محلی بپردازد. تمرکززدایی در ساختار قدرت و ایجاد ائتلاف میان سه نهاد قدرت، یعنی: دولت، جامعهٔ مدنی و بخش خصوصی برای ادارهٔ امور نشان از وجود مجموعه‌ای از شبکهٔ روابط مبتنی‌بر اعتماد دارد که این نهادها را قادر می‌سازد به‌صورت جمعی عمل نمایند. تمرکززدایی، سرمایهٔ اجتماعی و حکمرانی بیانگر فرآیندی است که پاسخ‌گوی نیازها و مقتضیات جهان حاضر است. اندیشهٔ تمرکززدایی و تکثرگرایی، تاریخی

---

[1]. Coleman
[2]. Putnam

طولانی در اندیشهٔ اقتصادی و سیاسی دارد و ریشه‌های آن را می‌توان در نوشته‌های «رابرت دال» ملاحظه کرد. براساس دیدگاه وی، نهادهای یک جامعه بر سیاست‌های یک جامعه اثر معناداری خواهند داشت.

به‌طورکلی، سه نوع رژیم اصلی در حکمرانی مشارکت دارند که عبارتنداز: دولت، جامعهٔ مدنی و بخش خصوصی و هر سه نوع رژیم نقش اساسی در توسعهٔ پایدار خواهند داشت. از آنجا که هرکدام از این سه نوع رژیم، دارای ضعف‌ها و نقاط قوت هستند؛ هدف اصلی از حکمرانی خوب افزایش بالاترین میزان کنش متقابل میان این سه رژیم در جهت به حداقل رساندن نقاط قوت است. هرچه تعامل و ارتباط بین این سه بخش بیشتر باشد، مسیر جامعه در جهت رسیدن به توسعه هموارتر خواهد بود و هرچه که وابستگی، همبستگی و تعادل بین این سه بخش بیشتر شود، شرایط بهتری ایجاد خواهد شد. حمکرانی خوب دارای ویژگی‌های توافق‌گرا بودن، مساوات طلبی و فراگیر بودن، اثربخشی و کارایی، پاسخ‌گو بودن، قانون‌مداری، شفافیت، مشارکت و مسئول بودن است (اکبری، ۱۳۹۳). براساس دیدگاه تمرکززدایی، دولت‌های مرکزی برای افزایش کارایی حکمرانی، می‌توانند بخشی از وظایف را به دولت‌های محلی تفویض نمایند. این موضوع منجر به افزایش مشارکت و اعتماد در جوامع محلی خواهد شد.

ارتباط بین تمرکززدایی مالی و سرمایهٔ اجتماعی را می‌توان در کانال‌های متعددی تعریف نمود که عبارتنداز:

- یکی از عوامل مؤثر بر شکل‌گیری سرمایهٔ اجتماعی و انسانی، اعتماد است. با افزایش اعتماد، سطح بدبینی به دولت و به‌دنبال آن هزینهٔ تمرکززدایی و کنترل متقابل دولت و ملت کاهش می‌یابد (اوسلانر، ۲۰۰۲).
- تطابق بهتر بین عرضهٔ کالاهای عمومی و خدمات و تقاضاهای محلی نیاز به اطلاعات در مورد ترجیحات و نیازهای محلی دارد. این اطلاعات را می‌توان ارزان‌تر و دقیق‌تر توسط دولت‌های محلی استخراج کرد؛ این بدین‌دلیل است که دولت‌های محلی به مردم نزدیک‌تر و نسبت به مشکلات محلی حساس‌تر هستند و به نیازهای آن ها پاسخ می‌دهند (فبتیه و همکاران، ۲۰۲۲).
- سیاست تمرکززدایی مالی با افزایش حق اظهار نظر و پاسخ‌گویی باعث تقویت نظام مشارکتی می‌شود همچنین افراد جامعه در تصمیم‌گیری و فرآیند حل مشکلات فعال‌تر شرکت می‌کنند و دولت‌های محلی حمایت بیشتری برای فعالیت‌های مشارکتی در سطح جامعهٔ مدنی فراهم می‌آورند، به این‌ترتیب تمرکز زدایی مالی با افزایش اعتماد، پیوندهای اجتماعی و همکاری موجب تقویت سرمایهٔ اجتماعی می‌شود (دی‌ملو، ۲۰۰۴).
- در تمرکززدایی، هدف، انتقال مسئولیت به مقامات و دولت‌های محلی است؛ بنابراین، مقامات محلی باید شرایطی را فراهم کنند تا باور و اعتماد بین مردم حفظ شود؛ در نتیجه اگر شرایط مطلوب برای تمرکززدایی ایجاد شود به‌دنبال آن اعتماد بین ملت نیز تقویت می‌شود و بالعکس اگر مقامات محلی و مسئولین زمینهٔ لازم را برای ایجاد اعتماد که از مؤلفه‌های سرمایهٔ اجتماعی است فراهم نکنند به‌دنبال آن سرمایهٔ اجتماعی دچار فرسایش خواهد شد.

۳. پیشینهٔ پژوهش

با توجه به گستردگی مفهوم سرمایهٔ اجتماعی و تمرکززدایی در ادبیات اقتصادی، مطالعات متعددی در حوزهٔ سرمایهٔ اجتماعی و تمرکززدایی انجام گرفته و در این قسمت تلاش شده است مطالعات نزدیک‌تر به موضوع این مطالعه ارائه گردد.

۳-۱. مطالعات خارجی

«آمبرین سرور» و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به ارزیابی اثرات تمرکززدایی مالی بر کارایی بخش آموزش در ایالات پاکستان با استفاده از تحلیل مرز تصادفی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اثر تمرکززدایی درآمدی بر کارایی بخش آموزش مثبت است و کارایی ارائه خدمات عمومی را در بخش آموزش افزایش می‌دهد.

«سو دین تانه» و «نگوین تان هونگ» (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تمرکززدایی مالی، رشد اقتصادی و توسعهٔ انسانی، با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۱۸ کشور پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از وجود یک رابطهٔ مثبت بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی و همچنین توسعهٔ انسانی در کشورهای مورد بررسی، است.

«فبتیه» و همکاران (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر سرمایهٔ اجتماعی در اندونزی و با استفاده از الگوی لاجیت پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رابطهٔ مثبتی بین تمرکززدایی مالی و اعتماد به دولت وجود دارد و تمرکززدایی مالی می‌تواند تأثیر مثبتی بر جامعه داشته باشد.

«بوجانیک» (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی، تورم و توزیع درآمد در ۱۱ کشور قارهٔ آمریکا پرداخته است. یافته‌های این پژوهش برای کل نمونه نشان می‌دهد که تمرکززدایی درآمد موجب کاهش نرخ تورم و کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌گردد. در مقابل تمرکززدایی مخارج نرخ رشد اقتصادی و تورم را افزایش می‌دهد و همچنین یافته‌های این پژوهش نشان‌دهندهٔ اثر منفی هر دو شاخص تمرکززدایی درآمدی و مخارج بر توزیع درآمد است.

«عمران حنیف» و «عمران شریف‌چودری» (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به بررسی پیوندهای متقابل تمرکززدایی مالی و سرمایه‌گذاری عمومی در پاکستان با استفاده از الگوی هم انباشتگی یوهانسون پرداخته‌اند؛ نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در بلندمدت استقلال مالی در سطوح پایین‌تر دولت‌ها (دولت‌های محلی) ممکن است به بهبود وضعیت مالیات کمک کند.

۳-۲. مطالعات داخلی

«احمدی» و «علیخانی گرگانی» (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای به بررسی تمرکززدایی مالی تعادل عمودی و توسعهٔ منطقه‌ای در ایران و با استفاده از معادلات همزمان و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای با جزء خطا، پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر متغیر تمرکززدایی تعادل عمودی بر شاخص توسعهٔ منطقه‌ای منفی و معنادار است؛ بدین‌معنا که اگر استان‌ها براساس درآمد خود هزینه کنند، کاهش کمی در توسعهٔ استانی دارد؛ به‌دلیل آن‌که استان ها در تعیین ضرائب و پایه‌های مالیاتی، نقش کمتری دارند و استان‌های کمتر توسعه‌یافته، توانایی در کسب درآمد کافی برای پوشش دادن اعتبارات استانی خود را ندارند.

«خانزادی» و همکاران (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای به بررسی بررسی اثرات تمرکززدایی مالی بر سطح رفاه اجتماعی در استان‌های ایران با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته، پرداخته‌اند؛ نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که، نتایج برآورد

مدل، دال‌بر رابطهٔ مستقیم بین تمرکززدایی درآمدی و هزینه‌ای با رفاه اجتماعی است، ولی با افزایش بیشتر تمرکززدایی، این رابطه منفی شده است و این موضوع دال بر عدم ثبات وضعیت مالی در بهبود رفاه اجتماعی می‌باشد و باعث شده است با افزایش بیشتر تمرکززدایی، این رابطه منفی شود؛ لذا صرف افزایش تمرکززدایی، رفاه را افزایش نمی‌دهد، بلکه ابتدا بایستی زیربنای لازم برای واگذاری امور به استان‌ها و قدرت خودگردانی استان‌ها مورد ارزیابی قرار گیرد، سپس با استقلال در امور مالی، انتظار محقق شدن و بهبود رفاه اجتماعی در استان‌ها را داشت.

خانزادی و همکاران (۱۳۹۷)، به بررسی اثرات تمرکززدایی مالی بر جذب سرمایه‌گذاری خصوصی در استان‌های ایران پرداخته‌اند و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته به این نتیجه رسیده‌اند که بین شاخص‌های تمرکززدایی مالی و سرمایه‌گذاری خصوصی رابطهٔ غیرخطی وجود دارد؛ به‌طوری‌که این رابطه برای تمرکززدایی درآمدی به‌شکل Uشکل و برای تمرکززدایی هزینه‌ای به‌شکل U معکوس است.

«باجلان» و همکاران (۱۳۹۵)، در بررسی اثرات غیرخطی تمرکززدایی مالی بر تورم در ایران با استفاده از آمار و اطلاعات مربوط به ۳۰ استان کشور برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۴ و الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی را مورداستفاده قرار دادند؛ نتایج این پژوهش آن‌ها نشان‌داد که اثر تمرکززدایی مالی بر تورم نامتقارن است و به سطوح تمرکززدایی مالی بستگی دارد، به‌طوری‌که با افزایش سطح تمرکززدایی مالی نرخ تورم ابتدا کاهش و سپس افزایش می‌یابد.

«فرزانه» و «رمضانی» (۱۳۹۱)، به بررسی رابطهٔ سرمایهٔ اجتماعی و توسعهٔ شهری مطالعهٔ موردی: قائمشهر پرداخته‌اند با استفاده از تحقیق پیمایشی و ابزار جمع‌آوری شده از پرسشنامه که انجام شده و برای تجزیه و تحلیل آن از نرم افزار Spss و همچنین از آزمون همبستگی پیرسون استفاده کرده‌اند که نتایج نشان داده که بین مؤلفه‌های متغیر مستقل سرمایهٔ اجتماعی با متغیر وابستهٔ توسعهٔ شهری رابطهٔ مستقیم و معناداری وجود دارد.

«زاهدی» و همکران (۱۳۸۷)، به بررسی رابطهٔ فقر و سرمایهٔ اجتماعی پرداخته‌اند روش تحقیق این پژوهش از نوع پیمایشی بوده است که در این پژوهش از پرسشنامه برای گردآوری اطلاعات استفاده شده که با استفاده از فرمول کوکران تعداد ۳۱۱ خانوار تحت پوشش کمیتهٔ امداد شهرستان قزوین به‌صورت تصادفی انتخاب شده در کنار یک نمونهٔ ۵۰ خانواری از خانوارهای مرفه که نتایج نشان داده که فقر تأثیر منفی بر سرمایهٔ اجتماعی باقی می‌گذارد.

«فرزین‌وش» و «غفاری‌فرد» (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد و ثبات اقتصادی در ایران، پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی (نسبت بودجهٔ استان‌ها به بودجهٔ عمومی کشور) در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌طور مستقیم نرخ رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد؛ به‌طوری‌که یک‌درصد افزایش در تمرکززدایی مالی نرخ رشد اقتصادی ۰.۰۵٪ افزایش پیدا می‌کند. همچنین تمرکززدایی مالی از طریق تأثیر مثبت بر ثبات کلان اقتصادی به‌طور غیرمستقیم رشد اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

با بررسی مطالعات انجام شدهٔ داخلی در حوزهٔ تمرکززدایی مالی و سرمایهٔ اجتماعی، مشاهده می‌شود که مطالعه‌ای که مستقیماً به بررسی ارتباط بین این دو متغیر اقتصادی پرداخته باشد؛ موجود نیست و در این مطالعه تلاش شده است تا این موضوع مورد بررسی قرار بگیرد.

٤. معرفی الگو و متغیرها

الگوی نهایی استخراج شده جهت برآورد تأثیر تمرکززدایی مالی بر روی سرمایهٔ اجتماعی به صورت رابطهٔ (۱) ارائه می‌گردد. شایان ذکر است که این الگو با توجه به عوامل اثرگذار بر سرمایهٔ اجتماعی که در مطالعات دیگر ارائه شده‌اند؛ استخراج شده است.

$$SC_{\mathrm{it}} = \alpha_{\mathrm{i}} + \beta_1 Fd_{\mathrm{it}} + \beta_2 Inf_{\mathrm{it}} + \beta_3 \mathrm{Pci}_{\mathrm{it}} + \beta_4 Epr_{\mathrm{it}} + \beta_5 Bat_{\mathrm{it}} + u_{\mathrm{it}} \qquad (۱)$$

که در این رابطهٔ SC به‌عنوان سرمایهٔ اجتماعی تابعی است از:

Fd = شاخص تمرکززدایی مالی که در قالب تمرکززدایی درآمدی و هزینه‌ای در الگو لحاظ شده است.

Inf= نرخ تورم Epr= نرخ مشارکت اقتصادی

Pci= درآمد سرانه Bat= شاخص فضای کسب و کار

u_{it}= جز اخلال و α_{i} پارامتر ثابت است.

شایان ذکر است که داده‌های موردنیاز از سالنامهٔ آماری مرکز آمار، اتاق بازرگانی، صنایع و معادن، وزارت اقتصاد و امور دارایی و همچنین پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده و دورهٔ مورد بررسی از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ است.

در ادامه، توضیحاتی در رابطه با نحوهٔ محاسبهٔ متغیرهای مورداستفاده در الگوی (۱) داده خواهد شد.

SC_t: شاخص سرمایهٔ اجتماعی که با استفاده از متغیرهای جدول (۱) و به‌روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[1] (PCA) وزن‌دهی و محاسبه شده‌اند. لازم به ذکر است که در محاسبهٔ سرمایهٔ اجتماعی برای استان‌ها، از متغیرهایی استفاده شده است که نشان‌دهندهٔ سه مؤلفهٔ اصلی سرمایهٔ اجتماعی یعنی، اعتماد، انسجام و مشارکت اقتصادی باشند و همچنین، داده‌های آن‌ها نیز برای استان‌ها در طول دورهٔ زمانی مورد بررسی در دسترس باشند. شایان‌ذکر است که داده‌های مورداستفاده در این بخش از سالنامه‌های آماری منتشر شده برای استان‌های کشور استخراج شده‌اند.

جدول ۱: متغیرهای شاخص سرمایهٔ اجتماعی

Tab. 1: Social Capital Index variables

متغیر	نماد
معکوس سرانهٔ قتل عمد	به‌عنوان نمادی برای انحراف اجتماعی و عدم وجود اعتماد عمومی در جامعه
معکوس سرانهٔ ایراد ضرب و جرح	به‌عنوان نمادی برای انحراف اجتماعی و عدم وجود اعتماد عمومی در جامعه
معکوس سرانهٔ ایجاد تخریب	به‌عنوان نمادی برای انحراف اجتماعی و عدم وجود اعتماد عمومی در جامعه
معکوس سرانهٔ اعمال منافی عفت	به‌عنوان نمادی برای انحراف اجتماعی و عدم وجود اعتماد عمومی در جامعه
معکوس سرانهٔ اختلاس و ارتشاء	به‌عنوان نمادی برای اعتماد در سطح میانی، اعتماد در معاملات و دارای تأثیر مستقیم بر جامعه
معکوس سرانهٔ سرقت	به‌عنوان نمادی برای انحراف اجتماعی و عدم وجود اعتماد عمومی در جامعه
معکوس سرانهٔ تصرف عدوانی و مزاحمت	به‌عنوان نمادی برای انحراف اجتماعی و عدم وجود اعتماد عمومی در جامعه
معکوس سرانهٔ صدور چک بلامحل	به‌عنوان نمادی برای عدم اعتماد در معامله
معکوس سرانهٔ طلاق	به‌عنوان نمادی برای مقدار عمق اعتماد در خانواده

[1]. Principal Component Analysis

سرانهٔ تماشاگران فیلم در سینما	به‌عنوان نمادی برای مشارکت از بعد فرهنگی
سرانهٔ اعضا کتابخانه	به‌عنوان نمادی برای مشارکت اجتماعی و دسترسی به اطلاعات
سرانهٔ مراجعه به کتابخانه	به‌عنوان نمادی برای عمق مشارکت
نسبت درآمدهای مالیاتی از کل درآمدهای عمومی کشور	به‌عنوان نمادی برای اعتماد به دولت و مشارکت اجتماعی

(منبع: مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱).

Fd : تمرکززدایی مالی که شامل تمرکززدایی مالی درآمد و تمرکززدایی مالی مخارج است.

تمرکززدایی مالی درآمد: نسبت درآمدهای هر استان به کل کشور، درصد درآمدهای هر استان به‌صورت مجموع کل دریافتی‌ها شامل درآمدهای مالیاتی، مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به‌عنوان درآمدهای استانی و دریافتی‌های انتقالی از دولت مرکزی به‌عنوان درآمدهای ملی. مستخرج از فصل بودجهٔ سالنامه‌های آماری استان‌ها.

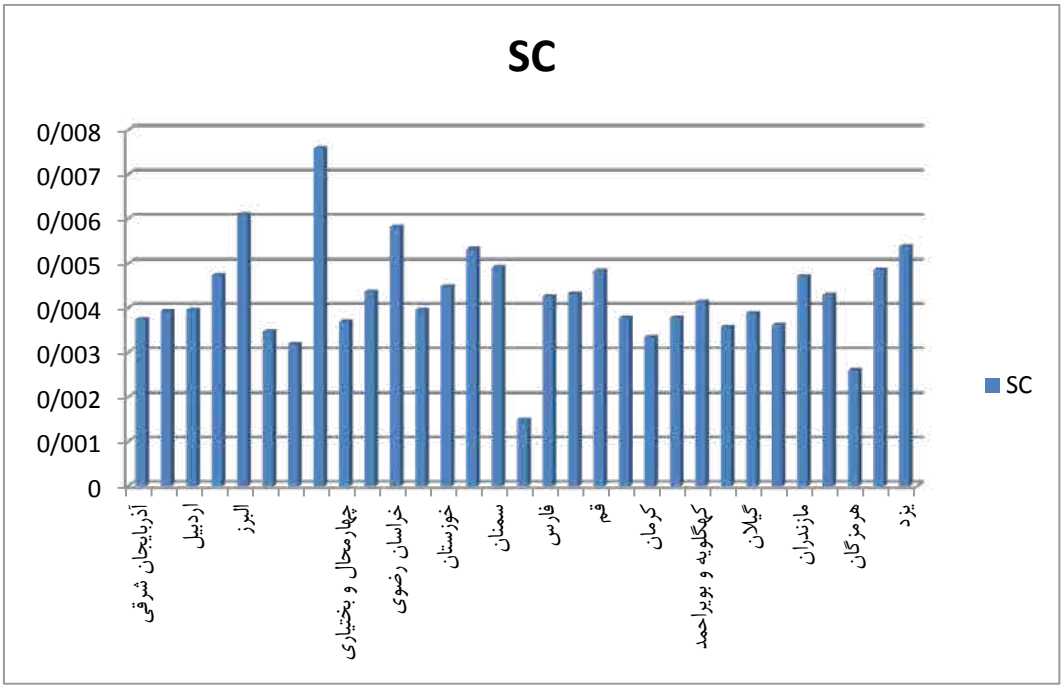
تمرکززدایی مالی مخارج: نسبت مخارج هر استان به کل کشور، درصد مخارج هر استان به‌صورت مجموع کل پرداختی‌های هر استان شامل اعتبارات هزینه‌ای و سرمایه‌ای، مستخرج از فصل بودجهٔ سالنامه‌های آماری استان‌ها

Bat شاخص فضای کسب و کار: اطلاعات مربوط به شاخص فضای کسب و کار از گزارش‌های مربوط به فضای کسب و کار استان‌ها که توسط اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی، منتشر می‌شود؛ استخراج شده است.

Pci درآمد سرانه: داده‌های درآمد سرانه در این مطالعه بر حسب میلیارد ریال است و برای محاسبهٔ آن، تولید ناخالص داخلی حقیقی هر استان را به جمعیت آن استان تقسیم کرده و درآمد سرانه به‌دست آمده است. در کشور ایران برای سنجش وضعیت تولید در استان‌ها، ارزش‌افزودهٔ حاصل از نفت را حذف کرده و درآمد سرانهٔ بدون نفت را محاسبه می‌کنند. داده‌های مربوط به این متغیر از پایگاه داده‌های مرکز آمار و سالنامه‌های آماری استخراج شده است.

شایان ذکر است که با توجه به مقیاس متغیرهای مورداستفاده در مدل (۱)، فقط متغیر درآمد سرانه به‌صورت لگاریتمی بوده و سایر متغیرها بدون تغییر در مدل لحاظ شده‌اند.

در نمودار (۱)، متوسط شاخص سرمایهٔ اجتماعی محاسبه شده برای استان‌های ایران در طول دورهٔ زمانی مورد بررسی ارائه شده است.



نمودار ۱: متوسط شاخص سرمایهٔ اجتماعی محاسبه شده برای استان‌های کشور طی دورهٔ زمانی (منبع: یافته‌های تحقیق).

Diag. 1: The average social capital index calculated for the provinces

همچنین، در جدول (۲)، مقادیر متوسط محاسبه شدهٔ شاخص سرمایهٔ اجتماعی برای استان‌های ایران ارائه شده است.

جدول ۲: مقادیر متوسط محاسبه شدهٔ شاخص سرمایهٔ اجتماعی برای استان‌های ایران

Tab. 2: The average social capital index calculated for the provinces

استان	شاخص سرمایهٔ اجتماعی	استان	شاخص سرمایهٔ اجتماعی
آذربایجان شرقی	0.3741826	فارس	0.4254325
آذربایجان غربی	0.393402	قزوین	0.4325509
اردبیل	0.3958742	قم	0.483162
اصفهان	0.4736054	کردستان	0.3779108
البرز	0.6106487	کرمان	0.3346961
ایلام	0.3461343	کرمانشاه	0.3772639
بوشهر	0.3189981	کهگلویه و بویر احمد	0.4133016
تهران	0.7584702	گلستان	0.3570287
چهارمحال‌بختیاری	0.3684851	گیلان	0.3883407
خراسان جنوبی	0.4359575	لرستان	0.3611445
خراسان رضوی	0.5819445	مازندران	0.4713887
خراسان شمالی	0.3960974	مرکزی	0.4288765
خوزستان	0.4488544	هرمزگان	0.2601885
زنجان	0.5318189	همدان	0.4855906

سمنان	0.4910931	یزد	0.5372015
سیستان و بلوچستان	0.149209		

منبع: یافته‌های تحقیق.

۵. برآورد الگوها

قبل از برآورد مدل‌ها، لازم است که آزمون‌های وابستگی مقطعی و مانایی متغیرها مورد بررسی قرار بگیرند. آزمون وابستگی مقطعی از این نظر مهم است که بر اساس آن می‌توان آزمون ریشهٔ واحد را انتخاب کرد. نتایج آزمون همبستگی مقطعی در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون همبستگی مقطعی

Tab. 3: Cross-sectional correlation test results

نوع آزمون	آماره	احتمال آماره	نتیجه
همبستگی مقطعی در مدل اول	۷.۵۴۹	۰.۰۰۰۰	وجود همبستگی مقطعی
همبستگی مقطعی در مدل دوم	۷.۹۴۰	۰.۰۰۰	وجود همبستگی مقطعی

منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به نتایج جدول (۳)، مشاهده می‌شود که در هر دو مدل، وجود همبستگی مقطعی تأیید خواهد شد؛ بنابرین با توجه به وجود همبستگی مقطعی، برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون پسران (۲۰۰۳)، که در آن وابستگی مقطعی در نظر گرفته شده است، استفاده می‌شود. این آزمون به آزمون CADF یا CIPS مشهور است. نتایج این آزمون در جدول (۴)، ارائه شده است.

جدول ٤: نتایج آزمون مانایی پسران

Tab. 4: Pesaran Stationary Test Results

نام متغیر	نتیجه
سرمایهٔ اجتماعی	*I(1)*
تمرکززدایی درآمدی	*I(1)*
تمرکززدایی هزینه‌ای	*I(1)*
تورم	*I(1)*
درآمد سرانه	*I(0)*
نرخ مشارکت اقتصادی	*I(1)*
فضای کسب و کار	*I(0)*

منبع: محاسبات تحقیق.

همان‌طورکه نتایج جدول (۴) مشاهده می‌شود؛ متغیرهای درآمد سرانه و شاخص فضای کسب و کار در سطح مانا هستند و متغیرهای سرمایهٔ اجتماعی، تمرکززدایی درآمدی، تمرکززدایی هزینه‌ای، تورم و نرخ مشارکت

اقتصادی با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. با توجه به این موضوع و جهت اجتناب از بروز رگرسیون کاذب، باید این موضوع بررسی شود که آیا متغیرهای مدل‌ها رابطهٔ بلندمدت با یک‌دیگر دارند یا خیر. برای بررسی این موضوع و با توجه به وجود وابستگی مقطعی، از آزمون همجمعی «وسترلوند» و «اجرتون»[1] (۲۰۰۷) استفاده شده است. نتایج این آزمون برای هر دو مدل، در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: آزمون همجمعی برای مدل‌های اول و دوم

Tab. 5: Co-Integration Test results for first and Second Model

مدل اول				مدل دوم			
آماره	مقدار	مقدار Z	مقدار احتمال	آماره	مقدار	مقدار Z	مقدار احتمال
G_t	-۲/۵۱۵	-۳/۱۸	۰/۰۰۱	G_t	-۳/۰۱۵	-۶/۱۶	۰/۰۰۰
G_a	-۹/۴۵۲	-۱/۶۴	۰/۰۴۹	G_a	-۱۲/۲۴۵	-۸/۳	۰/۰۰۰
P_t	-۶/۶۸۰	-۲/۱۱۴	۰/۰۱۷	P_t	-۱۰/۰۳۷	-۴/۵۸۹	۰/۰۰۰
P_a	-۷/۳۲	-۲/۹۲۳	۰/۰۰۲	P_a	-۱۴/۵۲۱	-۱۰/۳۶۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۵)، در هر دو مدل همجمعی متغیرها پذیرفته شده و نتایج قابل اعتماد هستند. پس از اطمینان از کاذب نبودن نتایج مدل‌ها، به انتخاب مدل مناسب جهت تخمین پرداخته می‌شود. با توجه به ساختار داده‌ها از الگوی داده‌های تابلویی و الگوی تعمیم یافته میانگین گروه‌ها (AMG[2]) جهت برآورد مدل‌ها استفاده شده است. در مدل اول از تمرکززدایی مالی درآمدی و در مدل دوم از تمرکززدایی مالی مخارج به‌عنوان متغیر مستقل در کنار سایر متغیرها استفاده شده است. نتایج مربوط به آزمون‌های لیمر و هاسمن برای این دو مدل، در جدول (۶)، ارائه شده است.

جدول ٦: آزمون‌های تشخیصی مدل

Tab. 6: Model diagnostic tests

مدل اول			
نوع آزمون	آماره	احتمال آماره	نتیجه
لیمر F	۴.۲۲	۰.۰۰۰۰	استفاده از داده‌های پانل
هاسمن	۴.۰۸	۰.۲۵۳۲	استفاده از اثرات تصادفی
خودهمبستگی سریالی	۱.۰۸۳	۰.۳۰۶۳	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
مدل دوم			
نوع آزمون	**آماره**	**احتمال آماره**	**نتیجه**
لیمر F	۶.۱۲	۰.۰۰۰۰	استفاده از داده های پانل
هاسمن	۴.۴۰	۰.۲۲۱۸	استفاده از اثرات تصادفی

1. Westerlund and Edgerton (2007)
2. Augmented Mean Group (AMG)

خودهمبستگی سریالی	۰.۹۳۶۰	۰.۰۰۷	وجود خودهمبستگی سریالی

منبع: یافته‌های تحقیق.

نتایج مربوط به برآورد مدل اول در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج برآورد مدل اول

Tab. 7: First Model estimation Result

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره	احتمال
ضریب ثابت	-۱/۰۱۲*E-3	۱.۱۸	۰.۲۵۷
تمرکززدایی درآمدی	۳/۱۸*E-5	۶/۴۲	۰.۰۰۰
تورم	-۲/۳۲*E-5	-۴/۸۲	۰.۰۰۰
درآمد سرانه	۲/۹۸*E-4	۱/۷۲	۰.۰۹۸
نرخ مشارکت اقتصادی	۹/۳۲*E-5	۴/۱۲	۰.۰۰۰
فضای کسب و کار	-۲/۵۴۳*E-4	-۳/۸۳	۰.۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق.

براساس نتایج جدول (۷)، تمرکززدایی مالی درآمدی اثری مثبت بر روی سرمایهٔ اجتماعی دارد و این اثر به‌لحاظ آماری معنادار است. به‌عبارتی، براساس نتیجهٔ برآورد مدل، تمرکززدایی مالی درآمدی، به‌عنوان تقویت‌کنندهٔ سرمایهٔ اجتماعی تلقی می شود و از آن‌جایی‌که دولت‌های محلی به مردم نزدیک‌تر هستند؛ از این‌رو اطلاعات در مورد ترجیحات و نیازهای محلی با هزینهٔ کمتر و علاوه‌بر این مسئولیت‌پذیری و شفافیت در سیاست‌گذاری را می‌توان با نزدیک کردن تخصیص هزینه‌ها به درآمد افزایش داد.

همچنین، اثر متغیر تورم بر سرمایهٔ اجتماعی منفی است و با افزایش نرخ تورم در استان‌ها، سرمایهٔ اجتماعی کاهش پیدا کرده است. این نتیجه با نظریه‌های اقتصادی مطابقت دارد؛ زیرا که افزایش نرخ تورم منجر به تخریب ساختارهای اقتصادی و اعتماد عوامل اقتصادی به یک‌دیگر خواهد شد که نتیجهٔ کاهش این اعتماد فرسایش سرمایهٔ اجتماعی می‌باشد.

همچنین، متغیرهای درآمد سرانه و نرخ مشارکت اقتصادی، اثری مثبت بر روی سرمایهٔ اجتماعی دارند. این نتیجه با واقعیت سازگار است؛ زیرا هر چه‌قدر وضعیت اقتصادی در یک جامعه بهبود پیدا کند می‌تواند منجر به افزایش اعتماد، مشارکت و انسجام بین عوامل اقتصادی گردد و نتیجهٔ این تعاملات ارتقای وضعیت سرمایهٔ اجتماعی در یک جامعه می‌باشد.

نتایج برآورد مدل دوم در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸: نتایج برآورد مدل دوم

Tab. 8: Second Model estimation Result

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره	احتمال
ضریب ثابت	۴/۰۱۲۳*E-3	۴/۸۱	۰/۰۰۰
تمرکززدایی هزینه‌ای	۶/۰۰۳*E-5	۱.۷۸	۰/۰۷۶
نرخ تورم	-۲/۱۲*E-5	-۴/۸۵	۰/۰۰۰
درآمد سرانه	۳/۴۲*E-5	۰/۵۲	۰/۷۵۲
نرخ مشارکت اقتصادی	۴/۱۲*E-5	۱/۸۵	۰/۰۸۲
فضای کسب و کار	-۱/۹۱۸*E-4	-۳/۴۳	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق.

نتایج برآورد مدل دوم هم مشابه نتایج مدل اول است و نشان‌دهندهٔ وجود یک رابطه مثبت بین تمرکززدایی مالی مخارج و سرمایهٔ اجتماعی است. به‌عبارتی، نتایج مربوط به تخمین مدل‌ها نشان‌دهندهٔ این موضوع است که تمرکززدایی مالی به صورت درآمدی و مخارج می‌تواند نقش دولت‌های محلی را در تصمیم‌گیری‌ها برجسته نماید. هر چه‌قدر دولت‌های محلی بتوانند در تصمیمات اقتصادی استان نقش پررنگ‌تری داشته باشند؛ می‌توانند اعتماد افراد جامعه را نسبت به تصمیمات خود افزایش داده و مشارکت اقتصادی و اجتماعی را افزایش دهند که نتیجهٔ آن افزایش سرمایهٔ اجتماعی است.

٦. نتیجه‌گیری

در چارچوب اقتصاد نهادگرا، یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر رشد و توسعهٔ اقتصادی، مقادیر شاخص‌های مربوط به نهادهای اجتماعی و اقتصادی سیستم می‌باشد. در کشورهای درحال توسعه‌ای همچون ایران، این امر زمانی مهم‌تر می‌شود که افزایش سرمایهٔ اجتماعی می‌تواند به‌عنوان زیربنا و بستری برای بهبود بهره‌وری عوامل تولید، بهبود عدالت و توزیع درآمد بوده و باعث بهبود محیط کسب‌وکار و افزایش تولید نهایی کار و سرمایه گردد. ازسوی دیگر، تمرکززدایی سیاستی است که در آن دولت مرکزی اختیار تصمیم‌گیری را به نهادهای محلی واگذار می‌کند. یکی از خصوصیات این نهاد غیرمتمرکز، استقلال نسبی آن از دولت مرکزی در یک یا چند بُعد خاص است. تمرکززدایی موجب تسهیل و تسریع در تصمیم‌گیری‌ها و افزایش رقابت بین دولت‌های محلی می‌شود، توسعهٔ منطقه‌ای به‌همراه می‌آورد و با نزدیک کردن دولت به مردم، موجب افزایش شفافیت و پاسخ‌گویی می‌شود.

با توجه به اهمیت و نقش سرمایهٔ اجتماعی در پیشبرد اهداف کشور و همچنین تأثیر تمرکززدایی مالی بر روی سرمایهٔ اجتماعی، هدف از این مطالعه بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر روی سرمایهٔ اجتماعی در استان‌های ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸، با استفاده از روش داده‌های تابلویی بوده است. بر این‌اساس، از دو متغیر تمرکززدایی مالی درآمدی و تمرکززدایی مالی مخارج به‌عنوان متغیرهای مستقل در دو مدل مجزا، جهت بررسی اثرات تمرکززدایی بر سرمایهٔ اجتماعی، استفاده شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که سرمایهٔ اجتماعی با تمرکززدایی مالی درآمدی، تمرکززدایی مالی مخارج، درآمد سرانه و نرخ مشارکت اقتصادی رابطهٔ مثبت و معناداری دارد و با متغیرهای تورم و فضای کسب و کار رابطهٔ منفی دارد.

بنابرین با توجه به نتایج پیشنهاد می‌شود که:

- با توجه به ارتباط مثبت بین تمرکززدایی و سرمایهٔ اجتماعی در استان‌های کشور پیشنهاد می‌شود اختیارات بیشتری درخصوص تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و اجتماعی و تخصیص بودجه به استان‌ها داده شود و لزوم توجه به تقویت دولت‌های محلی اهمیت پیدا می‌کند. هر چه‌قدر دولت‌های محلی بتوانند در تصمیمات اقتصادی استان نقش پررنگ‌تری داشته باشند؛ می‌توانند اعتماد افراد جامعه را نسبت به تصمیمات خود افزایش داده و مشارکت اقتصادی و اجتماعی را افزایش دهند که نتیجهٔ آن افزایش سرمایهٔ اجتماعی است.
- دولت‌های محلی و برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی در سیاست‌گذاری‌ها و تصمیم‌سازی‌ها به نقش و مشارکت افراد در فعالیت‌های اقتصادی در جهت افزایش سرمایهٔ اجتماعی توجه نمایند و سیاست‌هایی را اتخاذ نمایند که منجر به افزایش مشارکت اقتصادی افراد شود.
- در سطح کلان، دولت مرکزی و محلی می‌توانند با مشارکت دادن عملی هرچه بیشتر مردم در تصمیم‌گیری‌ها، تقویت و تشویق نهادهای مردمی، وضع قوانین و مجازات‌های سنگین برای عوامل فساد و اختلاس، ایجاد قوانین کارا و باثبات، اعتماد عمومی را در مردم به وجود آورده و موجب بهبود سرمایهٔ اجتماعی در کشور و در استان‌ها شود.
- ایجاد و تقویت فرآیندهای مشارکتی در تصمیم‌گیری‌های مؤثر بر زندگی عامه در سطح محلی.
- شفافیت در افشای اطلاعات مربوط به سیاست‌ها (به‌عنوان مثال، طرح‌های اصلاح اقتصادی کشور) و تشویق شهروندی آگاهانه و مسئولیت پذیر.

– توجه به شبکه‌های ارتباطی و سرمایهٔ اجتماعی گروه‌ها و اقشار کم‌درآمد و بهره‌گیری مثبت از آن‌ها در جهت پیشبرد اهداف توسعه‌ای.

– توجه به سرمایهٔ اجتماعی در همهٔ پروژه‌های توسعه و مشارکت دادن گروه‌های اجتماعی در اجرای آن‌ها.

– جلوگیری از شکل‌گیری شبکه‌های ارتباطی درون‌گروهی و انحصاری در ساختارهای دولتی و ایجاد فرصت‌های برابر برای تمامی گروه‌ها در جهت بهره‌مندی از امکانات و ارائه توانایی‌های بالفعل و بالقوه، از طریق تمرکززدایی و تقویت دولت‌های محلی.

– توسعهٔ سیاست‌هایی برای حمایت از تعهد (اجتماعی) و ارتقای عمل داوطلبانه.

کتابنامه

– احمدی، مرضیه؛ و علیخان‌گرگانی، روح‌الله، (۱۴۰۰). «تمرکززدایی مالی تعادل عمودی و توسعه منطقه‌ای در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۱(۱): ۱۴۷-۱۸۲. (20.1001.1.17356768.1400.21.1.3.1).

– الوانی، سید مهدی؛ و نقوی، میرعلی، (۱۳۸۱). «سرمایهٔ اجتماعی: مفاهیم و نظریه‌ها». *مطالعات مدیریت*، ۹(۳۳و ۳۴): ۹–۲۶ (20.1001.1.22518037.1381.9.33.34.1.6.68).

– باجلان، علی‌اکبر؛ کریمی‌پتانلار، سعید؛ و جعفری‌صمیمی، احمد، (۱۳۹۵). «اثر تمرکززدایی مالی بر تورم در ایران: کاربردی از الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی». *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۲(۱): ۹–۳۲ (10.22075/jem.2017.2652).

– بریمانی، فرامرز؛ راستی، هادی؛ دهانی، میثم، و جهان‌تیغ، راضیه، (۱۳۹۵). «تحلیل رابطه فقر و سرمایهٔ اجتماعی؛ مطالعه موردی: سکونتگاه های مرزی استان سیستان و بلوچستان». *پژوهش‌های روستایی*، ۷(۳): ۴۳۸–۴۵۳ (20.1001.1.20087373.1395.7.3.2.7).

– پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران به نشانی http://www.amar.org.ir

– خانزادی، آزاد؛ حیدریان، مریم؛ و مرادی، سارا، (۱۳۹۷). «بررسی اثرات تمرکززدایی مالی بر جذب سرمایه گذاری خصوصی در استان های ایران» *اقتصاد و الگوسازی*، ۹(۱): ۸۹–۱۱۵ (20.1001.1.24765775.1397.9.1.4.9).

– خانزادی، آزاد؛ منوچهری‌تبار، سپیده؛ و تیغی، سحر، (۱۴۰۰). «بررسی اثرات تمرکززدایی مالی بر سطح رفاه اجتماعی در استان‌های ایران؛ رویکرد روش گشتاورهای تعمیم یافته». *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۶ (۲): ۳۳–۶۳ (10.22075/jem.2021.22172.1546).

– رنانی، محسن؛ سامتی، مرتضی؛ و فرازمند، حسن، (۱۳۸۵). «بررسی رابطه تمرکززدایی مالی و اندازه دولت در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸(۲۶): ۱۲۵–۱۵۱.

– زاهدی، محمدجواد؛ ملکی، امیر؛ و حیدری، امیرارسلان، (۱۳۸۷). «فقر و سرمایهٔ اجتماعی». *پژوهشی رفاه اجتماعی*، ۷(۲۸): ۷۹–۱۰۶.

– زبیری، هدی؛ و ابراهیمی پورفائز، سهند، (۱۳۹۳). «تورم و کاهش سرمایهٔ اجتماعی ایران». *برنامه ریزی و بودجه*، ۱۹(۴): ۱۸۳–۲۰۴ (20.1001.1.22519092.1393.19.4.4.4).

– سوری، علی، (۱۳۹۲). *اقتصاد سنجی*. جلد دوم، نشر فرهنگ‌شناسی، چاپ دوم.

– صادقی‌شاهدانی، مهدی؛ و آقاجانی‌معمار، احسان، (۱۳۹۴). «اثر تمرکززدایی مالی نسبی بر رشد اقتصاد منطقه ای ایران». *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۲۰(۴): ۱۵۹–۱۹۱ (20.1001.1.24765775.1397.9.1.4.9).

– عباسی، ابراهیم؛ رستگارنیا، فاطمه؛ و حسینی، مهدی، (۱۳۹۴). «بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت و رشد اقتصادی استان‌ها». *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۰(۲): ۳–۲۰، (20.1001.1.22519092.1394.20.2.8.1).

– علمی، زهرا؛ شارع پور، محمود؛ و حسینی، سید امیرحسین، (۱۳۸۴). «سرمایهٔ اجتماعی و چگونگی تأثیر آن بر اقتصاد». *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۰(۱): ۲۳۹– ۲۹۶ (20.1001.1.00398969.1384.40.4.9.1).

– علیزاده، شیوا؛ علیزاده، محمد؛ شقاقی‌شهری، وحید؛ و دلفان، محبوبه، (۱۳۹۹). «تحلیل فضایی تأثیر تمرکززدایی مالی بر فقر مطالعه استان های ایران». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۳): ۱۸۵–۲۱۴ (10.22034/ecoj.2020.12232).

– غفاری‌فرد، محمد؛ صادقی شاهدانی، مهدی؛ کمیجانی، اکبر؛ و زاهدی‌وفا، محمدهادی، (۱۳۹۳). «تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی مناطق مختلف ایران(یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۷۱): ۱۲۵–۱۴۲.

– فرزین‌وش، اسدالله؛ صادقی‌شاهدانی، مهدی؛ و غفاری‌فرد، محمد، (۱۳۸۸). «تمرکززدایی مالی و عملکرد اقتصادی آن». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷(۴۹): ۱۹–۴۰.

– قالیباف، محمد باقر، (۱۳۹۶). *تمرکزگرایی و تمرکززدایی در ایران به سوی طراحی الگوی نیمه متمرکز*. انتشارات دانشگاه تهران.

– گل‌خندان، ابوالقاسم، (۱۳۹۸). «تحلیل فضایی تأثیر تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ و میر در استان‌های ایران». *راهبردهای مدیریت در نظام سلامت*، ۴(۳): ۱۸۵–۱۹۶ (20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5).

– مهرگان، نادر؛ و دلیری، حسن، (۱۳۸۹). *کاربرد استاتا در آمار و اقتصادسنجی*. نور علم، چاپ اول.

– نقیبی، محمد؛ و تنهایی‌دیلمقانی، مجید، (۱۳۹۶). «اثرات تمرکززدایی مالی بر شاخص توسعه انسانی در ایران». *اقتصاد مالی*، ۱۱(۳۸): ۱۲۱– ۱۳۸ (20.1001.1.25383833.1396.11.38.7.8)

- Abbasi. E.; Rastegarnia. F. & Hosseinu M., (2015). “Investigation the Effect of Fiscal Decentralization on Government Size and Provinces Economic Development”. *JPBUD*. *20*(2): 3-20. DOI: 20.1001.1.22519092.1394.20.2.8.1 (In Persian).

- Ahmadi, M. & Alikhan Gorgani, R., (2021). “The Vertical Balance Financial Decentralization and Regional Development in Iran’s Provinces”. *QJER*. 21 (1): 147-182. DOI: 20.1001.1.17356768.1400.21.1.3.1 (In Persian).

- Alizadeh, SH.; Alizadeh, M.; Shaghaghi Shahri, V. & Delfan, M., (2020). “Spatial analysis of the effect of financial decentralization on poverty, study of the country's provinces”. *Applied Theories of Economics*, 7(3): 185-214. DOI: 10.22034/ecoj.2020.12232 (In Persian).

- Alvani. S. M. & Seyed Naghavi, S. A., (2002). “Social Capital Concepts and Applications”. *Management Studies in Development and Evolution*. 9(33 & 34): 9-26. DOI: 20.1001.1.22518037.1381.9.33.34.1.6.68 (In Persian)

- Bajelan. A. A.; Karimi Potanlar. S. & Jafari Samimi, J., (2016). “The Effect of Fiscal Decentralization on Inflation in Iran: An Application of Panel Smooth Transition Regression Model”. *Journal of Econometric Modelling,* 2(1): 9-32. DOI: 10.22075/jem.2017.2652 (In Persian).

- Barimani, F.; Rasti, H.; Dahani, M. & Jahantigh, R. A., (2016).” Study of the Relationship between Poverty and Social Capital: A Case Study from Sistan and Baluchestan Border Settlements”. *Journal of Rural Research*, 7(3): 438-453, DOI: 20.1001.1.20087373.1395.7.3.2.7 (In Persian).

- Bojanic, A. N., (2016). “The Impact of Fiscal Decentralization on Growth, Inflation, and Inequality in the Americas”. Tulane University Economics *Working Paper Series*, No. 1610.

- Cavalieri, F. & Ferrante, L., (2016). “Does Fiscal Decentralization improve health outcomes? Evidence from infant mortality in Italy”. *Journal of Social Science and Medicine,* 50(164). 74-88. https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.07.017

- De Mello, L., (2000). "Can fiscal Decentralization strengthen social capital?". *IMF Working Paper*: WP/00/129.

- Elmi, Z.; Share Poor, M. & Hoseini S. A. H., (2006). "Social capital and how it affects the economy". *Journal of Economic Research*, 40(4): 239-296. DOI: 20.1001.1.00398969.1384.40.4.9.1 (In Persian).

- Farzinvash. A.; Sadeghi Shahdani, M. & Ghaffary Fard, M., (2009). "Fiscal Decentralization and Its Economic Performance". *Qjerp.* 17(49): 19-40 (In Persian).

- Ghaffary Fard, M.; Sadeghi Shahdani, M.; Komijani, A. & Zahedei Vafa, M. H., (2014). "The Effect of Fiscal Decentralization on Economic Growth in Various Provinces of Iran (A Spatial Econometric Approach)". *Qjerp.* 22 (71): 125-142. (In Persian)

- Ghalibaf, M. B., (2018). *Centralization and decentralization in Iran towards designing a semi-centralized model.* Tehran University Press. (In Persian)

- Golkhandan. A., (2019). "Spatial Analysis over the Impact of Fiscal Decentralization on the Mortality Rate in Iranian Provinces". *Manage Strat Health System*, 4(3): 185-196. DOI: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5 (In Persian).

- Hanif, I. & Chaudhry. I. SH., (2015). "Interlinks of Fiscal decentralization and public Investment in Pakistan". *Pakistan journal of commerce and social sciences*, 9(3): 850-864. http://hdl.handle.net/10419/188226

- Khanzadi, A.; Heidarian, M. & Moradi, S., (2018). "Analyzing the Effects of Fiscal Decentralization on Attracting Private Investment in Provinces of Iran". *Journal of Economics and Modelling*, 9(1): 89-115. DOI: 20.1001.1.24765775.1397.9.1.4.9 (In Persian).

- Khnazadi, A.; Manoochehri Tabar, S. & Tighi. S., (2021). "Analyzing the effects of fiscal decentralization on social welfare in Iran provinces; Generalized Method of Moments approach". *Journal of Econometric Modelling*, 6(2): 33-63. DOI: 10.22075/jem.2021.22172.1546 (In Persian).

- Mehregan, N. & Daliri, H., (2010). *STATA applications in statistics and econometrics*. Noor-e-Elm Press, first edition (In Persian).

- Naghibi, M. & Tanhayi Dilmaghani, M., (2017). "Effects of financial decentralization on human development index in Iran". *Journal of Financial Economics,* 11(38): 121-138. DOI: 20.1001.1.25383833.1396.11.38.7.8 (In Persian).

- Nguyen. T. H. & Su, D. T., (2022). "Fiscal decentralization, economic growth, and human development: Empirical evidence". *Cogent Economics & Finance,* 10: 1. DOI: 10.1080/23322039.2022.2109279

- Qibthiyyah, R. M.; Zen, F.; Ledi, T. & Dita, A., (2011). "Decentralization and Social Capital in Indonesia". *MPRA Paper* 95857, University Library of Munich, Germany.

- Renani, M.; Sameti, M. & Farazmand, H., (2006). "The Relationship of Fiscal Decentralization and Government Size in Iran". *Iranian Journal of Economic Research*. 8(26):125-151. (In Persian)

- Rondinelli, D. A., (1983). "Implementing Decentralization Programmers in Asia: a Comparative Analysis". *Public Administration and Development*, 3(3): 181-207. https://doi.org/10.1002/pad.4230030302

- Sadeghi Shahdani, M. & Aghajani Memar, E., (2015). "The Effect of Partial Fiscal Decentralization on Regional Economic Growth of Iran". *Economic Modelling Research*, 5(20): 159-191. (In Persian)

- Sarwar, A.; Jadoon, A. K.; Javed, M. F. & Nasim, I., (2022). "Assessing the Effects of Fiscal Decentralization on the Efficiency of Education Sector: Analysis of Punjab, Pakistan". *Pakistan Journal of Humanities and Social Sciences,* 10(2): 503–513. https://doi.org/10.52131/pjhss.2022.1002.0215

- Souri, A., (2013). *Econometric*. Vol. 2. Farhangshenasi Press, 2nd Edition (In Persian).

- Zahedi. M. J.; Maleki, A. & Heidari, A. A., (2008). "Poverty and Social Capital". *Refahj*. *7*(28): 79-106. (In Persian)

- Zobeiri. H. & Ebrahimi Pourfaez, S., (2014). "Inflation and Reduction of Social Capital in Iran". *JPBUD*. *19*(4): 183-214. DOI: 20.1001.1.22519092.1393.19.4.4.4 (In Persian).

Vol. 12, No. 46, Summer (2023)

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 Impact of Operational Risk on Economic Growth in Iran

Amani, R.[1], Ahmadzaeh, Kh.[2], Habibi, F.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26589.3487
Received: 2022.07.12; Accepted: 2022.11.22
Pp: 167-206

Abstract

Economic growth is one of the headmost aims of developing and developed countries. Increasing economic growth can increase public welfare, reduce poverty and reduce unemployment. Recognizing the factors affecting economic growth is essential and undeniable, but distinguishing the obstacles to economic growth can be far headmost and effective. Risks are among the most influential and vital factors affecting economic growth. Economic and non-economic risks are consequential obstacles to economic growth. Iran is constantly exposed to various risks due to its geopolitical situation in one of the turbulent regions of the world, the Middle East. The main aim of this paper is to investigate the impact of operational risk on economic growth in Iran during 2014Q1 – 2021Q4 using the time-varying parameter vector auto-regressions (TVP-VAR). This research uses operational risk for the first time, with four main sub-indices: i.e., labor market risk, trade and investment risk, logistics risk, and security-crime risk. The results of this research show that the improvement in operational risk and its sub-indices has a positive effect on economic growth in Iran. Furthermore, international sanctions have an immense impact on operational risk and, consequently, have a negative impact on economic growth. Nevertheless, policymakers are suggested to reduce Iran's international tensions, concretely, the countries that have an extensive impact on the world's economy to improve the operational risk, increase foreign investments, improve the business environment, reduce the cost of trade and business transactions, and, as a result, provide the country's economic growth and development.

Keywords: Operational Risk, Economic Growth, TVP-VAR, Iran.
JEL Classification: C22, O4, P16, Z00.

1. M.A. in Economics, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran (Corresponding Author).
Email: kh.ahmadzadeh@uok.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

Citations: Amani, R.; Ahmadzadeh, K. & Habibi, F., (2023). "Investigating the Impact of Operational Risk on Economic Growth in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(46): 167-206. doi: 10.22084/aes.2022.26589.3487
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4867.html?lang=en

1. Introduction

Economic growth is the best tool to reduce poverty and improve the quality of life in developing countries. Both cross-country research and country case studies provide overwhelming evidence that rapid and sustainable growth is critical for faster progress toward the MDGs[1]. Among the factors affecting economic growth, we can mention investment in physical and human capital, technological advances, economic (institutional) environment, and economic and non-economic risks. The relationship between risk and economic growth is complex. Risk at a high level harms economic growth, while risk at a low level has an initial positive effect that eventually turns negative (Bloom, 2009; Danielsson et al., 2022). One of these types of risks is operational risk, which affects economic growth in any country, and it consists of four categories, each of which is divided into several sub-sections. The index focuses on four main risk areas: labor market, trade and investment, logistics, and crime and security. Iran's economic growth is unfavorable and has not had a steady trend. From 2007 to 2021, economic growth has been positive in some years and negative in others. For instance, According to World Bank statistics, Iran's economic growth in 2008 was 8.2 percent, and in 2012, it was -7.4 percent (World Bank, 2022). The main reason for Iran's economic growth imbalance is the international sanctions, which have seriously hampered foreign investment opportunities and even the return of oil revenues (Marzban & Ostadzad, 2014). The average economic growth in Iran from 2014 to 2021 was 0.914%. As a neighbor and regional rival of Iran, Turkey has experienced an average growth of 6% per year in the same period. Therefore, this study aims to investigate the impact of operational risk on economic growth in Iran during 2014Q1 – 2021Q4 using the time-varying parameter vector auto-regressions (TVP-VAR). So far, no independent research has investigated the effect of operational risk on economic growth. As a result, the variables and the intended research method separate the current study from other research in this field.

2. Materials and Methods

The vector autoregression model with time-varying parameters can be changed over time; moreover, unlike the vector autoregression model, it allows calculating variable coefficients over time. In macroeconomics, structural failure and cyclical changes are observed in time series due to changing conditions. As a result, the vector autoregression model with parameters that can be changed over time enables us to strongly and accurately understand the nature of the temporal change of the economic structure. And based on this, time variable coefficients (TVP) lead to more accurate results. (Del Negro and Otrok, 2008; Korobilis, 2013). The basic TVP-VAR can be written as follows:

$$y_t = Z_t \beta_t + \varepsilon_{t'}$$

(1)

And:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_{t'} \qquad (2)$$

[1] Millennium Development Goals

Where the independent variables are with distribution $N(0.\Sigma_t)$ and dependent variables are with distribution $N(0.Q)$. ε_t and u_t for all values of t and s are independent (West and Harrison, 1997; Kim and Nelson, 1999; Harvey, 1989; Durbin and Koopman, 2001).

3. Data

In this research, according to the study of Sun et al., 2021; Meyer and Mothibi, 2021; Liu et al., 2020 and Akadairi et al., 2020, equation (3) has been used:

$$EG_t = \beta_0 + \beta_1 K_t + \beta_2 L_t + \beta_3 TFP_t + \beta_4 OR_t + \beta_5 LMR_t + \beta_6 LR_t + \beta_7 TIR_t + \beta_8 CSR_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

The variables in eq (3) are introduced in Table (1). As seen in Table (1), the dependent variable of the current research is the economic growth rate. Gross fixed capital formation, labor force, and total factor productivity are based on Solow (1956). Moreover, The operational risk index scores every country or region from 0 to 100 according to its criteria, where 0 means high risk and 100 means low risk. Operational risk consists of 4 leading indicators: logistics risk, labor market risk, trade and investment risk, and crime and security risk. Fig (1) shows the operational risk index and its sub-indices along with each contribution to the total index.

4. Discussion

Before presenting the results, it is necessary to perform diagnostic tests. The development of the augmented dickey-fuller with break test shows that all variables are stationary at level; therefore, there is no problem using the vector autoregression model with time-varying parameters. Moreover, the lag length selection result indicates that we should use two lags for the estimation. Furthermore, the inverse roots of the AR characteristic polynomial determined that the development of the vector autoregression model satisfies the stability condition. Finally, the correlation test indicates no co-linearity between the research variables.

After the diagnostic tests, the results of the impulse response function are as follows in Fig (2) to Fig (10). The vertical axis indicates the instantaneous reaction to the shock at the level of one standard deviation in the model variables, and the horizontal axis indicates the time and periods of the immediate response (0 to 12). It should be noted that the time dimension is from 0 (first quarter of 2014) to 32 (fourth quarter of 2021).

As Fig (2) to Fig (10) show, reduce in operational risk and four main sub-indices, i.e., labor market risk, trade and investment risk, and logistics risk, during Iran's nuclear agreement from 2014 to 2017 have positive shocks on the economic growth in Iran. However, before the agreement (2014) and after the US egress (2017) from the agreement, the operational risk increased and positively affected the economic growth in Iran. This is the same for other research variables.

5. Conclusion

Economic growth is among developing and developed countries' most important government programs. The benefit of economic growth is higher living standards, higher real incomes, and the ability to allocate more resources to areas such as health care and education. Iran is one of the countries that has faced many problems in terms of economic growth due to international sanctions in the last two decades. One of the threatening obstacles to economic growth is risks and, as a result, the creation of economic uncertainties. Iran faces various financial and security risks due to its geographical location in the Middle East and the sanctions caused by the nuclear energy production program. This research shows that international sanctions have increased the operational risk in Iran's economy so that Iran's economy can be divided into three periods before the nuclear agreement (the period from the first quarter of 2012 to the second quarter of 2014). He divided the period of the nuclear agreement (the second quarter of 2014 to the second quarter of 2017) and the period of the withdrawal of the United States from the nuclear agreement (the second quarter of 2017 onwards). According to the research results, the effect of shocks caused by operational risk and its components on economic growth in Iran in the period before the agreement was negative and caused a decrease in the economic growth rate. During the agreement period, due to the reduction of the level of sanctions, the increase in oil revenues, and the increase of foreign investments, the effect of these shocks on economic growth has been positive. In this period, we have seen a rise in the economic growth rate in Iran. After the withdrawal of the United States of America in 2017, adverse shocks caused by operational risk and its components have been created on economic growth in Iran. Still, the power of these shocks has never been as strong as in the period before the agreement. To solve this problem, it is suggested to the policymakers to reduce Iran's international tensions, especially with the influential countries in the world.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲

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 تأثیر ریسک عملیاتی بر رشد اقتصادی در ایران

رامین امانی[۱]، خالد احمدزاده[۲]، فاتح حبیبی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26589.3487
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۲۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۰۱
صص: ۲۰۶-۱۶۷

چکیده

رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین اهداف کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته است. افزایش رشد اقتصادی می‌تواند باعث افزایش رفاه عمومی، کاهش فقر و کاهش بیکاری شود. شناخت عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی امری مهم و غیرقابل‌انکار است، اما شناخت موانع رشد اقتصادی می‌تواند به‌مراتب مهم‌تر و تأثیرگذارتر باشد. ریسک‌های اقتصادی و غیراقتصادی ازجمله ریسک عملیاتی یکی از موانع مهم بر سر راه رشد اقتصادی هستند. ایران به‌دلیل قرارگرفتن در یکی از مهم‌ترین و پرتلاطم‌ترین مناطق جهان، یعنی خاورمیانه همواره در معرض ریسک‌های مختلف قرار دارد. هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر ریسک عملیاتی بر رشد اقتصادی در ایران طی بازهٔ زمانی فصل اول سال ۱۳۹۲ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۹ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان است. در این پژوهش برای اولین‌بار از ریسک عملیاتی استفاده شده که دارای چهار زیرشاخص اصلی، یعنی ریسک بازار کار، ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری، ریسک لجستیک و ریسک جرم امنیت است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که بهبود ریسک عملیاتی و زیرشاخص‌های آن دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در ایران است. از طرف دیگر، تحریم‌های بین‌المللی دارای تأثیر بسیار نامطلوب بر ریسک عملیاتی و به‌تبع آن تأثیر منفی بر رشد اقتصادی هستند؛ بنابراین به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود که تنش‌های بین‌المللی ایران مخصوصاً با کشورهای اثرگذار در صحنهٔ اقتصاد جهانی را کاهش دهند تا زمینهٔ بهبود ریسک عملیاتی، افزایش سرمایه‌گذاری‌های خارجی، بهبود فضای کسب‌وکار، کاهش هزینهٔ مراودات تجاری و به‌تبع آن رشد و توسعهٔ اقتصادی کشور فراهم شود.

کلیدواژگان: ریسک عملیاتی، رشد اقتصادی، روش خودرگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان، ایران.
طبقه‌بندی JEL: C22, O4, P16, Z00.

۱. کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
Email: r.amani@uok.ac.ir
۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: kh.ahmadzadeh@uok.ac.ir
۳. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
Email: f.habibi@uok.ac.ir

ارجاع به مقاله: امانی، رامین؛ احمدزاده، خالد؛ و حبیبی، فاتح، (۱۴۰۲). «بررسی تأثیر ریسک عملیاتی بر رشد اقتصادی در ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۶): ۱۶۷-۲۰۶. (doi: 10.22084/aes.2022.26589.3487).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4867.html?lang=fa

۱. مقدمه

رشد اقتصادی بهترین ابزار برای کاهش فقر و بهبود کیفیت زندگی در کشورهای درحال‌توسعه است. هم تحقیقات بین کشوری و هم مطالعات موردی کشوری، شواهد بسیار زیادی را ارائه می‌دهند که نشان می‌دهد رشد سریع و پایدار برای پیشرفت سریع‌تر به سمت اهداف توسعه هزاره حیاتی است. رشد اقتصاد می‌تواند رفاه و فرصت ایجاد کند، باعث پیشرفت توسعهٔ انسانی شود و فقر را کاهش دهد (رهبر و همکاران، ۱۳۸۶). رشد اقتصادی دارای ساختار پیچیده‌ای است و عوامل متعددی در آن نقش دارند و در اغلب موارد نیز این عوامل با هم مرتبط هستند؛ ازجمله عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی می‌توان به سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ فیزیکی و سرمایهٔ انسانی، پیشرفت‌های تکنولوژیکی، محیط اقتصادی (نهادی) و ریسک‌های اقتصادی و غیراقتصادی اشاره کرد. از طرف دیگر، برخی از عوامل سیاستی مانند: تضمین حقوق مالکیت، وجود بازارهای رقابتی، ثبات در ارزش پول و قیمت‌ها، آزادی تجاری و اندازهٔ مناسب دولت در رشد اقتصادی بسیار مهم هستند (بارو و گریلی[1]، ۱۹۹۴). شناخت عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی امری مهم و انکارناپذیر است، اما شناخت موانع رشد اقتصادی می‌تواند به‌مراتب مهم‌تر باشد. امروزه ریسک‌های اقتصادی و غیراقتصادی، ازجمله مهم‌ترین موانع رشد اقتصادی هستند که تأثیر بسزایی بر اقتصاد جهانی دارند.

در این بین، ریسک‌ها و عوامل زیادی وجود دارد که بر رشد اقتصادی یک کشور و حتی کل جهان تأثیر منفی می‌گذارند. ریسک بیش از هر زمان دیگری یک نگرانی اساسی برای سیاست‌های اقتصادی و مانعی برای رشد اقتصادی است. یکی از انواع این ریسک‌ها، ریسک عملیاتی است که بر رشد اقتصادی در هر کشوری تأثیر می‌گذارد و خود از چهار دسته تشکیل شده است که هرکدام به چند زیربخش تقسیم می‌گردد. این شاخص بر چهار حوزهٔ ریسک اصلی تمرکز دارد: بازار کار، تجارت و سرمایه‌گذاری، لجستیک، و جرم و امنیت (مؤسسهٔ فیتچ سلوشن[2]). به‌خوبی مشخص است که افزایش هر نوع ریسک داخلی یا خارجی احتمالاً ازطریق افزایش ریسک سرمایه‌گذاری، آشفتگی در اقتصاد را افزایش می‌دهد؛ بنابراین، درک این مسأله که آیا یک کشور دارای یک محیط اقتصادی، مالی و سیاسی باثبات است برای سرمایه‌گذاران جهت به‌حداقل‌رساندن ریسک سرمایه‌گذاری حیاتی است.

رابطهٔ بین ریسک و رشد اقتصادی پیچیده است. ریسک در سطح بالا به‌طور واضح به رشد اقتصادی آسیب می‌زند، درحالی‌که ریسک در سطح پایین یک تأثیر مثبت اولیه دارد که درنهایت منفی می‌شود. ریسک‌های بین‌المللی ازطریق تأثیر آن بر جریان سرمایه، سرمایه‌گذاری، صادرات و به چالش کشیدن استقلال سیاست پولی، تأثیر قوی‌تری بر رشد نسبت به ریسک داخلی دارد (بلوم[3]، ۲۰۰۹؛ دانیلسون و همکاران[4]، ۲۰۲۲). شناسایی و تحلیل ریسک برای سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ضروری است و در عین‌حال عدم توجه به آن می‌تواند باعث عدم اطمینان، ناکارآمدی، رکود و بحران شود (اهیر و همکاران[5]، ۲۰۱۹). تأثیر ریسک در سطح پایین بر اقتصاد کلان با ریسک در سطح بالا بسیار متفاوت است. اثر ریسک در سطح بالا به‌طور مستقیم در کاهش رشد اقتصادی تبلور می‌یابد؛ اما در ریسک پایین اثر رونق به رکود دارد؛ یعنی در ابتدا مثبت اما درنهایت منفی می‌شود. دلیل تأثیر

---

1. Barro & Grilli
2. https://www.fitchsolutions.com/sites/default/files/2022-01/Operational_Risk_Index_Methodology_2022.pdf
3. Bloom
4. Danielsson et al.
5. Ahir et al.

نامتقارن ریسک سطح پایین در مقابل ریسک در سطح بالا ریشه در ناتوانی در اندازه‌گیری مستقیم ریسک دارد. ریسک یک متغیر پنهان است و نمی‌توان آن را مستقیماً اندازه‌گیری کرد (بریونرمیر و همکاران[1]، ۲۰۰۹).

رشد اقتصادی ایران در وضعیت مطلوبی به سر نمی‌برد و دارای روند ثابتی نبوده است. از سال ۲۰۰۷ تا سال ۲۰۲۱م. رشد اقتصادی در برخی سال‌ها مثبت و در برخی دیگر منفی بوده است؛ به‌طور مثال، طبق آمار بانک جهانی، رشد اقتصادی ایران در سال ۲۰۰۸، ۸/۲٪ و در سال ۲۰۱۲م.، ۷/۴- بوده است (بانک جهانی، ۲۰۲۲). علت اصلی عدم توازن در رشد اقتصادی ایران تحریم‌های بین‌المللی است که فرصت‌های سرمایه‌گذاری خارجی و حتی بازگشت درآمدهای نفتی را با مشکل جدی مواجه کرده است (مرزبان و استادزاد، ۱۳۹۴). متوسط رشد اقتصادی در ایران از سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹هش.، ۰/۹۱۴٪ بوده و این درحالی است که کشور ترکیه به‌عنوان همسایه و رقیب منطقه‌ای ایران در همین بازهٔ زمانی به‌طور متوسط رشد ۶٪ را در سال تجربه کرده است. تحریم‌های بین‌المللی باعث افزایش ریسک‌های مختلف در اقتصاد ایران شده‌اند (اسدی و یاوری، ۱۴۰۰). طبق آمار مؤسسهٔ فیتچ سلوشن از آخرین وضعیت ریسک عملیاتی در ایران، امتیاز ایران ۴۲/۷ از ۱۰۰ است که نسبت به میانگین ۱۸ کشور عضو منطقهٔ منا (۴۹/۲) ریسک بیشتری را نشان می‌دهد؛ همچنین رتبهٔ ایران از نظر این ریسک در بین کشورهای منا ۱۲ است. در بین شاخص‌های تشکیل‌دهندهٔ ریسک عملیاتی، بدترین عملکرد ایران به‌ترتیب در ریسک جرم و امنیت و ریسک سرمایه‌گذاری با امتیاز ۳۵/۴ و رتبهٔ ۱۴۹ و امتیاز ۳۶/۲ و رتبهٔ ۱۴۹ در بین ۲۰۱ کشور جهان است. در بین کشورهای خاورمیانه، امارات متحدهٔ عربی از نظر ریسک عملیاتی با امتیاز ۷۰/۷ و رتبهٔ اول دارای باثبات‌ترین وضعیت و سوریه با امتیاز ۲۰ دارای نامطلوب‌ترین وضعیت است (بیزینس مانیتور، ۲۰۲۱).

با توجه به موارد ذکر شده، در این تحقیق یک چارچوب جدید برای مطالعهٔ تأثیر ریسک‌های اقتصادی و غیراقتصادی بر رشد اقتصادی ارائه می‌شود. بهبود درک ما از مکانیسم‌های زیربنایی این پیوندها نه‌تنها ازلحاظ نظری، بلکه برای هدایت تحقیقات تجربی آتی درمورد این موضوع بسیار حائز اهمیت است. این پژوهش درصدد است تا ضمن معرفی عوامل و ریسک‌های تأثیرگذار بر اقتصاد ایران و بر رشد اقتصادی کشور، با بهره‌گیری از گزارش‌ها و تحقیقات معتبر و همچنین با ارائهٔ مدل و فرضیات تحقیق، میزان تأثیرگذاری این عوامل بر رشد اقتصادی در ایران مورد سنجش قرار گرفته و راه‌حل‌های مناسبی برای برطرف‌کردن این مشکلات در جهت بهبود رشد اقتصادی ایران ارائه گردد.

در ادامه، بخش دوم به بیان مبانی نظری تحقیق، بخش سوم مروری بر پیشینه پژوهش، بخش چهارم روش‌شناسی و معرفی مدل، بخش پنجم بیان و تحلیل نتایج، و بخش ششم به بیان نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی می‌پردازد.

[1]. Brunnermeier et al.

۲. مبانی نظری

۲-۱. رشد اقتصادی

رشد اقتصادی مثبت برای توسعهٔ یک کشور ضروری است؛ بنابراین باید بر عوامل تعیین‌کنندهٔ آن تأکید شود. اولین نظریه‌ای که بر نقش عوامل تعیین‌کننده برای رشد اقتصادی تأکید کرد، مدل رشد «سولو»[1] بود (سولو، ۱۹۵۷). این مدل بر نقش موجودی سرمایه، شامل مجموع سرمایه‌گذاری‌های قبلی در ماشین‌آلات و ساختمان‌ها، در رشد اقتصادی کوتاه‌مدت تأکید می‌کند. این سازماندهی می‌تواند تا حدودی درک رشد اقتصادی را عمیق‌تر کند؛ زیرا پیشرفت فناوری را جزء عوامل برون‌زا در مدل اقتصادی می‌داند. این مدل پیش‌بینی می‌کند که به‌دلیل همگرایی در نرخ‌های رشد، اقتصادهای فقیر در مقایسه با اقتصادهای ثروتمند سریع‌تر رشد می‌کنند. از آنجایی‌که پیشرفت تکنولوژی دلیل اصلی توضیح مدل رشد سولو است، تحلیل نقش آن در رشد اقتصادی کار درستی است. تغییرات تکنولوژیکی نتیجهٔ سرمایه‌گذاری آگاهانه‌ای است که توسط عوامل به حداکثر رساندن سود خود انجام می‌شود. مدل سولو یکی از پایه‌ای‌ترین مدل‌های رشد اقتصادی و ساختار این مدل نسبت به سایر مدل‌های اقتصادی ساده‌تر است. فرض مدل سولو به این شکل است که اقتصاد بسته و دولت وجود ندارد و بازارها رقابتی هستند و نوسانات بازار اشتغال مهم نیست؛ همچنین در این مدل این‌گونه فرض می‌شود که صرفاً یک کالا در اقتصاد تولید می‌شود، سرمایهٔ اولیه اقتصاد مثبت است و فناوری اولیهٔ فرایند تولید را آغاز می‌کند (سولو، ۱۹۵۷).

درواقع سولو به‌دنبال این هدف بود که برای دستیابی به سؤال خود از روش و مدلی ساده بهره جوید، به‌همین دلیل ایرادی بر مدل و فروض او نیست (یاوری، ۱۳۹۲). «منکیو»[2] (۲۰۱۵: ۲۲) بسیار زیبا بیان می‌کند که تمامی مدل‌ها در همهٔ علوم و رشته‌ها به دنبال ساده‌تر کردن واقعیت هستند تا درک ما را از جهان موجود بهبود بخشند.

اگر بخواهیم به فروض اساسی‌تر پرداخته شود، بایستی به بحث دربارهٔ تابع تولید و ویژگی‌های آن که اساس اصلی مدل سولو است، بپردازیم. در مدل رشد سولو، از تابع رشد نئوکلاسیکی بهره گرفته شده که ویژگی اصلی آن جایگزینی عوامل تولید و انعطاف‌پذیری است. شکل اصلی تابع تولید به‌صورت زیر است:

$$Y_t = F[K_t . A_t\ L_t] \qquad (۱)$$

در تابع فوق Y_t نشانگر تولید، K_t سرمایه و L_t نیروی کار است و همهٔ این متغییرها در سطح کلان هستند. A_t سطح مربوط به فناوری تولید را نشان می‌دهد که تقویت‌کنندهٔ نیروی کار است. متغیرهای نام‌برده در تابع تولید توابعی از زمان t هستند و به‌تبع آن تولید نیز تابعی از زمان خواهد شد.

در پژوهش حاضر از مدل رشد سولو استفاده شده است؛ زیرا هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر ریسک عملیاتی بر رشد اقتصادی است که یکی از مزیت‌های مدل سولو تعداد کم عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی است که به ما کمک می‌کند اثر ریسک عملیاتی بر مدل رشد سولو در کنار عوامل رشد، یعنی موجودی سرمایه و نیروی کار مورد سنجش قرار دهیم.

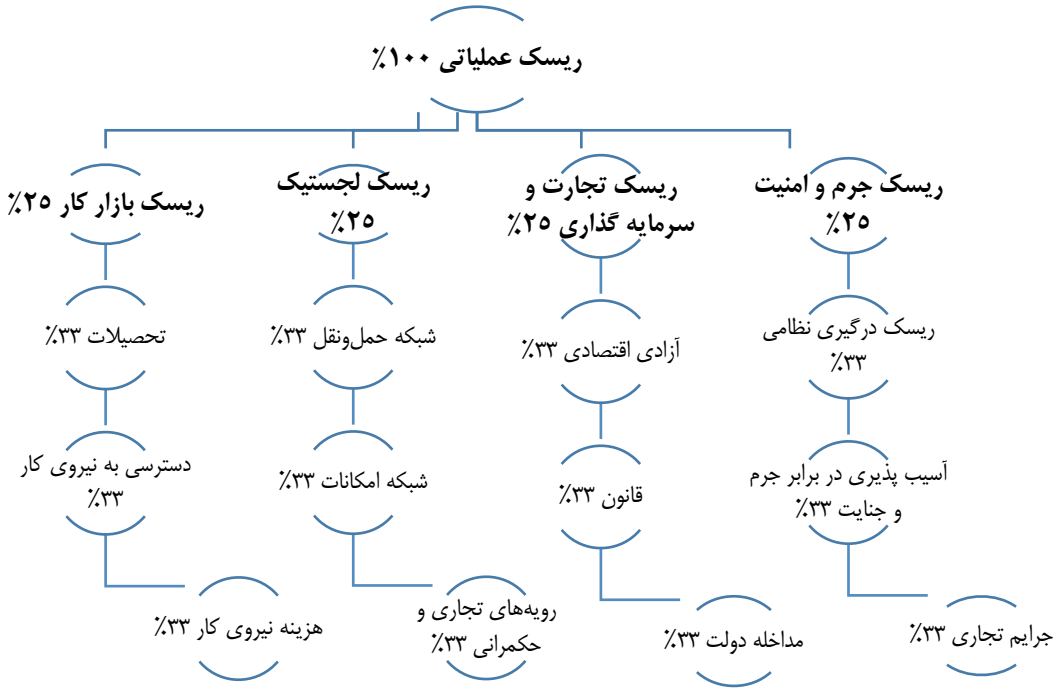
در ادامه به بررسی ریسک عملیاتی و مجراهای تأثیرگذاری آن بر رشد اقتصادی خواهیم پرداخت.

---

[1]. Solow's growth model
[2]. Mankiw

۲-۲. ریسک عملیاتی

شاخص ریسک عملیاتی به‌طور کمّی چالش‌های عملیاتی را در ۲۰۱ کشور و منطقه در سطح جهان مقایسه می‌کند. این شاخص به هر کشور یا منطقه در جهان از صفر تا ۱۰۰ با توجه به معیارهای خاص خود امتیاز می‌دهد که عدد صفر به معنای ریسک بالا و عدد ۱۰۰ به‌معنای ریسک پایین است. ریسک عملیاتی از چهار شاخص اصلی ریسک لجستیک، ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری، ریسک بازار کار و ریسک جرم و امنیت تشکیل شده که در نمودار (۱) نشان داده شده است. هرکدام از ریسک‌های اصلی (ریسک بازار کار، لجستیک، تجارت و سرمایه‌گذاری و جرم و امنیت) به‌صورت وزنی، ۲۵٪ از ریسک عملیاتی را تشکیل می‌دهند و هرکدام از زیرشاخص‌ها نیز ۳۳٪ از وزن ریسک مربوط به خود را تشکیل می‌دهند.



نمودار ۱: اجزای ریسک عملیاتی (مآخذ: فیتچ سلوشن[1]).

Diag 1. Components of Operational Risk Index (Source: Fitch Solutions).

- رشد اقتصادی نپرداخته است و بیشتر به تأثیر شاخص‌های اصلی ریسک عملیاتی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی پرداخته شده که در ادامه به بیان آن خواهیم پرداخت.

[1]. https://www.fitchsolutions.com/sites/default/files/2022-01/Operational_Risk_Index_Methodology_2022.pdf

۱-۲-۲. ریسک لجستیک

امروزه فضای تجارت جهانی متأثر از بی‌ثباتی مالی، ادغام شرکت‌ها، فناوری‌های جدید، تجارت الکترونیک، صرفه‌جویی در زمان برای رسیدن به بازار و غیره است که باعث شده زنجیرهٔ تأمین با اختلالات خارجی (طبیعی یا مصنوعی) و عملیاتی مواجه شده و آسیب‌پذیرتر از قبل شود. این آسیب‌پذیری متشکل از ریسک‌های درون زنجیره و خارج از زنجیره است (گاج و دنی[۱]، ۲۰۱۲؛ کولیچیا و استروزی[۲]، ۲۰۱۲). این ریسک‌ها را می‌توان از منابع مختلفی مانند: رویدادهای سیاسی، دردسترس‌بودن محصول، فاصله از منبع، نوسانات تقاضا، تغییرات فناوری، تغییرات در بازار کار، بی‌ثباتی مالی و تغییرات مدیریتی به‌دست آورد که شناسایی، ارزیابی و کنترل آن‌ها در مدیریت ریسک زنجیرهٔ تأمین صورت می‌گیرد (رزلی و طهیر[۳]، ۲۰۱۱). مدیریت لجستیک و ریسک زنجیرهٔ تأمین شامل شناسایی، تجزیه‌وتحلیل و کنترل اقتصادی ریسک‌ها یا خطرات بالقوه‌ای است که می‌تواند سودآوری و کارایی مدیریت زنجیرهٔ تأمین را تهدید کنند؛ به‌عبارت‌دیگر، مدیریت ریسک سیستمی است که برای تنظیم عملیات برای مقابله با عدم قطعیت یا احتمال انحراف طراحی شده است (زندحسامی و ساوجی، ۱۳۹۱). درواقع با افزایش ریسک لجستیک، در دسترس بودن انواع محصولات و مواد اولیهٔ کارخانه‌های تولیدی به خطر افتاده و با اثرگذاری بر عرضه و تقاضای اقتصاد و همچنین تغییرات در فناوری و بازار کار، رشد اقتصادی کشورها را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. هر رویکردی برای مدیریت ریسک زنجیرهٔ تأمین به درک و کاهش آسیب‌پذیری کل زنجیرهٔ تأمین نیاز دارد؛ به بیان دیگر، هدف دستیابی به یک بهینهٔ کلی است تا بهینهٔ محلی (گاج و دنی، ۲۰۱۲).

مفهوم عملکرد لجستیک از تأملی بر مطالعهٔ هزینه‌های توزیع در اواسط دههٔ ۱۹۵۰م. در ایالات متحده پدیدار شد (چو و همکاران[۴]، ۱۹۹۴؛ بورلو[۵]، ۲۰۰۰). عملکرد لجستیک ذاتاً چندبعدی است؛ زیرا تمام شرکا در زنجیرهٔ تأمین اغلب اهداف متعددی با شیوه‌ها و علایق گوناگونی دارند. به‌همین دلیل، عملکرد لجستیک را می‌توان با کارایی و بهره‌وری در معیارهایی که به نوع‌شناسی و زمینهٔ زنجیرهٔ تأمین بستگی دارد مقایسه کرد. نویسندگان (چو و همکاران، ۱۹۹۴؛ نیلی و همکاران[۶]، ۱۹۹۵) معتقدند که عملکرد لجستیک به کارایی و بهره‌وری در انجام فعالیت‌های لجستیک در یک زمینهٔ تجاری متکی است و اثربخشی با برطرف‌کردن نیازهای مشتریان مطابقت دارد؛ درحالی‌که بهره‌وری مربوط به کنترل منابع (انسانی، مادی و غیرمادی) است. برخی مطالعات تجربی به رابطهٔ بین عدم قطعیت زنجیرهٔ تأمین و ریسک لجستیک و تأثیر آن بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعات نقطهٔ شروعی برای درک عدم قطعیت زنجیرهٔ تأمین و ریسک در اقتصاد فراهم می‌کند. مطالعات کمّی سعی دارند از رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری برای بررسی رابطهٔ بین عدم قطعیت زنجیرهٔ تأمین و ریسک لجستیک استفاده کنند. عدم قطعیت و ریسک زنجیرهٔ تأمین یک موضوع در صنعت لجستیک و زنجیرهٔ تأمین است که بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد (پراتر[۷]، ۲۰۰۵؛ لی[۸]، ۲۰۰۲؛ سانچز–رودریگز و همکاران[۹]، ۲۰۱۰). عدم قطعیت و ریسک در زنجیرهٔ

---

1. Ghadge & Dani
2. Colicchia & Strozzi
3. Razali & Tahir
4. Chow et al.
5. Burlaud
6. Neely et al.
7. Prater
8. Lee
9. Sanchez-Rodrigues

تأمین ممکن است منجر به عملکرد ضعیف لجستیکی آن شود و در نتیجه تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشور داشته باشد (کریستوفر و لی[1]، ۲۰۰۴؛ سیمانگونسونگ و همکاران[2]، ۲۰۱۲). ریسک لجستیک میانگین وزنی از سه شاخص: شبکهٔ حمل‌ونقل، شبکهٔ امکانات و رویه‌های تجاری و حکمرانی است که هرکدام از این شاخص‌ها دارای زیر شاخص‌هایی نیز هستند (فیتچ سلوشن[3]، ۲۰۲۱). اجزای شخص ریسک لجستیک و وزن و اهمیت هر زیرشاخه در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱: اجزای ریسک لجستیک

Tab. 1: Definition of Variables

	وزن (درصد)
ریسک لجستیک	**۲۵٪ (ریسک عملیاتی)**
شبکهٔ امکانات[4]	**۳۳ ٪ (ریسک لجستیک)**
هزینهٔ امکانات	۵۰ ٪ (شبکهٔ امکانات)
دسترسی به امکانات	۵۰ ٪ (شبکهٔ امکانات)
شبکهٔ حمل‌ونقل[5]	**۳۳ ٪ (ریسک لجستیک)**
کیفیت شبکهٔ حمل‌ونقل	۵۰ ٪ (شبکهٔ حمل‌ونقل)
گستردگی شبکهٔ حمل‌ونقل	۵۰ ٪ (شبکهٔ حمل‌ونقل)
رویه‌های تجاری و حکمرانی[6]	**۳۳ ٪ (ریسک لجستیک)**
سهولت تجارت	۵۰ ٪ (رویه‌های تجاری و حکمرانی)
قابلیت اتصال به زنجیره‌های تأمین مالی بین‌المللی	۵۰ ٪ (رویه‌های تجاری و حکمرانی)

منبع: فیتچ سلوشن

۲-۲-۲. ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری

نظریهٔ شتاب‌دهندهٔ سرمایه‌گذاری پس از مفهوم ضریب کینزی آمده است که بیان می‌کند با افزایش سرمایه‌گذاری، درآمد چندین برابر افزایش می‌یابد. اصل شتاب را در ابتدا «کلارک»[7] (۱۹۱۷) پیشنهاد داد و «ساموئلسون»[8] (۱۹۳۹) آن را در یک چرخهٔ تجاری اعمال کرد، درحالی‌که اثری کاملاً مخالف با اثر ضریب فزآینده را توصیف کرد. این اصل بیان می‌کند که وقتی درآمد افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاری چندین مقدار افزایش پیدا می‌کند. این بدان‌معناست که وقتی درآمد فرد افزایش می‌یابد، منجر به افزایش مصرف می‌شود و به نوبهٔ خود مقدار بیشتری از

---

1. Christopher & Lee
2. Simangunsong et al.
3. Fitch Solutions

۴. این شاخص هم هزینه و هم در دسترس بودن چهار ابزار کلیدی برق، سوخت، آب و اینترنت را ارزیابی می‌کند خدمات، با کشورهایی که منابع ارزان‌تر و قابل اطمینان‌تری ارائه می‌دهند، امتیاز بالایی کسب می‌کند.

۵. این شاخص میزان و کیفیت شبکه‌های حمل‌ونقل جاده‌ای، ریلی، بندری و هوایی را در داخل یک کشور ارزیابی می‌کند که نشان‌دهندهٔ ظرفیت برای پاسخ‌گویی به نیازهای زنجیرهٔ تأمین مشاغل است.

۶. این شاخص سهولت صادرات و واردات کالا در یک کشور معین را در مورد اتصالات موجود به زنجیره‌های تأمین بین‌المللی و تأثیر بوروکراسی و رویه‌های گمرکی بر زمان تجارت و هزینه‌ها ارزیابی می‌کند.

7. Clark
8. Samuelson

کالاها باید تولید شود. در سطح اشتغال کامل اقتصاد، سرمایهٔ بیشتری برای تولید کالاهای اضافی موردنیاز خواهد بود. گاهی اوقات به این سرمایه‌گذاری القایی گفته می‌شود؛ زیرا سرمایه‌گذاری توسط تغییرات درآمد یا مصرف القا می‌شود.

بنابراین، نظریهٔ شتاب‌دهندهٔ همبستگی بین افزایش سرمایه‌گذاری ناشی از افزایش درآمد است. اگر درآمد ملی افزایش یابد، سرمایه‌گذاری القایی مثبت خواهد بود، اما اگر درآمد ملی یا تولید ثابت بماند، ممکن است به صفر برسد. در نظریه‌ای دیگر، یعنی نظریهٔ سرمایه‌گذاری نئوکلاسیک، درآمد تابعی از اشتغال باتوجه به موجودی سرمایه است و رشد آن در بازار سرمایه با نرخ بهره تعیین می‌شود که معادل تقاضا برای سرمایه‌گذاری و عرضهٔ پس‌انداز است. براساس این مدل، عیوب بازار ممکن است مانع از حرکت نرخ بهره با سرعت کافی برای حفظ سرمایه‌گذاری در سطح اشتغال کامل در کوتاه‌مدت شود، اما مدل این هدف را در بلندمدت محقق می‌کند (گوردون[1]، ۱۹۹۲). باز بودن تجارت یکی دیگر از عوامل تعیین‌کنندهٔ ضروری رشد اقتصادی است که از تقسیم مجموع واردات و صادرات کالاها و خدمات بر تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود و با افزایش مزیت رقابتی، بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. «کرای» و «دلار»[2] (۲۰۰۴) رابطهٔ بین باز بودن تجارت و رشد اقتصادی را تجزیه‌وتحلیل کردند و نتیجه گرفتند که کشورهای درحال‌توسعه بیشترین سود را از گشودن اقتصاد خود به روی دنیای خارج می‌برند، با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه به‌میزان ۰/۵٪. در نتیجه کشورهای توسعه‌یافته ۲/۲٪ و کشورهایی که آزادی تجاری کمتری دارند تنها ۱/۴٪ افزایش در رشد اقتصادی داشته‌اند (کرای و دلار، ۲۰۰۴). ثابت شده است که ثبات سیاسی جزء مهمی است که منجر به رشد اقتصادی می‌شود. هرچه ثبات سیاسی کمتر باشد، عدم اطمینان بیشتر می‌شود که به نوبهٔ خود باعث بازدارندگی سرمایه‌گذاری‌ها می‌شود و درنهایت منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

شاخص ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری میانگین وزنی است از سه زیرشاخهٔ آزادی اقتصادی، محیط قانونی و مداخلهٔ دولت. جدول (۲) اجزای شاخص تجارت و سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد.

جدول ۲: اجزای ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری

Tab. 2: Components of Trade and Investment Risk

	وزن (درصد)
ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری	**۲۵٪ (ریسک عملیاتی)**
آزادی اقتصادی[3]	**۳۳٪ (ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری)**
باز بودن تجاری	۵۰٪ (آزادی اقتصادی)
آزادی سرمایه‌گذاری	۵۰٪ (آزادی اقتصادی)
مداخلهٔ دولت[4]	**۳۳٪ (ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری)**
مالیات	۵۰٪ (مداخلهٔ دولت)

[1] Gordon
[2] Kraay & Dollar
[3]. سطح باز بودن سرمایه‌گذاری خارجی و تجارت بین‌المللی را تجزیه و تحلیل می‌کند. این شاخص از شاخص‌هایی مانند واردات، صادرات و ارزش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی تشکیل شده است.
[4]. این شاخص اطلاعات درمورد مالیات و در دسترس بودن منابع مالی را نشان می‌دهد. در سیستم امتیازدهی به‌نفع کشورهایی است که مالیات کمتری ارائه می‌دهند و بازارهای مالی باز و پیچیده با دسترسی آسان به وام دارند.

موانع مالی	٪۵۰ (مداخلهٔ دولت)
قانون[۱]	**۳۳ ٪ (ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری)**
محیط مقرراتی و بوروکراتیک	٪۵۰ (قانون)
محیط قانونی	٪۵۰ (قانون)

(منبع: فیتچ سلوشن).

۳-۲-۲. ریسک بازار کار

ریسک بازار کار از احتمال بیکاری یا بی‌تحرکی در طول مدت اشتغال افراد سرچشمه می‌گیرد. در بیانی ساده می‌توان گفت که بخش قابل‌توجهی از الزامات رشد اقتصادی هر کشور به فضای کسب‌وکار مناسب در آن کشور بستگی دارد. تأثیر فضای کسب‌وکار بر سرمایه‌گذاری را می‌توان یکی از حوزه‌های استراتژیک توسعهٔ صنعتی در ایران دانست که عمدتاً ناشی از عواملی چون بهره‌وری و اشتغال نیروی کار، سرمایه‌گذاری آزادی‌های اقتصادی تولیدکنندگان و ظرفیت‌های تولیدی است؛ ازسوی دیگر، توسعهٔ اقتصادی مبتنی‌بر رقابت‌پذیری کشورها است و سلامت محیط کسب‌وکار یکی از عوامل مؤثر بر رقابت‌پذیری کشورها در اقتصاد جهانی است. بهبود شرایط و شاخص‌های فضای کسب‌وکار، ازجمله توسعهٔ نظام بانکی و کاهش زمان لازم برای اخذ مجوز، با افزایش اعتبارات و دارایی‌های بانکی به‌عنوان پشتوانه و تأمین، زمینهٔ رشد و پویایی اقتصادی را در هر کشوری فراهم می‌کند (حسینی و فهیمی‌فر، ۱۳۸۹)؛ بنابراین شاخص فضای کسب‌وکار، مهم‌ترین شاخص اقتصادی در رشد و شکل‌گیری بخش خصوصی و بهبود رشد اقتصادی کشور است. از آنجایی‌که الگوی سولو نقطهٔ شروع تمام تحلیل‌های رشد است، درک این الگو برای درک نظریه‌های رشد الزامی است. نتیجهٔ اصلی الگوی سولو این است که انباشت سرمایهٔ فیزیکی نمی‌تواند رشد فوق‌العاده در تولید سرانه با تفاوت‌های جغرافیایی در تولید سرانه را شرح دهد (رومر، ۱۹۸۶). در رابطه با مبحث رشد اقتصادی در ایران، نگاهی به نتایج مطالعات رشد اقتصادی در ایران نشان می‌دهد که برخی از علل مستقیم یا آشکار فرآیند رشد اقتصادی (تأثیر پس‌انداز، سرمایهٔ انسانی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مالیات، مخارج دولت، کسری بودجه و به‌طورکلی سیاست‌های مالی، سیاست‌های پولی، تورم، توزیع درآمد و آموزش) بین پژوهشگران و یافته‌های تجربی آن‌ها اتفاق‌نظر وجود ندارد.

ریسک بازار کار از میانگین امتیازهای زیرمؤلفه در دسترس بودن نیروی کار، آموزش و هزینهٔ کار محاسبه می‌شود. جدول (۳) نمایانگر اجزای شاخص ریسک بازار کار است.

جدول ۳: اجزای ریسک بازار کار

Tab. 3: Components of Labor Market Risk

	وزن (درصد)
ریسک بازار کار	**٪۲۵ (ریسک عملیاتی)**

[۱]. این شاخص قدرت، شفافیت و کارایی سیستم حقوقی و بار بوروکراسی را بررسی می‌کند. میزان حمایت از حاکمیت قانون، شیوع فساد و هزینه‌های مربوط به رویه‌های بوروکراتیک که برای راه‌اندازی یک کسب و کار لازم است را اندازه‌گیری می‌کند.

تحصیلات[۱]	۳۳٪ (ریسک بازار کار)
مهارت‌های پایه‌ای	۵۰٪ (تحصیلات)
مهارت‌های حرفه‌ای	۵۰٪ (تحصیلات)
دسترسی به نیروی کار[۲]	**۳۳٪ (ریسک بازار کار)**
اندازهٔ نیروی کار	۵۰٪ (دسترسی به نیروی کار)
ترکیب نیروی کار	۵۰٪ (دسترسی به نیروی کار)
هزینهٔ نیروی کار[۳]	**۳۳٪ (ریسک بازار کار)**
هزینه‌های استخدام	۵۰٪ (هزینه نیروی کار)
انعطاف‌پذیری نیروی کار	۵۰٪ (هزینه نیروی کار)

(منبع: فیتج سلوشن).

۲. ۲. ٤. ریسک جرم و امنیت

در سال‌های اخیر رابطهٔ بین جرم و رشد اقتصادی در ادبیات دانشگاهی اهمیت پیدا کرده است و بسیاری تلاش کردند تا هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم جرم بر جامعه را برآورد کنند (مک‌کولیستر و همکاران[۴]، ۲۰۱۰؛ اندرسون[۵]، ۱۹۹۹). تعداد مطالعاتی که این رابطه را به‌منظور ارزیابی تأثیر جرم و جنایت بر پیشرفت اقتصادی بررسی می‌کنند رو به افزایش است. باوجود این، نتایج حاکی از آن است که نتیجه‌گیری روشنی درمورد ارتباط بین آن‌ها تعریف نشده است. بسیاری از مطالعات گزارش می‌دهند که جرم و جنایت تأثیر منفی بسیار قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی دارد (کاردناس[۶]، ۲۰۰۷؛ پری[۷]، ۲۰۰۴؛ گایبولوف و سندلر[۸]، ۲۰۰۸)؛ درحالی‌که برخی دیگر نتیجه می‌گیرند که این اثر نامشخص (گولاس و زرووپانی[۹]، ۲۰۱۲؛ برنهام و همکاران[۱۰]، ۲۰۰۴) یا حتی بی‌اثر است (مائورو و کارمسی[۱۱]، ۲۰۰۷؛ ری و همکاران[۱۲]، ۲۰۰۹). جرم و جنایت تأثیر منفی قریب‌الوقوعی بر سرمایهٔ انسانی و سرمایهٔ مالی دارد که عوامل تعیین‌کنندهٔ حیاتی اقتصاد هستند؛ زیرا هم رفاه ملموس و ناملموس افراد و هم رشد اقتصادی کل جوامع را کاهش می‌دهد (اندرسون، ۱۹۹۹؛ مک‌کولیستر و همکاران، ۲۰۱۰). تغییرات تکنولوژیکی و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌شدت به موجودی انسانی و سرمایه وابسته است؛ بنابراین تأثیر جرم و جنایت بر گروه بعدی از عوامل تعیین‌کننده، یعنی سرمایه به مجموعهٔ اول، یعنی نیروی کار نیز گسترش می‌یابد که به نوبهٔ خود اثر کل بر

---

۱. آموزش همهٔ سطوح تحصیلی از ابتدایی تا عالی را پوشش می دهد. نمرات براساس نرخ ثبت نام در هر سطح از آموزش، نرخ سواد، مهارت‌های دیجیتال درمیان جمعیت و استقبال از رشته‌های فنی تحصیلی مانند: علوم، تولید، ساخت و ساز، ICT و مهندسی است. این نشان‌دهنده استعداد موجود است و بر مهارت‌های فنی با ارزش بالاتر تأکید دارد.

۲. در دسترس بودن امتیاز نیروی کار، اندازهٔ نیروی کار، کیفیت، سن و سلامت مجموعه نیروی کار و ترکیب آن را با توجه به تنوع و وضعیت شغلی کارگران درنظر می‌گیرد.

۳. هزینهٔ نیروی کار انعطاف‌پذیری قوانین کار و هزینهٔ استخدام در یک کشور/منطقهٔ خاص را ارزیابی می‌کند و شامل عواملی مانند: حداقل دستمزد، حقوق پایان کار و مقررات مربوط به شیوه های استخدام و اخراج است.

4. McCollister et al.
5. Anderson
6. Karanassou et al.
7. Peri
8. Gaibulloev & Sandler
9. Goulas & Zervoyianni
10. Burnham et al.
11. Mauro & Carmeci
12. Ray et al.

رشد اقتصادی دارد. علاوه‌بر این، جرم و جنایت تأثیر مستقیمی بر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد که به‌عنوان یک عامل بازدارندهٔ برای سرمایه‌گذاران خارجی عمل می‌کند (دانیله و مارانی[1]، ۲۰۱۱؛ گایبولوف و سندلر، ۲۰۰۸). دولت‌ها اول از همه نگران سرمایهٔ انسانی خود هستند و قبل از درگیرشدن در تجارت، یک دولت به‌دنبال کشورهایی است که نمایندگان تجاری آن‌ها نسبتاً ایمن باشند؛ بنابراین نرخ بالای جرم و جنایت ممکن است با ایجاد یک افزایش قیمت مشابه با مالیات پنهان، اثر باز بودن تجارت را محدود کند (مارکویلر و همکاران[2]، ۲۰۰۲). یکی دیگر از عوامل تعیین‌کنندهٔ موفقیت اقتصاد که به‌طور منفی تحت‌تأثیر جرم و جنایت قرار می‌گیرد، ثبات سیاسی است. در کشورهایی که میزان جرم و جنایت بالاست، مردم به‌شدت نگران امنیت خود هستند و به دنبال این هستند که دولت در این‌زمینه مؤثر باشد. وقتی دولت‌ها نتوانند نرخ جرم و جنایت را کاهش دهند، ثبات سیاسی کاهش می‌یابد؛ زیرا شهروندان اعتماد خود را ازدست می‌دهند و خواستار حکومت‌های دیگر هستند. در مقابل عوامل قبلی، عوامل تعیین‌کنندهٔ اقتصادی مانند نابرابری رفاه، نهادهای مؤثر بر عملکرد اقتصادی، عوامل اجتماعی – فرهنگی، موقعیت جغرافیایی و روندهای جمعیتی بر جرم و جنایت تأثیر دارند. فقر به‌دلیل نابرابری درآمد به‌وجود می‌آید و در نتیجه باعث افزایش نرخ جرم و جنایت می‌شود. شاخص خطر جنایت و امنیت، میانگینی است از خطر درگیری، آسیب‌پذیری نسبت به جرم و جرم تجاری که در جدول (۴) با جزئیات کامل نشان داده شده است.

جدول ٤: اجزای ریسک جرم و امنیت.

Tab. 4: Components of Crime and Security Risk

	وزن (درصد)
ریسک جرم و امنیت	**٪۲۵ (ریسک عملیاتی)**
ریسک درگیری[3]	**٪۳۳ (ریسک جرم و امنیت)**
تروریسم و خشونت سیاسی	٪۵۰ (ریسک درگیری)
خطر جنگ داخلی	٪۵۰ (ریسک درگیری)
آسیب‌پذیری در برابر جرم و جنایت [4]	**٪۳۳ (ریسک جرم و امنیت)**
جنایات خشن و خرد	٪۵۰ (آسیب‌پذیری در برابر جرم و جنایت)
توانمندی نیروهای انتظامی	٪۵۰ (آسیب‌پذیری در برابر جرم و جنایت)
جرم تجاری [5]	**٪۳۳ (ریسک جرم و امنیت)**
جرایم مالی و سایبری	٪۵۰ (جرم تجاری)
حاکمیت شرکتی	٪۵۰ (جرم تجاری)

(منبع: فیتچ سلوشن).

[1]. Daniele & Marani
[2]. Marcouiller et al.

[3]. این شاخص خطر درگیری بین دولتی و داخلی را ارزیابی می کند.

[4]. این شاخص خطر جرایم برای شخص و دارایی را از منظر خشونت و جنایت خرد ارزیابی و همچنین توانایی و یکپارچگی نیروی پلیس را بررسی می‌کند.

[5]. جنایات «یقه سفیدها» را که به‌طور خاص کسب‌وکارها را هدف قرار می‌دهند، تجزیه و تحلیل می‌کند، ازجمله جرایم سازمان‌یافته، جرایم مالی و جرایم سایبری. همچنین فرهنگ حاکمیت شرکتی را تجزیه و تحلیل می‌کند.

۳. پیشینهٔ پژوهش

۳-۱. مطالعات داخلی

«حیدری هراتمه» (۱۴۰۱) به بررسی تأثیر ریسک ناشی از فساد به‌عنوان یکی از زیرشاخص‌های ریسک جرم و امنیت بر رشد اقتصادی در ۴۲ کشور جهان طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۹ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش ریسک جرم و امنیت باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین افزایش ریسک جرم و امنیت باعث افزایش ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری شده و با تحت‌تأثیر قراردادن تأمین مالی بین‌المللی مجدداً باعث کاهش رشد اقتصادی خواهد شد.

«رضا قلی‌زاده» و «رجب‌پور» (۱۴۰۰) در مطالعهٔ خود به بررسی تأثیر استرس مالی و ریسک سیاسی بر رشد اقتصادی در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ با استفاده از روش آزمون خود رگرسیون برداری با وقفه‌های گستردهٔ کرانه‌ای[1] پرداختند. نتیجهٔ این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش شاخص ریسک سیاسی که به‌معنای کاهش ریسک در کشور است در دورهٔ موردمطالعه دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در ایران بوده است. در نتیجهٔ کاهش ریسک باعث کاهش نااطمینانی در کشور شده و با افزایش ثبات، اطمینان سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی برای سرمایه‌گذاری در کشور افزایش‌یافته و به‌تبع آن فعالیت‌های اقتصادی کشور رونق گرفته و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

«سجادیه خواجوئی» و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر ریسک بر رشد اقتصادی در ایران طی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۹ با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان نشان می‌دهد که آمادگی در برابر ریسک و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای رابطهٔ مستقیم هستند. به‌بیان دیگر آمادگی در برابر ریسک می‌تواند کشور را در برابر شوک‌های داخلی و خارجی غیرقابل‌پیش‌بینی تقویت کرده و از آسیب رسیدن به اقتصاد کشور جلوگیری می‌کند.

«زارع» و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر ریسک اقتصادی، سیاسی و مالی به‌عنوان عوامل تأثیرگذار در ریسک عملیاتی بر فرار سرمایه در ۴۵ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹م. با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد با افزایش این سه ریسک، میزان فرار سرمایه از ایران افزایش یافته و به‌تبع آن رشد اقتصادی در ایران تحت تأثیر منفی قرار می‌گیرد.

سجادیه خواجوئی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعهٔ دیگر به بررسی تأثیر ریسک کشوری بر رشد اقتصادی در کشوهای منتخب سازمان همکاری اقتصادی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۹م. با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان نشان می‌دهد که میان عملکرد اقتصادی دولت در جهت کاهش ریسک کشوری و رشد اقتصادی ارتباط مستقیم و بسیار معنادار وجود دارد.

۳-۲. مطالعات خارجی

«وانگ» و همکاران[2] (۲۰۲۲) در مطالعهٔ خود به بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی باتوجه به ریسک کشوری (ریسک اقتصادی، ریسک مالی و ریسک سیاسی) برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعهٔ

---

1. ARDL Bounding Test
2. Wang, Q. et al.

اقتصادی[1] طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۵م. با استفاده از روش پانل اثر آستانه‌ای[2] پرداخته‌اند. نتیجهٔ این پژوهش نشان می‌دهد ریسک‌های کشوری دارای تأثیر بسیار مهم بر اقتصاد هستند؛ به‌نحوی‌که افزایش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به شرطی باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود که ریسک‌های کشوری در حد متوسط و پایین باشند.

«سان» و همکاران[3] (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری و ریسک سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی در ۳۴ کشور آسیایی طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۹م. با استفاده از روش سیستم گشتاورهای دومرحله‌ای پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ریسک‌های مختلف در هر کشوری همانند ستون فقرات عمل می‌کنند و سرمایه‌گذاری در فضای کم‌ریسک باعث افزایش سرعت رشد و توسعهٔ اقتصادی در یک کشور می‌شوند.

«میر» و «متیبی»[4] (۲۰۲۱) در مطالعهٔ خود به بررسی تأثیر شاخص رتبهٔ ریسک بر رشد اقتصادی در آفریقای جنوبی طی ۱۹۹۴ تا ۲۰۲۰م. با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی[5] پرداخته‌اند. نتایج مطالعهٔ آنان نشان می‌دهد که یک رابطهٔ دوطرفه بین ریسک و رشد اقتصادی وجود دارد. با افزایش ریسک، سرمایه‌گذاری کاهش و رشد اقتصادی نیز کاهش می‌یابد و با افزایش رشد اقتصادی، جذابیت کشور برای سرمایه‌گذاری خارجی بیشتر شده و ریسک کاهش می‌یابد.

«لیو» و همکاران[6] (۲۰۲۰) به بررسی رابطهٔ بین ریسک سیاسی و رشد اقتصادی در ۱۱۳ کشور طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۳م. با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[7] پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در کشورهایی که کاهش ریسک سیاسی در کشورهایی که حداقل مبانی توسعه در آن‌ها وجود دارد باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

«آکادایری» و همکاران[8] (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی تأثیر ریسک ژئوپلیتیک بر رشد اقتصادی در ترکیه طی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۷م. با استفاده از روش گرنجر پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که در بلندمدت و کوتاه‌مدت، ریسک ژئوپلیتیک دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی در کشور ترکیه بوده است.

«دینه» و همکاران[9] (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ریسک بر رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت در کشورهای درحال‌توسعه طی بازهٔ زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴م. با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده[10] پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت با کاهش ریسک، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

---

1. OECD
2. Panel threshold regression model
3. Sun, Ch. et al.
4. Meyer, D., and Mothibi, L.
5. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
6. Liu, P., et al.
7. Generalized Method-of-Moment
8. Akadiri, S., et al.
9. Dinh, T., et al.
10. Fully Modified OLS (FMOLS)

با توجه به مطالعات داخلی و خارجی ذکر شده، تاکنون هیچ پژوهش مستقلی به بررسی تأثیر ریسک عملیاتی بر رشد اقتصادی نپرداخته است؛ درنتیجه آن‌چه پژوهش حاضر را از سایر پژوهش‌های این حوزه مجزا می‌کند، متغیرهای مورداستفاده و روش پژوهش موردنظر است.

٤. روش‌شناسی و معرفی مدل

٤-١. روش‌شناسی مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان

مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان بر خلاف مدل خودرگرسیون برداری امکان محاسبهٔ ضرایب متغیر در طول زمان را فراهم می‌کند. در اقتصاد کلان به علت تغییر شرایط، شکست ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی مشاهده می‌گردد، درنتیجه مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان ما را قادر می‌سازد تا ماهیت تغییر زمانی ساختار اقتصادی را به‌طور قوی و دقیق به‌دست آوریم و بر این اساس ضرایب متغیر زمانی (TVP) منجر به نتایج دقیق‌تری می‌شود. (دل‌نگر و اترک[1]، ۲۰۰۸؛ کروبلیس[2]، ۲۰۱۳).

در مدل‌سازی VAR بیزی، VAR (احتمالاً محدود) را می‌توان به‌صورت زیرنوشت:

$$y_t = Z_t \beta + \varepsilon \qquad (۲)$$

در بسیاری از کاربردهای اقتصاد کلان، ثابت فرض کردن β مطلوب نیست، بلکه درست آن است که فرض شود β به‌تدریج با گذشت زمان تغییر پیدا کند. یک نسخهٔ استاندارد TVP-VAR در بخش بعدی از طریق بسط VAR به‌صورت زیر مورد بحث قرار می‌گیرد:

$$y_t = Z_t \beta + \varepsilon_{t'} \qquad (۳)$$

که در آن:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_{t'} \qquad (۴)$$

بنابراین، اجازه داده می‌شود که ضرایب VAR به‌تدریج باگذشت زمان تغییر کند. این یک مدل فضا – حالت است. علاوه‌بر این فرض کردیم که متغیرهای مستقل با توزیع $N(0.\Sigma)$ باشد و بنابراین این مدل، مدل همسانی واریانس است. در اقتصاد کلان عملی، اغلب مهم است که ماتریس کوواریانس خطا در طول زمان تغییر کند (مثلاً در نتیجه تعدیل بزرگ[3] چرخهٔ تجاری) و در چنین مواردی مطلوب است که متغیرهای مستقل با توزیع $N(0.\Sigma_t)$ باشند تا امکان ناهم واریانسی فراهم شود.

ابتدا یک نشانه‌گذاری قراردادی را که معمولاً در مبحث فضا – حالت مورداستفاده قرار می‌گیرد، انتخاب می‌شود؛ یعنی این‌که اگر a_t یک کمّیت زمانی t باشد (برداری از حالت‌ها یا داده) بنابراین $a^t = (a'_1 \ldots . a'_t)'$ تمام a^tها را تا زمان t شامل می‌شود؛ بنابراین به‌طور نمونه، y^T نشان‌دهندهٔ کل نمونه داده بر متغیرهای وابسته و β^T بردار دربرگیرندهٔ کل حالت‌ها است.

---

[1]. Del Negro and Otrok
[2]. Korobilis
[3]. Great Moderation

فرمول کلی مدل فضا – حالت خطی نرمال (که شامل TVP-VAR تعریف شده در بالا به‌عنوان حالت خاص است) به‌صورت زیر است:

$$y_t = W_t\,\delta + Z_t\,\beta_t + \varepsilon_{t'} \quad (۵)$$

و

$$\beta_{t+1} = \Pi_t\beta_t + u_{t'} \quad (۶)$$

که در آن y_t یک بردار $M \times 1$ شامل مشاهدات بر روی M متغیر سری زمانی، ε_t یک بردار $M \times 1$ خطاها، W_t ماتریس معین $M \times p_0$ (مثلاً می‌تواند شامل متغیرهای وابسته تاخیری یا دیگر متغیرهای توصیفی با ضرایب متغیر باشد)، δ یک بردار $p_0 \times 1$ پارامترها، Z_t ماتریس معین $M \times k$ (مثلاً می‌تواند شامل متغیرهای وابسته وقفه‌دار یا دیگر متغیرهای توصیفی با ضرایب متغیر باشد) و β_t یک بردار $\mathrm{K} \times 1$ پارامترها است که در طول زمان تکامل پیدا می‌کند (این موارد را را حالت می‌نامند). فرض می‌کنیم ε_t یک $N(0.\Sigma_t)$ مستقل باشد و u_t یک بردار $\mathrm{K} \times 1$ باشد که $N(0.\mathrm{Q}_t)$ مستقل است. ε_t و u_s به ازای کل مقادیر s و t مستقل از یک‌دیگر هستند. Π_t یک ماتریس $K \times K$ است که معمولاً معین درنظر گرفته می‌شود، اما در برخی موارد Π_t به‌عنوان ماتریس پارامترهای نامعین درنظر گرفته می‌شود.

معادلات (۵) و (۶) یک مدل فضا – حالت را معرفی می‌کند. معادلهٔ (۵) معادلهٔ سنجش و معادلهٔ (۶) «معادلهٔ حالت» نامیده می‌شود. مدل‌هایی از این‌قبیل برای اهداف گوناگونی در اقتصادسنجی و دیگر زمینه‌ها به‌کاررفته است.

دررابطه با هدف ما نکتهٔ قابل‌توجه این است که برای مقادیر داده شده δ، Π_t، Σ_t و Q_t (به ازای $t = 1. \ldots . T$) الگوریتم‌های متنوعی ارائه شده که امکان شبیه‌سازی پسین β_t به ازای $(t = 1. \ldots . T)$ را فراهم می‌آورد. الگوریتم‌های معمول و کارآمد «فرورویرت – شناتر»[1] (۱۹۹۴)، «دی یونگ و سپرد»[2] (۱۹۹۵) و «دربین و کوپمن»[3] (۲۰۰۲) از مهم‌ترین الگوها هستند. از آنجایی‌که این الگوریتم‌ها استاندارد و ساده هستند، از ارائه کامل جزئیات خودداری می‌شود. الگوریتم «کارتروکون»[4] (۱۹۹۴) را می‌توان به عنوان یک بلوک در الگوریتم $MCMC$ برای گرفتن قرعه از پسین β_t مشروط به δ، Π_t، Σ_t و Q_t (به‌ازای $t = 1. \ldots . T$) استفاده کرد. تلقی دقیق از δ، Π_t، Σ_t و Q_t به کاربرد عملی موجود بستگی دارد. $TVP - VAR$ استاندارد برخی از این مقادیر (مثلاً $\delta = 0$ و $\Pi_t = 1$انتخاب‌های معمول هستند) را ثابت در نظر می‌گیرد و دیگر مقادیر را نامعین فرض می‌کند. (البته معمولاً محدودیت $Q_t = Q$ و در صورت همسانی واریانس، محدودیت $\Sigma_t = Q$ بر کل t ها درنظر گرفته می‌شوند.) یک الگوریتم MCMC از طریقهٔ قرعه‌گیری پارامترهای نامعین از پسین‌هایشان کامل شده است (مشروط به حالت‌ها). مدل فضا – حالت برای حالتی است که δ یک بردار از پارامترهای نامعین و $\mathrm{Q_t} = \mathrm{Q}$ و $\Sigma_\mathrm{t} = \Sigma$ و Π_t معین هستند. آزمودن رابطهٔ (۵) نشان می‌دهد که اگر β_t به ازای $t = 1. \ldots . T$ معین بود (در مقابل این‌که

[1]. Frühwirth-Schnatter
[2]. de Jong and de Jonge
[3]. Durbin and Koopman
[4]. Carter & Kohn

مشاهده نشده باشد)؛ در این حالت، مدل فضای حالت به یک مدل رگرسیون خطی نرمال چند متغیره کاهش پیدا می‌کند:

$$y_t^* = W_t \delta + \varepsilon_{t'} \quad (۷)$$

که در آن $y_t^* = y_t - Z_t \beta_t$، بنابراین نتایج استاندارد برای مدل رگرسیون خطی نرمال چند متغیره می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد؛ با این تفاوت که متغیر وابسته به‌جای y_t و y_t^* خواهد بود. این یعنی می‌توان از یک الگوریتم MCMC برای مدل فضای حالت استفاده شود؛ به‌عبارت دیگر، می‌توان گفت: $p(\delta \mid y^T . \delta . \beta^T)$ و $p(\Sigma^{-1} \mid y^T . \delta . \beta^T)$.

ترکیب نتایج $p(\delta \mid y^T . \delta . \beta^T)$ و $p(\Sigma^{-1} \mid y^T . \delta . \beta^T)$ و $p(Q^{-1} \mid y^T . \delta . \beta^T)$ با یکی از روش‌های استاندارد (مثلاً مدل کارتروکون، ۱۹۹۴) جهت گرفتن قرعهٔ تصادفی از $p(\beta^T \mid y^T . \delta . \Sigma . Q)$، یک الگوریتم MCMC که امکان استنباط بیزی در مدل فضا – حالت را به‌وجود می‌آورد را کاملاً مشخص می‌کند. در ادامه چنین الگوریتم MCMC را برای انتخاب یک پیشین مخصوص ایجاد شده و تأکید می‌شود که از دیگر پیشین‌ها نیز می‌توان با اعمال تعدیلات کمّی استفاده کرد. در این قسمت یک پیشین نرمال – ویشارت مستقل برای δ و Σ^{-1} یک پیشین ویشارت را برای Q^{-1} استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که معادلهٔ حالت را می‌توان این‌طور که درحال حاضر یک پیشین برای β^T را فراهم آورده است، تفسیر کرد؛ یعنی معادلهٔ (۶) حاکی از آن است که:

$$\beta_{t+1} \mid \beta_t . Q \sim N(\Pi_t \beta_t . Q) \quad (۸)$$

در ظاهر معادلهٔ حالت نشان می‌دهد که پیشین برای حالت‌ها به‌صورت زیر است:

$$p(\beta^T \mid Q) = \prod_{t=1}^{T} p(\beta_t \mid \beta_{t-1} . Q) \quad (۹)$$

که عبارت سمت راست به‌وسیلهٔ معادلهٔ (۸) ارائه شده است. این مثالی از پیشین درجه‌بندی شده (سلسله‌مراتبی) است؛ چون که پیشین برای β^T به Q وابسته است؛ که آن نیز به نوبهٔ خود نیازمند پیشین خود است.

مطلب دیگری که باید متذکر شد، مربوط به شرایط اولیه است. پیشین برای β_1 وابسته به β_0 است. راه‌های استانداردی برای مواجهه با این موضوع وجود دارد؛ به‌طور نمونه اگر فرض کنیم که $\beta_0 = 0$ باشد پیشین برای β_1 به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\beta_t \mid Q \sim N(0 . Q)$$

به‌طور مشابه پژوهشگرانی مانند کارتروکون (۱۹۹۴) تنها فرض کرده‌اند که β_0 توزیع نامشخصی مانند پیشین خود دارد؛ به‌عبارت دیگر، در *TVP-VAR* (هر مدل رگرسیون *TVP*) می‌توانیم تنها $\beta_0 = 1$ و $W_t = Z_t$ قرار داده شود.

با ترکیب فرضیات پیشین اشاره شده در قسمت قبل، خواهیم داشت:

$$p(\delta . \Sigma . Q . \beta^T) = p(\delta)\, p(\Sigma)\, p(Q)\, p(\beta^T \mid Q) \quad (۱۰)$$

که در آن:

$$\delta \sim N(\underline{\delta} . \underline{V}).$$
$$\Sigma^{-1} \sim W(\underline{S^{-1}} . \underline{v}).$$

و:

$$Q^{-1} \sim W\left(\underline{Q^{-1}}.\underline{v_Q}\right)$$

استدلال فوق این را می‌رساند که هدف غایی ما یک الگوریتم MCMC است که یکی پس از دیگری از $p\left(\delta \mid y^T.\delta.\beta^T\right)$، $p\left(\Sigma^{-1} \mid y^T.\delta.\beta^T\right)$ و $p\left(Q^{-1} \mid y^T.\delta.\beta^T\right)$ قرعه‌گیری کند.

$p\left(\beta^T \mid y^T.\delta.\Sigma.Q\right)$

با استفاده از نتایج برای مدل رگرسیون خطی نرمال، می‌توان با سه توزیع شرطی پسین اولی کار کرد؛ به خصوص:

$$\delta \mid y^T.\Sigma.\beta^T \sim N\left(\overline{\delta}.\overline{V}\right).$$

که در آن:

$$\overline{V} = \left(\underline{V^{-1}} + \sum_{t=1}^{T} W_t'\ \Sigma^{-1}\ W_t\right)^{-1} \quad (۱۱)$$

و:

$$\overline{\delta} = \overline{V} = \left(\underline{V^{-1}}\ \underline{\delta} + \sum_{t=1}^{T} W_t'\ \Sigma^{-1}\ y_t - Z_t\ \beta_t\right)) \quad (۱۲)$$

سپس ما داریم:

$$\Sigma^{-1} \mid y^T.\delta.\beta^T \sim W\left(\overline{S^{-1}}.\overline{v}\right).$$

که در آن:

$$\overline{v} = T + \underline{v} \quad (۱۳)$$

و:

$$\overline{S} = \underline{S} + \sum_{t=1}^{T}\left(y_t - W_t\,\delta - Z_t\,\beta_t\right)\left(y_t - W_t\,\delta - Z_t\,\beta_t\right)' \quad (۱۴)$$

سپس:

$$Q^{-1} \mid y^T.\delta.\beta^T \sim W\left(\overline{Q^{-1}}.\overline{v}\,Q\right)$$

که در آن:

$$\overline{v_Q} = T + \underline{v} \quad (۱۵)$$

و:

$$\overline{Q} = \underline{Q} + \sum_{t=1}^{T}\left(\beta_{t+1} - \Pi_t\,\beta_t\right)\left(\beta_{t+1} - \Pi_t\,\beta_t\right)' \quad (۱۶)$$

تکمیل الگوریتم MCMC به یک وسیلهٔ قرعه‌گیری از $\left(\beta^T \mid y^T.\delta.\Sigma.Q\right)$ نیاز دارد؛ اما همان‌طورکه قبلاً بحث شد چندین الگوریتم استاندارد برای این‌کار وجود دارد؛ بنابراین می‌توان به‌طور مستقیم از استنباط بیزی در مدل فضا – حالت خطی نرمال استفاده کرد.

TVP-VAR پایه‌ای می‌توان به‌صورت زیر نوشته شود:

$$y_t = Z_t\,\beta_t + \varepsilon_{t'} \quad (۱۷)$$

و:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_{t'} \quad (۱۸)$$

که در آن متغیرهای مستقل با توزیع $N(0.\Sigma_t)$ و متغیرهای وابسته با توزیع $N(0.Q)$ است. ε_t و u_t به‌ازای تمام مقادیر t و s مستقل از یک‌دیگرند (وست و هریسون[۱]، ۱۹۹۷؛ کیم و نلسون[۲]، ۱۹۹۹؛ هاروی[۳]، ۱۹۸۹؛ دربین و کوپمان، [۴] ۲۰۰۱).

۲-٤. تصریح مدل و معرفی داده‌ها

در این بخش ابتدا به معرفی متغیرهای مورداستفاده پژوهش حاضر پرداخته و سپس به تبیین و تصریح مدل‌های پژوهش خواهیم پرداخت. در قسمت مبانی نظری، داده‌های مورداستفاده به‌صورت کامل و واضح معرفی شده‌اند و در جدول (۵) به‌صورت اجمالی، متغیرهای مورداستفادهٔ مجدداً معرفی می‌شوند. همچنین لازم به ذکر مجدد است که بازهٔ زمانی پژوهش فصلی و از فصل اول سال ۱۳۹۲ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۹هش. و برای کشور ایران خواهد بود. همچنین باید به این نکته اشاره کرد که پژوهش حاضر برای اولین‌بار تأثیر شاخص ریسک عملیاتی را بر رشد اقتصادی بررسی کرده که در پژوهش‌های سابق این امر انجام نشده، درحالی‌که کشور ایران به‌دلیل قرارگرفتن در یکی از مهم‌ترین مناطق جهان (خاورمیانه) و برنامهٔ صلح‌آمیز هسته‌ای، همواره در معرض ریسک‌های مختلف اقتصادی و غیراقتصادی قرار دارد، در نتیجه بررسی میزان اثر این ریسک‌ها بر رشد اقتصادی می‌تواند به سیاست‌گذاران و مجریان امر در راه برنامه‌ریزی‌های بلندمدت یاری رساند.

جدول ۵: معرفی متغیرهای مدل

Tab. 5: Definition of Variables

نماد	متغیر به لاتین	متغیر به فارسی	واحد	منبع
EG	Economic Growth	رشد اقتصادی	درصد (٪)	بانک جهانی[۵] و بیزینس مانیتور[۶]
K	Gross Fixed Capital Formation	تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص	دلار (۲۰۱۵)	بانک جهانی و بیزینس مانیتور
L	Labor Force	نیروی کار	نفر	بانک جهانی و بیزینس مانیتور
TFP	Total Factor Productivity	نرخ بهره‌وری عوامل تولید	درصد (٪)	روش باقی‌مانده‌های سولو
OR	Operational Risk Index	شاخص ریسک عملیاتی	۰ – ۱۰۰	بیزینس مانیتور
LMR	Labour Market Risk Index	شاخص ریسک بازار کار	۰ – ۱۰۰	بیزینس مانیتور
LR	Logistics Risk Index	شاخص ریسک لجستیک	۰ – ۱۰۰	بیزینس مانیتور
TIR	Trade And Investment Risk	شاخص ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری	۰ – ۱۰۰	بیزینس مانیتور
CSR	Crime And Security Risk	شاخص ریسک جرم و امنیت	۰ – ۱۰۰	بیزینس مانیتور

(منبع: نتایج پژوهش).

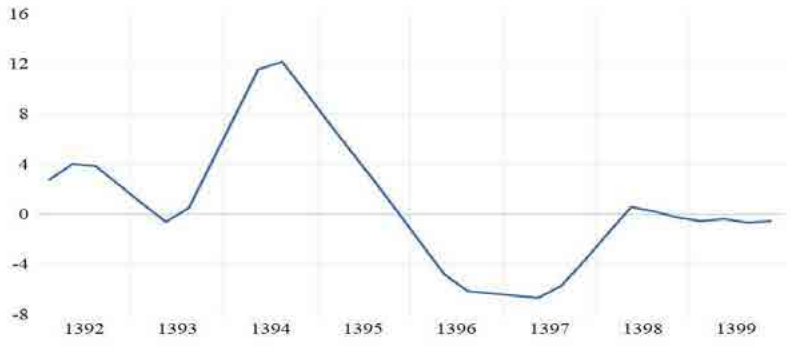
[1]. West and Harrison
[2]. Kim and Nelson
[3]. Harvey
[4]. Durbin and Koopman
[5]. World Bank
[6]. Business Monitor (Fitch Solutions)

همان‌طورکه از جدول (۵) مشاهده می‌شود، متغیر وابسته پژوهش حاضر، نرخ رشد اقتصادی است. به زبان ساده، رشد اقتصادی به معنای افزایش یا بهبود ارزش بازاری تعدیل شده با تورم کالاها و خدمات تولید شده توسط یک اقتصاد در یک دورهٔ زمانی معین است. مدل رشد سولو شامل سه بخش است: ۱. سرمایه که در این پژوهش طبق آخرین پژوهش‌های جهانی که در این‌زمینه انجام شده، مانند وانگ و همکاران (۲۰۲۲)، سان و همکاران (۲۰۲۱) و میر و متیبی (۲۰۲۱) از تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص استفاده شده است. ۲. نیروی کار که طبق تعریف بانک جهانی شامل افراد ۱۵ساله و بالاتر است که برای تولید کالا و خدمات در یک دورهٔ مشخص نیروی کار یک جامعه را تأمین می‌کنند و شامل افرادی است که در حال حاضر شاغل، افرادی که بیکار اما جویای کار و افرادی که برای اولین‌بار جویای کار هستند. ۳. نرخ بهره‌وری عوامل تولید، این پارامتر مربوط به سولو است. به زبانی ساده اگر بخواهیم بهره‌وری عوامل تولید را از نظر سولو تعریف کنیم بایستی ذکر کنیم که باقی‌ماندهٔ سولو بخشی از تولید در اقتصاد است که نمی‌توان آن را به انباشت سرمایه و نیروی کار نسبت داد.

شاخص ریسک عملیاتی به هر کشور یا منطقه در جهان از صفر تا ۱۰۰ با توجه به معیارهای خاص خود امتیاز می‌دهد که عدد صفر به معنای ریسک بالا و عدد ۱۰۰ به معنای ریسک پایین است. ریسک عملیاتی از چهار شاخص اصلی یعنی ریسک لجستیک، ریسک بازار کار، ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری و ریسک جرم و امنیت تشکیل شده است.

علت انتخاب دورهٔ زمانی موردنظر، وجود تغییرات فراوان در شاخص ریسک عملیاتی و رشد اقتصادی در ایران طی بازهٔ زمانی موردنظر است که در شکل (۱) و (۲) نشان داده شده است.

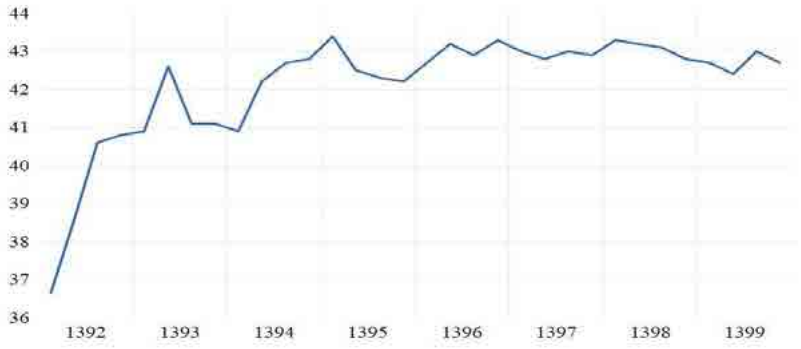
شکل (۱)، روند نرخ رشد اقتصادی را در ایران نشان می‌دهد.



شکل ۱: نرخ رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲ – ۱۳۹۹ (منبع: نتایج پژوهش).

Fig. 1: Time Trend of GDP Growth in Iran from 2014 to 2021

همان‌طورکه از شکل (۱) مشاهده می‌گردد، روند نرخ رشد اقتصادی در ایران بسیار ناپایدار است. به‌نحوی‌که ایران در فصل سوم سال ۱۳۹۴ دارای رشد اقتصادی نزدیک به ۱۲٪ بوده و در فصل سوم سال ۱۳۹۷ این نرخ رشد به نزدیک منفی ۶٪ می‌رسد. میانگین نرخ رشد اقتصادی ایران در بازهٔ زمانی این پژوهش، ۰/۹۱۴٪ بوده است. شکل (۲) نیز نشان‌دهندهٔ روند شاخص ریسک عملیاتی در بازهٔ زمانی پژوهش است.



شکل ۲: ریسک عملیاتی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲ – ۱۳۹۹ (منبع: نتایج پژوهش).

Fig 2. Time Trend of Operational Risk in Iran from 2014 to 2021

امتیاز ایران در ریسک عملیاتی به‌طور متوسط طی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹، ۴۲/۱۳ بوده که نشان‌دهندهٔ بالا بودن ریسک عملیاتی در این کشور است. همان‌طورکه از شکل (۲) مشاهده می‌گردد روند ریسک عملیاتی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ همواره ناپایدار بوده است؛ به‌نحوی‌که امتیاز ایران از ۳۶/۷ در ابتدای سال ۱۳۹۲ به نزدیک ۴۳ در انتهای سال ۱۳۹۹ رسیده است.

حال بعد از معرفی کامل متغیرهای مورداستفاده در پژوهش حاضر، به معرفی مدل تحقیق به‌صورت رگرسیونی پرداخته می‌شود. باتوجه‌به پژوهش‌های سان و همکاران[1]، ۲۰۲۱؛ میر و متیبی[2]، ۲۰۲۱؛ لیو و همکاران[3]، ۲۰۲۰ و آکادایری و همکاران[4]، ۲۰۲۰ مدل ۱۹ معرفی می‌گردد:

$$EG_t = \beta_0 + \beta_1 K_t + \beta_2 L_t + \beta_3 TFP_t + \beta_4 OR_t + \beta_5 LMR_t + \beta_6 LR_t + \beta_7 TIR_t + \beta_8 CSR_t + \varepsilon_t \quad (۱۹)$$

مدل ۱۹ شامل مؤلفه‌های اصلی رشد، ریسک عملیاتی و اجزای آن است.

۵. تجزیه‌وتحلیل نتایج

۵-۱. آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری

در اقتصادسنجی مهم‌ترین بخش که درحال‌حاضر وجود دارد، بررسی روش‌هایی است که از عدم کاذب بودن رگرسیون برآوردی اطمینان حاصل کند. عمدتاً نامانایی متغیرها منجر به کاذب شدن رگرسیون برآوردی می‌شود. عدم کاذب بودن رگرسیون برآوردی را به روش‌های متفاوتی مورد بررسی قرار می‌دهند. اقتصاد ایران به‌دلیل افت‌وخیزهای فراوان در طی چند دههٔ اخیر دارای شکست ساختاری‌های متعددی است؛ درنتیجه در این پژوهش از آزمون‌های ریشهٔ واحد با درنظرگرفتن شکست ساختاری استفاده شده است؛ بنابراین در این پژوهش برای آزمون

---

[1]. Sun et al.
[2]. Meyer and Mothibi
[3]. Liu et al.
[4]. Akadiri et al.

مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته با درنظرگرفتن شکست ساختاری[1] استفاده شده است، نتایج آزمون ریشهٔ واحد در جدول (۶) آورده شده است.

جدول ٦: نتایج آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری

Tab. 6. Unit Root Tests with Structural Breaks

متغیر	آمارهٔ آزمون		
	سطح	نتیجهٔ آزمون	سال شکست ساختاری
EG	-۴/۶۵ (۰/۰۲۸)	مانا	فصل چهارم ۲۰۱۷
K	-۷/۴۰ (۰/۰۰۰)	مانا	فصل چهارم ۲۰۱۷
L	-۵/۳۳ (۰/۰۰۰)	مانا	فصل چهارم ۲۰۱۹
TFP	-۶/۲۱ (۰/۰۰۰)	مانا	فصل دوم ۲۰۱۹
OR	-۷/۴۷ (۰/۰۰۰)	مانا	فصل دوم ۲۰۲۱
LMR	-۴/۶۰ (۰/۰۰۰)	مانا	فصل دوم ۲۰۲۱
LR	-۴/۸۵ (۰/۰۱۵)	مانا	فصل چهارم ۲۰۲۱
TIR	-۷/۴۹ (۰/۰۰۰)	مانا	فصل دوم ۲۰۱۶
CSR	-۹/۲۳ (۰/۰۰۰)	مانا	فصل دوم ۲۰۱۵

(منبع: یافته‌های پژوهش).

براساس نتایج آزمون ریشهٔ واحد، همهٔ متغیرها در سطح با درنظرگرفتن یک شکست ساختاری مانا شده‌اند؛ زیرا فرضیهٔ صفر که وجود ریشهٔ واحد است، در سطح خطای ۵٪ رد شده است. اعداد داخل پرانتز مقدار ارزش احتمال را نشان می‌دهد. چون تمامی متغیرها در سطح مانا هستند، پس دیگر نیازی به آزمون هم‌انباشتگی نیست و وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها اثبات می‌شود.

۲-۵. طول وقفهٔ بهینه

در این پژوهش برای تعیین وقفه در مدل‌های خود رگرسیون برداری با پارامتر قابل تغییر طی زمان، از معیارهای اطلاعات مانند: آکائیک[2]، حنان – کویین[3]، شوارتز – بیزین[4] و خطای پیش‌بینی نهایی[5] استفاده شده است. جدول (۷) طول وقفهٔ بهینهٔ مدل را نشان می‌دهد.

جدول ۷: تعیین طول وقفهٔ بهینهٔ مدل

Tab. 7. Select Lag Length Criteria

وقفه	آکائیک	حنان - کویین	شوارتز – بیزین	خطای پیش‌بینی نهایی
۰	۸۶/۸۴۳	۸۶/۹۷۷	۸۷/۲۶۳	۴/۲۰e+۲۶
۱	۷۴/۶۹۲	۷۶/۰۳۷	۷۸/۶۹۲	۲/۸۲e+۲۱
۲	*۶۷/۳۶۱	*۶۹/۹۱۶	*۷۵/۳۴۸	*۱/۱۲e+۱۹

(منبع: نتایج پژوهش).

[1]. Augmented Dickey-Fuller with Break Test
[2]. AIC: Akaike information criterion
[3]. HQ: Hannan-Quinn information criterion
[4]. SC: Schwarz information criterion
[5]. FPE: Final prediction error

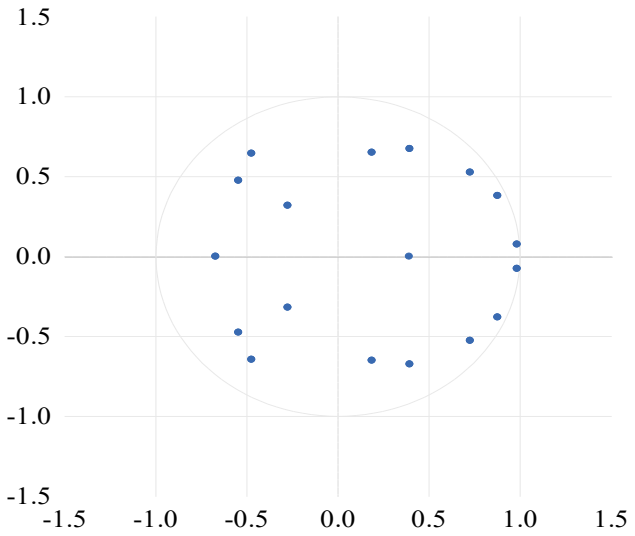
همان‌طورکه از جدول (۷) مشاهده می‌گردد، باتوجه به آمارهٔ معیارهای اطلاعات آکائیک، حنان – کویین، شوارتز – بیزین و خطای پیش‌بینی نهایی، طول وقفهٔ ۲ برای مدل تعیین می‌گردد.

۳-۵. آزمون پایداری ضرایب

آزمون‌های متعددی برای بررسی پایداری ضرایب در مدل‌های اقتصادسنجی وجود دارند، ازجمله: آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی[1]، آزمون مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی[2] و آزمون دایرهٔ ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای[3]. برای مدل‌های خودرگرسیون برداری بیشتر از آزمون دایرهٔ ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای استفاده می‌شود (گجراتی، ۱۳۹۰).

در این پژوهش از آزمون دایرهٔ ریشه‌های معکوس استفاده شده است. در این آزمون مدل خودرگرسیون برداری تخمین زده شده در صورتی پایدار است که همهٔ ریشه‌ها کمتر از یک مدول داشته باشند و در داخل دایرهٔ واحد قرار گیرند؛ در غیر این‌صورت اگر مدل خود رگرسیون برداری مانا نباشد، نتایج خاصی مانند توابع واکنش آنی و تجزیهٔ واریانس معتبر نخواهند بود (سوری، ۱۳۹۲).

شکل (۳)، آزمون دایرهٔ ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای را نشان می‌دهد.



شکل ۳: آزمون دایرهٔ ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای (منبع: نتایج پژوهش).

Fig 3. Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

همان‌طورکه از شکل (۱) مشاهده می‌گردد، هیچ ریشه‌ای خارج از دایرهٔ واحد قرار ندارد و در نتیجه مدل خودرگرسیون برداری شرایط ثبات را برآورده می‌کند.

---

[1]. CUSUM
[2]. CUSUMQ
[3]. Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

٤-٥. آزمون هم‌خطی

در پژوهش حاضر به‌دلیل استفاده از شاخص ریسک عملیاتی و اجزای آن، امکان وجود هم‌خطی بین شاخص ریسک عملیاتی و اجزا وجود دارد، وجود به‌همین دلیل نتیجهٔ آزمون هم‌خطی در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۸: نتایج آزمون هم‌خطی بین متغیرهای پژوهش

Tab. 8. Correlation Analysis

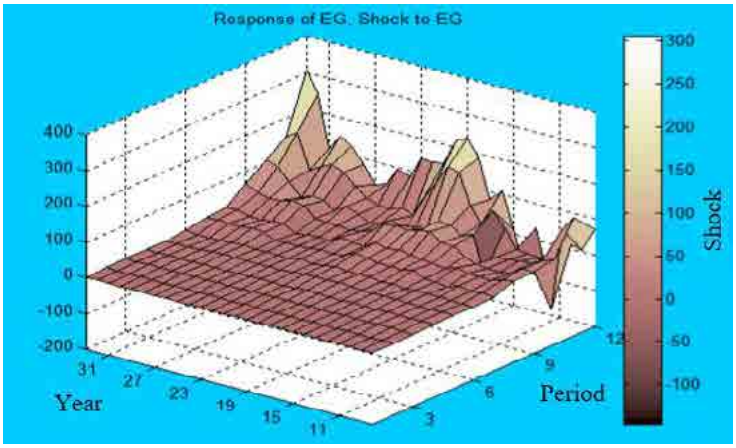
	EG	K	L	TFP	OR	LMR	LR	TIR	CSR
EG	۱/۰۰								
K	۰/۳۶	۱/۰۰							
L	−۰/۳۵	−۰/۲۸	۱/۰۰						
TFP	۰/۳۱	−۰/۰۱	۰/۰۰۸	۱/۰۰					
OR	−۰/۲۹	−۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۰۹	۱/۰۰				
LMR	−۰/۱۴	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۳۲	۱/۰۰			
LR	−۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۱۶	۰/۳۰	۰/۳۲	۱/۰۰		
TIR	−۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۲۱	۰/۳۳	۰/۳۱	۱/۰۰	
CSR	−۰/۰۵	۰/۱۲	۰/۰۱	−۰/۱۱	−۰/۱۹	۰/۳۱	−۰/۲۳	۰/۲۷	۱/۰۰

(منبع: نتایج پژوهش).

همان‌طورکه از جدول (۸) مشاهده می‌گردد، بین هیچ‌کدام از متغیرهای پژوهش هم‌خطی بیشتر از ۰/۳۶ وجود ندارد و طبق یک قاعده کلی، هم‌خطی زیر ۰/۷۰ مشکلی از جهت ایجاد رگرسیون کاذب ایجاد نمی‌کند (سوری، ۱۳۹۲).

٤-٥. نتایج توابع واکنش آنی

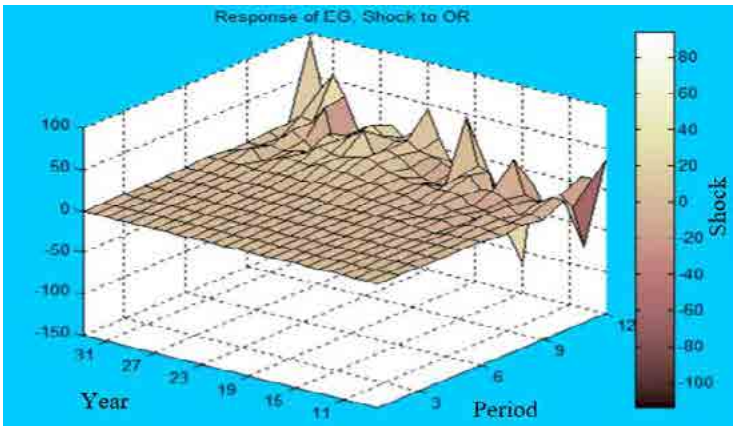
در این قسمت پس از تخمین مدل با استفاده از نرم‌افزار متلب، نتایج مدل مورد بررسی ارائه شده است. مدل‌های خودرگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان صرفاً گزارش ضرایب را بر روی نمودارهای سه‌بعدی گزارش می‌دهند و برخلاف مدل‌های خودرگرسیون استاندارد، جدول مربوط به ضرایب در خروجی مدل وجود ندارد (کارتروکون، ۱۹۹۴). نتایج آنالیز واکنش آنی متغیرهای این مدل بر روی رشد اقتصادی طی ۱۲ دوره ارائه شده است. نتایج تابع واکنش آنی پژوهش حاضر متفاوت از سایر پژوهش‌ها است؛ زیرا به‌صورت سه‌بعدی رسم شده و محور عمودی نشانگر واکنش آنی به شوک در سطح یک انحراف معیار در متغیرهای مدل و محور افقی نشانگر زمان و دوره‌های واکنش آنی (۰ تا ۱۲) است. لازم به ذکر است که بُعد زمان از ۰ (فصل اول سال ۱۳۹۲) تا ۳۲ (فصل چهارم سال ۱۳۹۹) است. در این مدل تأثیر متغیرهای اصلی مدل رشد سولو، یعنی کار، سرمایه و نرخ بهره‌وری عوامل تولید به همراه ریسک عملیاتی و اجزای اصلی آن یعنی ریسک بازار کار، ریسک لجستیک، ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری و ریسک جرم و امنیت بر روی رشد اقتصادی در ایران سنجش شده است.



نمودار ۲: آنالیز واکنش آنی شوک رشد اقتصادی بر روی رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش).

Diag. 2. Impulse Response Function of EG Shock on EG

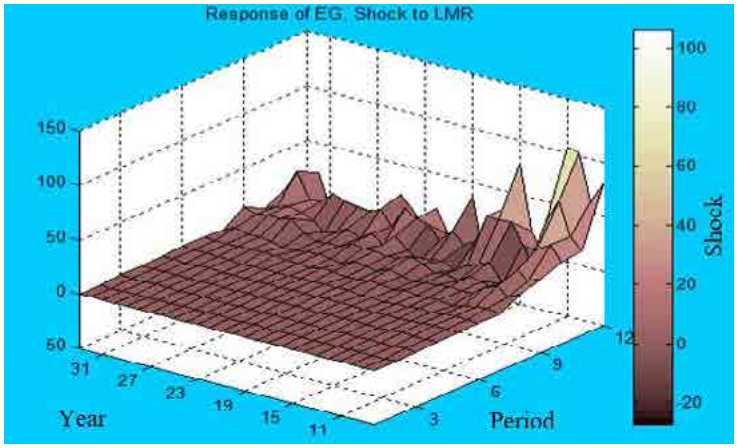
براساس نمودار ۲، شوک رشد اقتصادی در دوره‌های کوتاه‌مدت (دورهٔ ۰ تا ۶) دارای تأثیر چندانی بر خود رشد اقتصادی نبوده است؛ اما در دوره‌های بلندمدت (دورهٔ ۹ تا ۱۲ بر روی محور دوره) به‌جز در سال‌های ابتدایی پژوهش، یعنی ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ (نقاط ۱ تا ۸ بر روی منحنی سال) دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در ایران بوده است. مثبت شدن اثر شوک بعد از سال ۱۳۹۳ را می‌توان به توافق هسته‌ای ایران مرتبط دانست. بعد از انتخابات ایالات متحده امریکا و انتخاب «دونالد ترامپ» به‌عنوان رئیس‌جمهور امریکا و خروج این کشور از توافق برجام، مجدداً تحریم‌های ثانویهٔ ایالات متحده امریکا علیه ایران اعمال شد که منجر به سقوط نرخ رشد اقتصادی ایران در سال ۱۳۹۷ (مابین ۱۹ تا ۲۷ در محور افقی نمودار ۲) شد به‌نحوی‌که در این دوره اثر آنالیز واکنش آنی شوک رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی کاهشی می‌شود. دورهٔ زمانی نقطهٔ ۲۷ (سال ۱۳۹۸) به‌بعد اواخر دوران ریاست‌جمهوری دونالد ترامپ در امریکا و روی کار آمدن دموکرات‌ها را نشان می‌دهد که باعث اتخاذ رویکرد مثبت توسط آنان به مذاکرات هسته‌ای و زمزمهٔ بازگشت دو طرف به توافق برجام است که باعث ایجاد جو مثبت در اقتصاد ایران و صعودی شدن نرخ رشد اقتصادی است که در نمودار ۲ این واکنش مثبت شده است.



نمودار ۳: آنالیز واکنش آنی شوک ریسک عملیاتی بر روی رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش).

Diag. 3. Impulse Response Function of OR Shock on EG

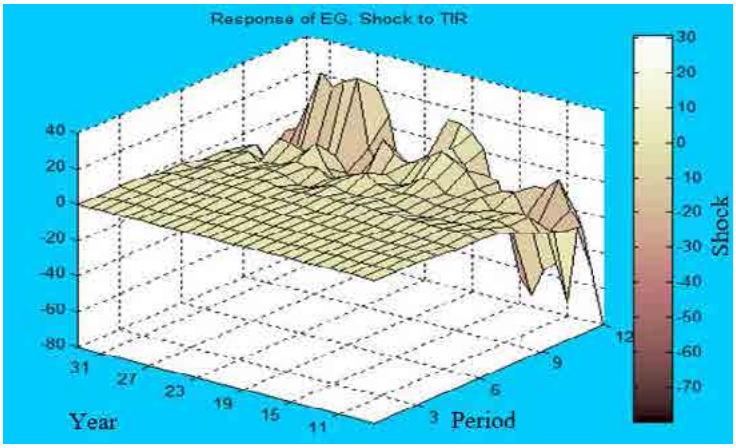
نمودار ۳ نشان‌دهنده آنالیز واکنش آنی شوک ریسک عملیاتی بر روی رشد اقتصادی در ایران است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد در کوتاه‌مدت (دوره‌های ۰ تا ۶) اثر شوک ریسک عملیاتی بر رشد اقتصادی چندان چشمگیر نبوده؛ اما در دوره بلندمدت به جز در سال‌های ابتدایی پژوهش (۱۳۹۲ تا اواسط ۱۳۹۳) اثر شوک ریسک عملیاتی باعث ایجاد تأثیر منفی در رشد اقتصادی ایران شده است؛ اما بعد از کاهش تحریم‌ها، اثر شوک ریسک عملیاتی باعث ایجاد تأثیر مثبت در رشد اقتصادی شده است. اثر شوک، در سال‌های پایانی پژوهش، یعنی ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ بیشتر بوده است. روابط سرد ایران با ایالات متحده و برخی همتایان کلیدی منطقه، مانند عربستان سعودی، دوری این کشور را از جامعهٔ بین‌الملل افزایش داده و فضای تجاری را تضعیف کرده است. خطرات کلیدی شامل موانع تجاری و نظارتی است. محدودیت‌های منع مشارکت خارجی در برخی بخش‌ها، مالیات‌های سنگین، قوانین سخت‌گیرانه کار، اتهامات فساد و ضعف حاکمیت قانون و همچنین تسلط شرکت‌های دولتی، کسب‌وکارها را به چالش کشانده است؛ اگرچه ایران فرصت‌های سرمایه‌گذاری قابل‌توجهی در هیدروکربن‌ها، زیرساخت‌ها و صنایع مصرفی دارد و روابط تجاری و سرمایه‌گذاری خود را با کشورهای آسیایی مانند چین افزایش داده است، اما ایران برای سرمایه‌گذاران غربی غیرقابل‌دسترس باقی است و این محدودیت تا زمانی‌که تحریم‌های آمریکا وجود داشته باشد، ادامه خواهد یافت.



نمودار ٤: آنالیز واکنش آنی شوک ریسک بازار کار بر روی رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش).

Diag. 4. Impulse Response Function of LMR Shock on EG

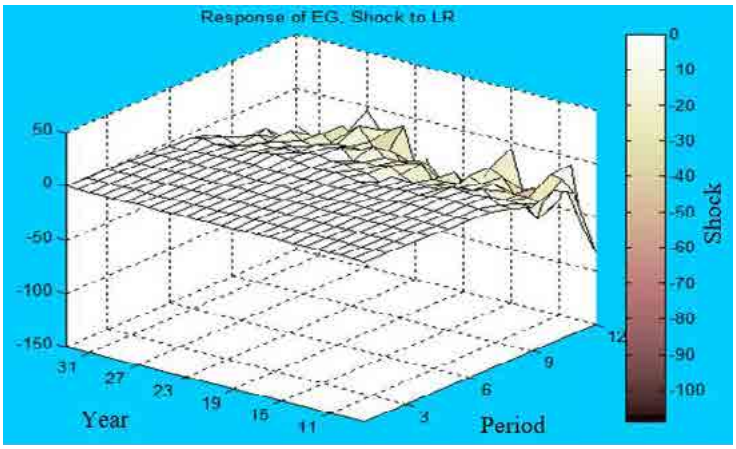
براساس نمودار ۴، اثر شوک ریسک بازار کار بر روی رشد اقتصادی در دوره‌های بلندمدت و در تمام بازهٔ مورد بررسی مثبت بوده است؛ اما شدت این شوک مثبت قوی نیست و بسیار ضعیف است. ایران دارای نیروی کار جوان و تحصیل‌کرده است؛ اما پتانسیل بازار کار ایران به‌دلیل تأثیر رژیم تحریم‌ها و تأثیرات آن و همچنین وجود مقررات غیرمنعطف کار تا حد زیادی دست‌نخورده باقی خواهد ماند. بااین‌وجود، قوانین کار سفت‌وسخت با حمایت از کارگران مسن در مشاغل طولانی‌مدت و تشدید آن، همچنان مشکلاتی را در شیوه‌های استخدام و اخراج ایجاد می‌کند. از دیگر مشکلات می‌توان به مسائل مربوط به بیکاری بالای جوانان و فرار استعدادها، هزینه‌های نیروی کار تحمیلی توسط دولت در زمینهٔ مزایا و حداقل دستمزدها را نام‌برد.



نمودار ۵: آنالیز واکنش آنی شوک ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری بر روی رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش).

Diag. 5. Impulse Response Function of TIR Shock on EG

براساس نمودار ۵ که نشانگر آنالیز واکنش آنی شوک ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری بر روی رشد اقتصادی است، اثر شوک ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری بر روی رشد اقتصادی قبل از سال ۱۳۹۳، کاهشی، بین ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۶ به‌دلیل لغو تحریم‌های بین‌المللی، افزایشی، بین سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۸ مجدداً افزایشی می‌شود. شرکت‌های بین‌المللی هنگامی اقدام به سرمایه‌گذاری در یک کشور می‌کنند که ثبات اقتصادی و سیاسی در کشور موردنظر مطلوب باشد. حتی اگر فرض کنیم تحریم‌های ایالات متحده وجود نداشته باشد، مجدداً کار برای سرمایه‌گذاران خارجی به‌دلیل مسائل ساختاری مانند، مانند ضعف حاکمیت قانون، فساد گسترده و بار مالیاتی بالا و حضور شدید شرکت‌های دولتی که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را از بین می‌برند، سخت و مشکل است.

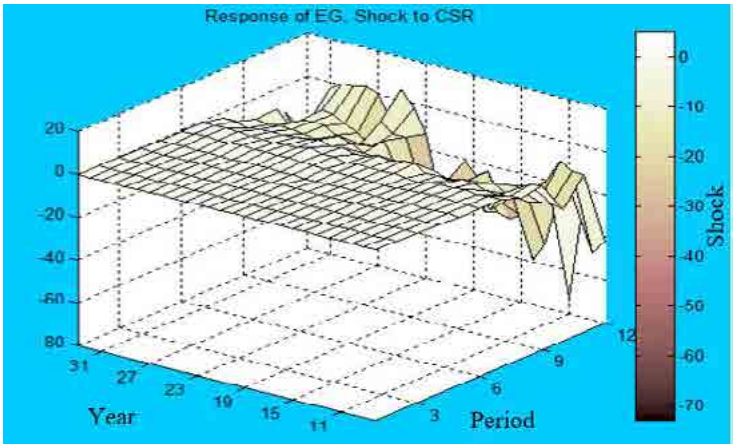


نمودار ٦: آنالیز واکنش آنی شوک ریسک لجستیک بر روی رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش).

Diag. 6. Impulse Response Function of LR Shock on EG

براساس نمودار ۶، اثر شوک ریسک لجستیک بر رشد اقتصادی در ایران در تمامی بازهٔ زمانی در کوتاه‌مدت نزدیک به صفر و در بلندمدت منفی بوده است. پتانسیل قوی ایران در بخش لجستیک به‌شدت به‌دلیل تأثیر مخرب تحریم‌های آمریکا کاهش‌یافته است. آب و برق و شبکه‌های حمل‌ونقل، و همچنین تعدادی از مسائل ساختاری

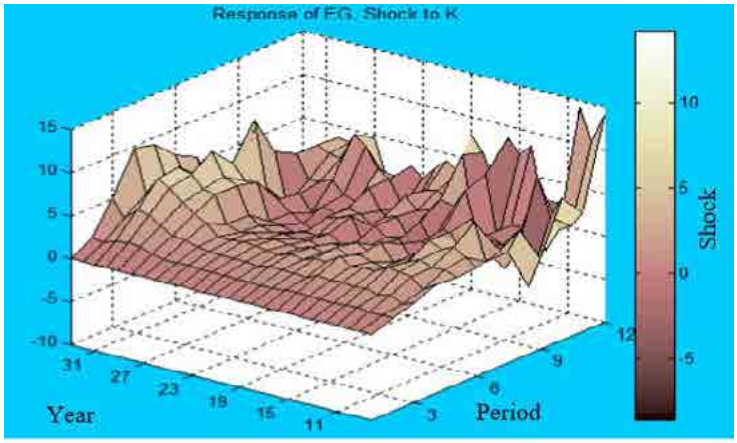
ازجمله موانع تجاری غالب، دسترسی ضعیف به اینترنت و افزایش تنش‌های آبی و از همه مهم‌تر عدم دسترسی به درآمدهای نفتی باعث خواهد شد که سرمایه‌گذاری‌های بسیار ضروری و موردنیاز در شبکه‌های برق و حمل‌ونقل ایران (زیر ساخت‌ها) انجام نشود. از دیگر مشکلات می‌توان به کمبود درآمد صادراتی به‌دلیل تحریم‌های بین‌المللی، شیوع پاندمی کووید -۱۹ و ترس سرمایه‌گذاران بین‌المللی برای سرمایه‌گذاری در ایران از نقض تحریم‌های آمریکا اشاره کرد. از بااین‌حال، در بلندمدت، ایران دارای پتانسیل قوی درخصوص دردسترس‌بودن خدمات شهری مانند تأمین سوخت، برق و آب توسط منابع طبیعی غنی کشور نسبت به بسیاری از همتایان خود در منطقهٔ خاورمیانه و شمال آفریقا است.



نمودار ۷: آنالیز واکنش آنی شوک ریسک جرم و امنیت بر روی رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش).

Diag. 7. Impulse Response Function of CSR Shock on EG

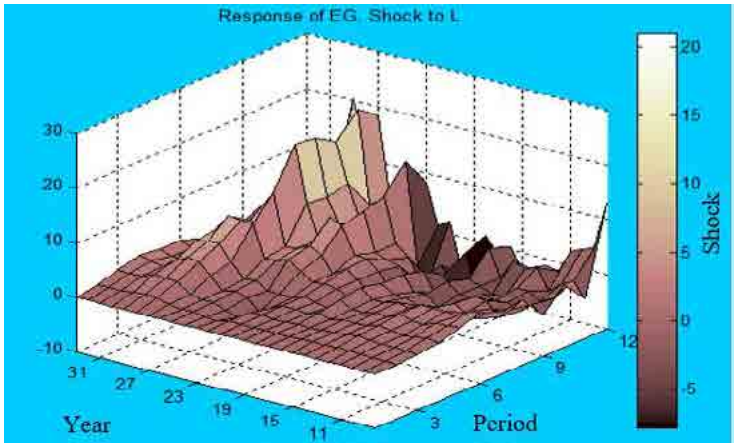
نمودار ۷ آنالیز واکنش آنی شوک ریسک جرم و امنیت بر روی رشد اقتصادی در ایران را نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشاهده می‌گردد همانند حالت‌های قبل، در کوتاه‌مدت، شوک ریسک جرم و امنیت دارای تأثیر چشمگیری بر رشد اقتصادی در ایران نیست؛ اما در بلندمدت این تأثیر به دو قسمت تقسیم می‌شود، قبل از توافق هسته‌ای و بعد از توافق هسته‌ای. در دورهٔ قبل از توافق هسته‌ای به علت ایجاد جو ایران هراسی در جهان، ریسک جرم و امنیت دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی بوده (دورهٔ زمانی ۰ تا ۱۵ بر روی محور افقی)، اما بعد از توافق هسته‌ای این شوک مثبت شده است (لازم به ذکر است که افزایش ریسک جرم و امنیت به معنای بهبود شرایط است) و مجدداً بعد از خروج امریکا از توافق هسته‌ای، تأثیر مثبت این ریسک کاهش‌یافته است. سرمایه‌های که قصد ورود به بازار ایران را دارند با تهدیدات امنیتی متعددی مواجه خواهند شد که نیازمند اقدامات پیشگیرانهٔ قوی و جامع برای حفاظت از دارایی‌ها و کارکنان خارجی است که هزینه‌های عملیاتی را افزایش می‌دهد. سیاست خارجی کنونی ایران و روابط غیردوستانهٔ تاریخی ایران و غرب منجر به تعدادی از خطرات امنیتی بین‌دولتی شده و تنش‌ها با قدرت‌های منطقه‌ای مانند عربستان سعودی بالا است. ازطرف دیگر، تروریسم داخلی و بین‌المللی یک نگرانی است، حتی اگر شکست سنگین داعش در سال‌های اخیر در سوریه و عراق به کاهش خطر تروریسم در سراسر خاورمیانه کمک کند.



نمودار ۸: آنالیز واکنش آنی شوک سرمایه بر روی رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش).

Diag. 8. Impulse Response Function of K Shock on EG

نمودار ۸ نیز نشانگر تأثیر شوک متغیر سرمایه برروی رشد اقتصادی است. همان‌طورکه مشاهده می‌گردد به‌جز مقاطع قبل از سال ۲۰۱۵ (نقاط ۰ تا ۸) تقریباً در تمامی دوره‌های زمانی، شوک سرمایه دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در ایران بوده است. به‌طورکلی رشد اقتصادی در نتیجهٔ افزایش تولید کالا و خدمات اتفاق می‌افتد. افزایش مخارج مصرف‌کننده، افزایش تجارت بین‌المللی و کسب‌وکارهایی که سرمایه‌گذاری خود را در مخارج سرمایه‌ای افزایش می‌دهند، همگی می‌توانند بر سطح تولید کالاها و خدمات در یک اقتصاد تأثیر بگذارند.

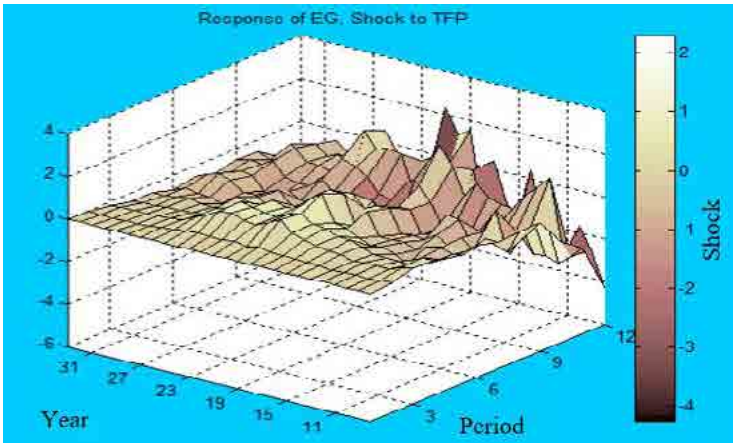


نمودار ۹: آنالیز واکنش آنی شوک نیروی کار بر روی رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش).

Diag. 9. Impulse Response Function of L Shock on EG

نمودار ۹ آنالیز واکنش آنی شوک نیروی کار بر روی رشد اقتصادی در ایران است. همان‌طورکه مشاهده می‌گردد در دوره‌های کوتاه‌مدت، اثر شوک شاخص نیروی کار بر رشد اقتصادی چندان چشمگیر نیست؛ اما در بلندمدت این تأثیر کاملاً مشهود است. در بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۳ به‌دلیل شرایط اقتصادی نامطلوب ناشی از تحریم‌ها،

نیروی کار دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی بوده است. از سال ۱۳۹۳ به بعد نیز این اثر کاملاً مثبت است؛ به‌خصوص در سال‌های پایانی پژوهش که این تأثیر کاملاً مشهود است.



نمودار ۱۰: آنالیز واکنش آنی شوک نرخ بهره‌وری عوامل تولید بر روی رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش).

Diag. 10. Impulse Response Function of TFP Shock on EG

نمودار ۱۰، تأثیرگذاری شوک نرخ بهره‌وری عوامل تولید بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. در دورهٔ زمانی ۰ تا ۸ (سال‌های ۱۳۹۲ تا اواخر ۱۳۹۳) شوک نرخ بهره‌وری عوامل تولید دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی در ایران بوده است و این به‌دلیل پایین بودن سطح سرمایه و نیروی کار در این دورهٔ زمانی است. بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ شوک نرخ بهره‌وری عوامل تولید دارای بیشترین تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی بوده و این می‌تواند به‌دلیل کاهش سطح تحریم‌ها، افزایش سرمایه‌گذاری و کاهش بیکاری باشد. از ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹ نیز مجدداً شوک نرخ بهره‌وری عوامل تولید دارای تأثیر مثبت اما به نسبت کمتر بر رشد اقتصادی در ایران بوده و می‌توان به‌دلیل افزایش مجدد تحریم‌های ایالات متحده باشد؛ اما هیچ‌گاه به سطح قبل از توافق سال ۲۰۱۵م. نرسیده است.

٦. نتیجه‌گیری

رشد اقتصادی، ازجمله مهم‌ترین برنامهٔ دولت‌ها در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته است. اساساً مزیت رشد اقتصادی استانداردهای زندگی بالاتر، درآمد واقعی بالاتر و توانایی اختصاص منابع بیشتر به حوزه‌هایی مانند مراقبت‌های بهداشتی و آموزش است. ایران یکی از کشورهایی است که در زمینهٔ رشد اقتصادی به‌دلیل تحریم‌های بین‌المللی با مشکلات فراوانی روبه‌رو بوده، به‌نحوی‌که در دو دههٔ گذشته با رشد اقتصادی تقریباً صفر روبه‌رو بوده است. یکی از موانع تهدیدکنندهٔ رشد اقتصادی، ریسک‌ها و به‌تبع آن ایجاد نااطمینانی‌های اقتصادی است. ایران به‌دلیل قرارگرفتن در منطقهٔ جغرافیایی خاورمیانه و تحریم‌های ناشی از برنامهٔ تولید انرژی هسته‌ای با ریسک‌های مختلف اقتصادی و امنیتی روبه‌رو است. پژوهش حاضر به بررسی تأثیر ریسک عملیاتی و اجزای آن شامل ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری، ریسک لجستیک، ریسک بازار کار و ریسک جرم و امنیت بر رشد اقتصادی در ایران طی

دورهٔ زمانی فصل اول سال ۲۰۱۴ تا فصل چهارم سال ۲۰۲۱م. با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان پرداخته است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تحریم‌های بین‌المللی باعث افزایش ریسک عملیاتی در اقتصاد ایران شده است؛ به‌نحوی‌که اقتصاد ایران را می‌توان به سه دورهٔ قبل از توافق هسته‌ای (دورهٔ فصل اول ۲۰۱۴ تا فصل دوم ۲۰۱۵)، دورهٔ توافق هسته‌ای (فصل دوم ۲۰۱۵ تا فصل دوم سال ۲۰۱۸) و دورهٔ خروج ایالات متحده از توافق هسته‌ای (فصل دوم ۲۰۱۸ به بعد) تقسیم کرد. طبق نتایج پژوهش، اثر شوک‌های ناشی از ریسک عملیاتی و اجزای آن بر رشد اقتصادی در ایران در دورهٔ قبل از توافق منفی و باعث کاهش نرخ رشد اقتصادی شده است. در دورهٔ توافق به‌دلیل کاهش سطح تحریم‌ها، افزایش درآمدهای نفتی و افزایش سرمایه‌گذاری‌های خارجی، اثر این شوک‌ها بر رشد اقتصادی مثبت شده و در این دوره شاهد افزایش نرخ رشد اقتصادی در ایران هستیم. بعد از خروج ایالات متحده امریکا در ماه می سال ۲۰۱۸ مجدداً شوک‌های منفی ناشی از ریسک عملیاتی و اجزای آن بر رشد اقتصادی در ایران ایجاد شده و اما هیچ‌گاه قدرت این شوک‌ها به‌اندازهٔ دورهٔ قبل از توافق نبوده است.

در ابتدا برای حل این مشکل به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود که تنش‌های بین‌المللی ایران مخصوصاً با کشورهای اثرگذار در صحنهٔ اقتصاد جهانی را کاهش دهند. همچنین براساس نتایج پژوهش، پیشنهادهای ذیل ازنظر ریسک عملیاتی در جهت بهبود رشد اقتصادی ارائه می‌گردد:

- ایران دارای تعداد بالایی از فارغ‌التحصیلان ماهر در رشته‌های فنی، مانند مهندسی، ساخت‌وساز و علوم است؛ درنتیجه می‌توان با سرمایه‌گذاری برروی این جمعیت جوان و تحصیل‌کرده از مهاجرت آنان جلوگیری و به‌تبع آن ریسک بازار کار را کاهش داد و با افزایش بهره‌وری نیروی کار، رشد اقتصادی را افزایش داد. از طرف دیگر، می‌توان با سیاست‌گذاری‌های صحیح، زمینه را برای کاهش هزینهٔ نیروی کار و افزایش دسترسی به نیروی کار جهت کاهش ریسک بازار کار هموار کرد.
- ایران از اقتصادی بزرگ و نسبتاً متنوع با پتانسیل قابل‌توجهی برای سرمایه‌گذاری خارجی برخوردار است درنتیجه می‌توان با کاهش تنش‌های بین‌المللی و به‌تبع آن کاهش ریسک تجارت و سرمایه‌گذاری، از فرصت سرمایه‌گذاری شرکت‌های خارجی در جهت افزایش رشد اقتصادی بهره برد.
- شبکهٔ حمل‌ونقل درواقع ارتباطات داخلی و برون‌مرزی خوبی را فراهم می‌کند و درحال‌حاضر قادر است نیازهای زنجیرهٔ تأمین کشور را برآورده سازد. همچنین ایران در مسیر ترانزیتی شرق به غرب (آبی، ریلی و جاده‌ای) قرار دارد که می‌توان با استفاده از این مزیت، مراودات بین‌المللی با جهان را گسترش و به‌تبع آن رشد اقتصادی را برای کشور به ارمغان آورد.
- سطوح پایین جرایم خشن به این معنا است که کارگران خارجی و اموال تجاری در وضعیت نسبتاً امنی قرار دارند و صرفاً تبلیغات منفی رسانه‌های خارجی تصویری نادرست از امنیت ایران را به نمایش می‌گذارند. می‌توان با حل مناقشات بین‌المللی، راه را بر این تبلیغات نادرست بست و با کاهش ریسک جرم و امنیت، سرمایه‌گذاری‌های خارجی را افزایش و رشد اقتصادی را افزایش داد.
- هزینه‌های استخدام نیروی کار در ایران بالا است؛ زیرا قانون کار ایران سطح بالایی از حمایت و مزایای سخاوتمندانه را برای کارگران فراهم می‌کند. این نوع از قوانین باعث می‌شود که نیروهای کاری که

دارای بهره‌وری در تولید نیستند با حمایت‌های دولتی همچنان در شرکت‌ها و کارخانه‌های مختلف مشغول به‌کار شوند که این امر باعث کاهش بهره‌وری، کاهش تولید و کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

- تعرفه‌های بالا، تأخیرات گمرکی و پتانسیل فساد، بار سنگینی را بر دوش واردکنندگان و صادرکنندگان می‌گذارند که می‌توان با اصلاح قوانین و مقررات و عضویت در سازمان‌های تجاری بین‌المللی، راه را برای تجارت آزاد با جهان‌گسترش داد و به‌تبع آن رشد اقتصادی افزایش یابد.
- اقتصاد ایران با داشتن یک بازار مصرف بزرگ، بستر تولیدی متنوع و ثروت هیدروکربنی عظیم، پتانسیل نهفتهٔ زیادی را برای بهره‌برداری دارد.
- شرکت‌های آسیایی، و به‌ویژه چینی، همچنان فرصت‌هایی را در بازار ایران مشاهده خواهند کرد؛ به‌ویژه باتوجه‌به برنامهٔ همکاری ۲۵ سالهٔ ایران و چین. پس می‌توان با استفاده از چنین معاهده‌های بین‌المللی، راه را برای افزایش رشد اقتصادی و توسعهٔ همه‌جانبه فراهم کرد.

کتابنامه

– اسدی، زهره؛ و یاوری، کاظم، (۱۴۰۰). «اثر تحریم‌ها بر ناپایداری مالی بانک‌های ایران». *اقتصاد مقداری*، ۱۸(۴): ۱-۳۵. (10.22055/jqe.2020.30490.2131).

– امیری، فرهاد؛ درخشانی درآبی، کاوه؛ و آسایش، حمید، (۱۴۰۰). «بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر ارزش‌افزوده در زیربخش‌های اقتصاد ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۳۹): ۲۴۷-۲۶۷. (10.22084/aes.2021.23324.3224).

– تهرانی، رضا؛ سراج، مصطفی؛ فروش باستانی، علی؛ و فلاح‌پور، سعید، (۱۳۹۹). «ارزیابی اثر ریسک سیستمی بخش بانکی بر عملکرد اقتصاد کلان ایران». *تحقیقات مالی*، ۲۲(۳): ۲۹۷-۳۱۹. (10.22059/frj.2019.276790.1006830).

– حسینی، سیدمهدی؛ و فهیمی‌فر، فاطمه، (۱۳۸۹). «نقش توسعه نظام مالی و بهبود فضای بر رشد اقتصادی». مجموعه مقالات *چهارمین کنفرانس توسعه نظام تأمین مالی در ایران*: ۶۷۰-۶۸۷.

– حیدری‌هراتمه، مصطفی، (۱۴۰۱). «بررسی تأثیر فساد بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی». *مطالعات الگوی پیشرفت اسلامی ایرانی*، ۱۰(۲).

– رضاقلی‌زاده، مهدیه؛ و رجب‌پور، حسنی، (۱۴۰۰). «استرس مالی، ریسک سیاسی و رشد اقتصادی: شواهدی جدید از ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۲(۴۵): ۵۹-۷۴. (10.30473/egdr.2020.53225.5837).

– رهبر، فرهاد؛ مظفری‌خامنه، فرشید؛ و محمدی، شاپور، (۱۳۸۶). «موانع سرمایه گذاری و تأثیر آن بر رشد اقتصادی در ایران». *تحقیقات اقتصادی*، ۸۱: ۱۳۸- ۱۴۵.

– زارع، محمدحسن؛ انصاری سامانی، حبیب؛ سیمین، نامداری؛ و محمودی، زهرا، (۱۴۰۰). «تأثیر ریسک اقتصادی، سیاسی و مالی بر فرار سرمایه: رهیافت پنل پویا». *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۶(۱): ۹۵-۱۲۷. (10.30465/jnet.2021.7104).

– سجادیه خواجوئی، فرزام؛ بختیاری، صادق؛ و قبادی، سارا، (۱۴۰۰). «ارزیابی اثر ریسک کشوری بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی». *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۶(۳): ۱۰۱-۱۳۰. (10.52547/jpbud.26.3.101).

– سجادیه خواجوئی، فرزام؛ بختیاری، صادق؛ و قبادی، سارا، (۱۴۰۰). «ارزیابی تأثیر آمادگی خانوار در برابر ریسک بر رشد اقتصادی ایران». *اقتصاد کاربردی*، ۱۱(۳۷): ۳۵-۲۱. (10.30495/jae.2021.18979).

– کردزنگنه، ناهید؛ آرمن، سید عزیز؛ و منتظرحجت، امیرحسین، (۱۳۹۹). «بررسی و مقایسه تأثیر بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران و ترکیه با استفاده: کاربرد روش(DSGE)». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹(۳۵): ۱۷۷-۲۱۷. (10.22084/aes.2020.20761.2998).

– مرزبان، حسین؛ استادزاد، علی‌حسین، (۱۳۹۴). «تأثیر تحریم‌های اقتصادی برتولید و رفاه اجتماعی ایران: رهیافتی از الگوی رشد تعمیم‌یافته تصادفی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۳): ۳۷ – ۶۹ (10.22054/ijer.2015.4093).

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

- Ahir, H.; Bloom, N. & Furceri, D., (2019). *The global economy hit by higher uncertainty*. VoxEU.org.

- Akadiri, S. S.; Eluwole, K. K.; Akadiri, A. C. & Avci, T., (2020). "Does causality between geopolitical risk, tourism and economic growth matter? Evidence from Turkey". *Journal of Hospitality and Tourism Management*, *43*: 273-277. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jhtm.2019.09.002

- Amiri, F.; Derakhshani Darabi, K. & Asayesh, H., (2021). "Investigation the Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Sub-Sectors Value Added in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *10*(39): 247-267. doi: 10.22084/aes.2021.23324.3224 (In Persian).

- Anderson, D. A., (1999). "The Aggregate Burden of Crime". *Journal of Law and Economics, 42 (2):* 611-642.

- Asadi, Z. & Yavari, K., (2022). "The effect of sanctions on financial instability of Iranian banks". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 18(4): 1-35. doi: 10.22055/jqe.2020.30490.2131 (In Persian).

- Barro, R. & Grilli, V., (1994). "Economic Growth". In: R. Barro & V. Grilli (Eds.), *European Macroeconomics* (pp. 279-300). Macmillan Education UK. https://doi.org/10.1007/978-1-349-27904-3_14

- Bloom, N., (2009). "The impact of uncertainty shocks". *Econometrica, 77*(3): 623-685.

- Brunnermeier, M. K. & Pedersen, L. H., (2009). "Market liquidity and funding liquidity". *The Review of Financial Studies, 22*(6): 2201–2238.

- Burlaud, A., (2000). "À la recherche d'un système de mesure des performances: Application aux réseaux". In: Fabbe-Costes, N., Colin, J., Paché, G., Éds. (2000), *Faire de la recherche en logistique et distribution? Vuibert-Fnege*, Paris: 261-272.

- Feinberg, R.; Husted, T. & Burnham, R., (2004). "Central city crime and suburban economic growth". *Applied Economics*, *36*, 917-922. https://doi.org/10.1080/0003684042000233131

- Carter, C. K. & Kohn, R., (1994). "On Gibbs Sampling for State Space Models". *Biometrika*, 81(3): 541–553. https://doi.org/10.2307/2337125

- Chow, G.; Heaver, T. & Henriksson, L., (1994). "Logistics performance: Definition and measurement". *International Journal of Physical Distribution & Logistics Management, 24(1),* 17-28.

- Christopher, M. & Lee, H., (2004). "Mitigating supply chain risk through improved confidence". I*nternational Journal of Physical Distribution & Logistics Management, 34*(5) 388-396.

- Clark, J. M., (1917). "Business Acceleration and the Law of Demand: A Technical Factor in Economic Cycles". *The Journal of Political Economy*: 217-235.

- Colicchia, C. & Strozzi, F., (2012). "Supply chain risk management: a new methodology for a systematic literature review". *Supply Chain Management: An International Journal*, *17*(4): 403-418. https://doi.org/10.1108/13598541211246558

- Daniele, V. & Marani, U., (2011). "Organized crime, the quality of local institutions and FDI in Italy: A panel data analysis". *European Journal of Political Economy*, *27*(1): 132-142. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2010.04.003

- Daníelsson, J.; Valenzuela, M. & Zer, I., (2022). *How global risk perceptions affect economic growth.* VoxEU.org

- De Jong, D. J. & de Jonge, V. N., (1995). "Dynamics and distribution of microphytobenthic chlorophyll-a in the Western Scheldt estuary (SW Netherlands)". *Hydrobiologia*, *311*(1): 21-30. https://doi.org/10.1007/BF00008568

- Del Negro, M. & Otrok, C., (2008). *Dynamic Factor Models with Time-Varying Parameters: Measuring Changes in International Business Cycles.* Staff Reports 326, Federal Reserve Bank of New York.

- Dinh, T. T.-H.; Vo, D. H.; The Vo, A. & Nguyen, T. C., (2019). "Foreign Direct Investment and Economic Growth in the Short Run and Long Run: Empirical Evidence from Developing Countries". *Journal of Risk and Financial Management,* 12(4): 176. https://www.mdpi.com/1911-8074/12/4/176

- Durbin, J. & Koopman, S. J., (2001). *Time Series Analysis by State Space Methods*.

- Durbin, J. & Koopman, S. J., (2002). "A Simple and Efficient Simulation Smoother for State Space Time Series Analysis". *Biometrika*, *89*(3): 603–615. http://www.jstor.org/stable/4140605

- Meyer, D. F. & Mothibi, L., (2021). "The Effect of Risk Rating Agencies Decisions on Economic Growth and Investment in a Developing Country: The Case of South Africa". *Journal of Risk and Financial Management*, *14*(7): 288. MDPI AG. Retrieved from http://dx.doi.org/10.3390/jrfm14070288

- Frühwirth-Schnatter, S., (1992*). Data Augmentation and Dynamic Linear Models. Forschungsberichte / Institut für Statistik,* 28. Department of Statistics and Mathematics, WU Vienna University of Economics and Business, Vienna.

- Gaibulloev & Sandler, (2008). "Growth Consequences of Terrorism in Western Europe". *KYKLOS, 61:* 411-424.

- Ghadge, A. & Dani, S., (2012). "Supply chain risk management: Present and future scope". *The International Journal of Logistics Management, 23* (3): 313-339.

- Gordon, M. J., (1992). "The Neoclassical and a Post Keynesian Theory of Investment". *Journal of Post Keynesian Economics, 14(4):* 425-443.

- Goulas, E. & Zervoyianni, A., (2012). "Economic growth and crime: Does uncertainty matter". *Applied Economics Letter:* 420-427.

- Harvey, D., (1989). "From Managerialism to Entrepreneurialism: The Transformation in Urban Governance in Late Capitalism". *Geografiska Annaler. Series B, Human Geography*, *71*(1): 3–17. https://doi.org/10.2307/490503

- Heidari haratemeh, M., (2022). "Investigating the Impact of Corruption on Investment and Economic Growth". *Iranian Pattern of Progress*, *10*(2): http://www.ipoba.ir/article_150193.html?lang=en (In Persian).

- Hosseini, S. M. & Fahimi Far, F., (2013). "The role of development of the financing system and improvement of the business environment on economic growth". *The 6th conference on the development of the financing system in Iran*, Tehran. https://civilica.com/doc/293533/ (In Persian).

- https://data.worldbank.org/indicator

- https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/37792

- https://www.fitchsolutions.com/

- Karanassou, et al. (2007). "Capital Accumulation and Unemployment: New Insights on the Nordic Experience". *IZA Discussion Paper,* No. 3066: 1-26.

- Kim, C. & Nelson, C., (1999). *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

- Kordzangeneh, N.; Arman, S. A. & Motazerhojat, A. H., (2020). "Investigating and Comparing the Impact of the Global Financial Crisis on the Economies of Iran and Turkey using (DSGE) Method". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *9*(35): 177-217. doi: 10.22084/aes.2020.20761.2998 (In Persian).

- Korobilis, D., (2013). "Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *75*(2): 157-179. https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00687.x

- Dollar, D. & Kraay, A., (2004). "Trade, Growth, and Poverty". *The Economic Journal*, *114*(493): F22-F49. https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.2004.00186.x

- Lee, H. L., (2002). "Aligning supply chain strategies with product uncertainties". *California Management Review, 44*(3): 105-119.

- Liu, P.; Peng, Y.; Shi, Y. & Yang, J., (2021). "Financial structures, political risk and economic growth". *The European Journal of Finance*: 1-21. https://doi.org/10.1080/1351847X.2021.1879888

- Mankiw, N. G., (2015). *Principles of Economics,* Seventh Online Edition.

- Marcouiller, et al. (2002). "Insecurity and the pattern of trade: An empirical investigation". *The Review of Economics and Statistics, 84(2)*: 342-352.

- Marzban, H. & Ostadzad, A. H., (2015). "The Impact of Economic Sanctions on Gross Domestic Product and Social Welfare for Iran: Generalized Stochastic Growth Model". *Iranian Journal of Economic Research*, *20*(63): 37-69. doi: 10.22054/ijer.2015.4093 (In Persian).

- Mauro & Carmeci, (2007). "A Poverty Trap of Crime and Unemployment". *Review of Development Economics, 11(3):* 450-462.

- McCollister, et al., (2010). *The cost of crime to society: New crime-specific estimates for policy. www.elsevier.com/locate/drugalcdep*, 98-109.

- Neely, A.; Gregory, M. & Platts, K., (1995). "Performance measurement system design: A literature review and research agenda". *International Journal of Operations & Production Management, 15(4):* 80-116.

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

- Peri, G., (2004). "Socio-Cultural Variables and Economic". *Topics in Macroeconomics, 4(1)*: 1- 34.

- Prater, E., (2005). "A framework for understanding the interaction of uncertainty and information systems on supply chains". *International Journal of Physical Distribution & Logistics Management*, *35*: 524-539. https://doi.org/10.1108/09600030510615833 .

- Rahbar, F.; Mozaffari Khameneh, F. & Mohammadi, Sh., (2007). "Investment Difficulties and its Effect on Economic Growth in Iran". *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, *42*(4). (In Persian).

- Ray, et al., (2009). "Crime, Corruption and Institutions". *Monash University Discussion paper Nr. 20*: 1-52.

- Razali, A. R. & Tahir, I. M., (2011). "Review of the Literature on Enterprise Risk Management." *Business Management Dynamics*, 5: 8-16.

- Rezagholizadeh, M. & Rajabpour, H., (2021). "Financial Stress, Political Risk and Economic Growth: New Evidence of Iran". *Economic Growth and Development Research*, *12*(45): 74-59. doi: 10.30473/egdr.2020.53225.5837 (In Persian).

- Romer, P. M., (1986). "Increasing Returns and Long-Run Growth". *The Journal of Political Economy, 94(5):* 1002-1037.

- Sajjadieh Khajaviee, F.; Bakhtiari, S. & Ghobadi, S., (2021). "Evaluating the Impact of Household Preparedness Against Risk on Iran's Economic Growth". *Applied Economics,* 11(37): 21-35. doi: 10.30495/jae.2021.18979 (In Persian).

- Sajjadieh Khajaviee, F.; Bakhtiari, S. & Ghobadi, S., (2021). "The Impact of Country Risk Management on Economic Growth in the Selected OIC Countries [Research]". *Planning and Budgeting*, *26*(3): 101-130. https://doi.org/10.52547/jpbud.26.3.101 (In Persian).

- Samuelson, P. A., (1939). "Interactions between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration". *The Review of Economics and Statistics*, *21(2)*: 75-78.

- Sanchez-Rodrigues, V.; Potter, A. & Naim, M. M., (2010). "Evaluating the causes of uncertainty in logistics operations". *International Journal of Logistics Management, 21(1)*: 45-64.

- Simangunsong, E.; Hendry, L. C. & Stevenson, M., (2012). "Supply-chain uncertainty: a review and theoretical foundation for future research". *International Journal of Production Research*, *50*(16): 4493-4523. https://doi.org/10.1080/00207543.2011.613864

- Solow, R., (1957). "Technical *Change* and the aggregate production function". *Review of Economics and Statistics, 39*: 312-320.

- Sun, C.; Abbas, H. S. M.; Xu, X.; Gillani, S.; Ullah, S. & Raza, M. A. A., (2023). "Role of capital investment, investment risks, and globalization in economic growth". *International Journal of Finance & Economics*, *28*(2): 1883-1898. https://doi.org/https://doi.org/10.1002/ijfe.2514

- Tehrani, R.; Seraj, M.; Foroush Bastani, A. & Fallahpour, S., (2020). "Evaluation of the Effect of the Banking Sector Systemic Risk on the Macroeconomic Performance of Iran". *Financial Research Journal*, *22*(3): 297-319. doi: 10.22059/frj.2019.276790.1006830 (In Persian).

- Wang, Q.; Dong, Z.; Li, R. & Wang, L., (2022). "Renewable energy and economic growth: New insight from country risks". *Energy*, *238*: 122018. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.122018

- West, M. & Harrison, J., (1997). *Bayesian forecasting and dynamic models (2nd ed.)*. Springer-Verlag.

- Zare, M. H.; Ansari Samani, H.; simin, N. & Mahmoodi, Z., (2021). "The Effect of Economic, Political and Financial Risk on Capital Flight: Dynamic Panel Approach". *New economy and trad*, *16*(1): 95-127. doi: 10.30465/jnet.2021.7104 (In Persian).

Vol. 12, No. 46, Summer (2023)

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 Evaluation of the Free Trade Zones Effects on Provincial Value-Added Using the Synthetic Control Method

Miri, A.[1], Isazadeh, S.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26821.3510
Received: 2022.09.07; Accepted: 2022.11.26
Pp: 207-240

Abstract

In this study, due to the contradictory statements and the lack of studies on quantifying the effects of creating free zones on economic variables, the impact of this policy on the total economic value added in the provinces of West, East, Khuzestan and Gilan using the synthetic control method (SCM) has been examined. According to the results, the establishment of the Arvand Free Zone initially had a net positive effect. Then, from 1394, the net effect of policy become negative. Finally, the impact of policy on average in the whole period, has been about 8% of province value added. For Anzali Free Zone, according to the results, the average impact of policy is about 14%. After the enlargement of Anzali region in 1392, the impact of this policy increases to 30% per year. For Aras and Mako Free Zones, the impact of politics has been negative. The average effect of the policy for East Azerbaijan is (-4.5) percent and for West Azerbaijan is about (-4.7) percent per year.

Keywords: Total Economic Value Added, Free Zones, Synthetic Control Method (SCM).
JEL Classification: C30, L52, EO1.

1. Ph.D. student in Economic Sciences, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran (Corresponding Author).
Email: saeedisazadeh@gmail.com

Citations: Miry, A. & Isazadeh, S., (2023). "The Evaluation of the Free Trade Zones Effects on Provincial Value-Added Using the Synthetic Control Method". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(46): 207-240. doi: 10.22084/aes.2022.26821.3510
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4869.html?lang=en

1. Introduction

Much of the economic success of East Asia has been attributed to their use of Free Economic Zones (FEZs). This has led to a rush of countries seeking to replicate the export led growth and structural transformation in those countries by launching FEZ programs of their own. FEZs are areas where a government chooses to have different rules from the rest of the country. The zones are usually designed to attract investors in various industries with the aim to increase exports, employment, and production. FEZs are credited with promoting development in numerous countries, from the large-scale zones of China to the small industry parks scattered throughout Latin America and Asia. The scale of the expansion in recent years is unprecedented, and more zones may be developed over the next decade than during the three preceding decades combined. FEZs are not without their controversies, some zones have failed to attract investors, despite generous incentives. However, despite the popularity of FEZs as a policy tool in virtually all developing countries, little is known about the direct and indirect economic effects of FEZs and Despite the importance of FEZs and conducting numerous studies in Iran and the world, there are still serious questions and uncertainties about the effects of the FEZs creating. A systematic analysis of this question has mainly been hindered by weakness of conventional methods in measuring the effects of an economic policy. On this basis, this study aims to investigate the effects of FEZs on regional value-added in the provinces of Iran by using Synthetic Control Method (SCM).

2. Method

Synthetic control methods (Abadie and Gardeazabal, 2003; Abadie et al., 2010) have become widely applied in empirical research in economics and other disciplines. Under appropriate conditions, synthetic Concatrols provide substantial advantages as a research design method in the social sciences. These advantages, explain the increasing popularity of synthetic control methods in empirical research.

Suppose that we obtain data for J + 1 units: j = 1,2,….J + 1 Without loss of generality, assume that the first unit (j = 1) is the treated unit, that is, the unit affected by the policy intervention of interest. The donor pool", that is, the set of potential comparisons, j = 2,….., J + 1 is a collection of untreated units, not affected by the intervention. We assume also that our data span T periods and that the first T0 periods are before the intervention. For each unit, j, and time, t, we observe the outcome of interest, Y_{jt}. For each unit, j, also observe a set of k predictors of the outcome, $X_{1j},\ldots, X_{kj}$, which may include pre-intervention values of Yjt and which are themselves unaffected by the intervention. The k × 1 vectors $X_1,\ldots,X_{J+1}$contain the values of the predictors for units j = 1,…,J + 1, respectively. The k ×J matrix, X0 = [X2 · · · X J+1], collects the values of the predictors for the J untreated units. For each unit, j, and time period, t, we will define Y_{jt}^N to be the potential response without intervention. For the unit affected by the intervention, j = 1, and a post-intervention period, t > T0, we will define Y_{1t}^I to be the potential response under the intervention. Then, the effect of the intervention of interest for the affected unit in period t (with t > T0) is:

$$\tau_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N \qquad (1)$$

Because unit one" is exposed to the intervention after period T0, it follows that for t > T0 we have $Y_{1t} = Y_1^{It}$. Simply put, for the unit affected by the intervention and a post-intervention period we observe the potential outcome under the intervention. The great policy evaluation challenge is to estimate Y_{1T}^{N} for t > T0: how the outcome of interest would have evolved for the affected unit in the absence of the intervention. This is a counterfactual outcome, as the affected unit was, by definition, exposed to the intervention of interest after t = T0. As equation (1) makes clear, given that Y^{I}_{1T} is observed, the problem of estimating the effect of a policy intervention is equivalent to the problem of estimating Y_{1T}^{N}. Notice also that equation (1) allows the effect of the intervention to change over time. This is crucial because intervention effects may not be instantaneous and may accumulate or dissipate as time after the intervention passes.

3.Data

This paper aims to close the gap in the literature by examining the impact of Iran's established FEZ program on province total value-added. On this basis we constant synthetic of Gilan, Khozstan, East Azerbaijan and West Azerbaijan, with SCM. So we used data at the province level between 1999 – 2018. This data included to yearly Total value- added, agriculture value- added, industry value- added, mine value- added, education value-added, financial value- added and Population in provincial level.

4.Discussion

Based on the results, the establishment of Arvand Free Zone initially had a net positive effect on the added value in the province, so that in 2013 these positive effects reached their peak. Then, since 2013, the positive effects have been decreasing, and in 2014, the net effects of the policy have become negative. Finally, the average effect of the policy in the entire period was about 8% of the total value-added of the province. Also, the results of the placebo test confirm the unique trend of policy effects until 2014, and the measured effects can be attributed to the creation of free trade zones with great confidence (1.26). But after 2014, the effects cannot be attributed to policy with complete certainty because a number of other samples have the same trend as the constructed variable. For Anzali Free Zone, the trends of the artificial and real target variables were very similar before the implementation of the policy (2007), but since 2007, the simulated and real variables for Gilan have been separated and the effects of the policy have been negative. But from 2013, the effects of the policy become significantly positive and this increasing trend continued until 2018. The average effect of the policy after the formation of artificial Gilan is 14%. At the same time and due to the fact, that in 2012, the legislator has increased the geographical area of this region, the effective year of the policy has been moved forward and 2012 has been considered. Based on the results, since 2012, the effect of this policy on the value- added of the province increases significantly, so that the average effect of the policy after the establishment of artificial Gilan in 2012 reaches about 30%. Also, the results of the placebo test emphasize the uniqueness of the movement process of the simulated variable in comparison with the control group in the whole period of 2012. Therefore, with great confidence, the difference between real and simulated Gilan can be attributed to the effect

of the Anzali Free Trade Zone policy. At the same time, according to the positive results of Anzali Free Zone's effects on the value- added of Gilan after increasing its size, it is possible to positively evaluate the effect of increasing the size of the zone on the efficiency of the policy in Iran. And bringing forward the time of the impact of the policy can in a way emphasize the importance of infrastructure in the free trade zones performance.

For Aras Free Zone, the trend of artificial and real target variable before the implementation of the policy (2007) are completely coincident, but since 2007, the trend of variable movement is different. After 2007, the distance between the simulated variable and the actual variable increases significantly, and in 2012, this distance reaches its peak and then decreases. But it should be noted that, in general, the impact of the policy on the value- added of the East Azerbaijan has been negative. Based on the results, the average impact of the policy in the period after the implementation of the policy is (-4.5) percent. But at the same time, it should be noted that according to the results of the placebo test, one should be more careful in attributing these effects to the establishment of the free trade zones (compared to the other two regions).

For the Mako Free Zone, after 2012, the distance between the two graphs does not differ much, and the trend is the same as before 2012. But in general, and especially after 2013, the simulated variable is higher than the actual variable, and this means that if the Mako Free Zone was not established, the value- added of the province could have gone through a better trend than the target variable. Based on the results, the average effect of the policy in the period after the implementation of the policy is (-4.7) percent. But at the same time, like East Azarbaijan province and based on the results of the placebo test, one should be very careful in attributing the results to the policy of establishing the free zone.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲

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

ارزیابی تأثیرات سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری بر رشد منطقه‌ای با استفاده از روش کنترل مصنوعی

ایوب میری[۱]، سعید عیسی‌زاده[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26821.3510
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۱۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۰۵
صص: ۲۴۰-۲۰۷

چکیده

در این پژوهش باتوجه به اظهارات متناقض و خلأ مطالعاتی موجود درمورد کمّی‌کردن تأثیرات ایجاد مناطق آزاد بر متغیرهای اقتصادی، تأثیر این سیاست بر ارزش‌افزودهٔ کل اقتصادی استان‌های آذربایجان غربی، شرقی، خوزستان و گیلان با استفاده از روش کنترل ترکیبی بررسی شده است. براساس نتایج، تأسیس منطقهٔ آزاد اروند در ابتدا، تأثیرات خالص مثبت بر ارزش‌افزودهٔ استان خوزستان داشته است؛ سپس از سال ۱۳۹۴هـ.ش. اثر خالص سیاست منفی می‌شود. درنهایت اثر سیاست به‌طور متوسط در کل دوره حدود ۸٪ ارزش‌افزودهٔ خوزستان بوده است. برای منطقهٔ آزاد انزلی نیز براساس نتایج، میانگین اثر سیاست بر ارزش‌افزودهٔ استان گیلان حدود ۱۴٪ می‌باشد. پس از بزرگ‌تر شدن منطقهٔ انزلی در سال ۱۳۹۲ به‌طور معنی‌داری اثر این سیاست بر ارزش‌افزودهٔ استان افزایش می‌یابد؛ به‌طوری‌که میانگین تأثیر سیاست بر ارزش‌افزوده، به حدود۳۰٪ در سال می‌رسد. برای دو منطقهٔ آزاد ارس و ماکو به‌طور کلی اثر سیاست بر ارزش‌افزودهٔ کل منفی بوده است. براساس نتایج، میانگین تأثیر سیاست در بازهٔ بعد از اعمال سیاست برای آذربایجان شرقی (۴/۵-٪) و برای آذربایجان غربی (۴/۷-٪) در سال می‌باشد.

کلیدواژگان: ارزش‌افزودهٔ کل، مناطق آزاد تجاری، روش کنترل ترکیبی.
طبقه‌بندی JEL: .EO1, C30, L52

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: a.miry2712@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: saeedisazadeh@gmail.com

ارجاع به مقاله: میری، ایوب؛ و عیسی‌زاده، سعید، (۱۴۰۲). «ارزیابی تأثیرات سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری بر رشد منطقه‌ای با استفاده از روش کنترل مصنوعی». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۶): ۲۰۷-۲۴۰. (doi: 10.22084/aes.2022.26821.3510).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4869.html?lang=fa

۱. مقدمه

سیاست‌های توسعه‌ای مبتنی‌بر مکان[1] امروزه در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته مورد استقبال زیادی قرار گرفته است؛ به‌طور کلی کشورهای توسعه‌یافته از سیاست‌های توسعه‌ای مبتنی‌بر مکان مانند ایجاد مناطق ویژهٔ اقتصادی(SEZ)[2] و مناطق آزاد تجاری (FTZ)[3] برای ایجاد توازن منطقه‌ای استفاده می‌کنند، درحالی‌که کشورهای درحال‌توسعه بیشتر برای ارتقا و تنوع بخشی به صادرات، جذب سرمایه‌گذاری خارجی و درنهایت شتاب به رشد و توسعهٔ اقتصادی از این سیاست‌ها استفاده می‌کنند (بروشویچ[4]، ۲۰۲۰)؛ بنابراین امروزه ایجاد مناطق آزاد تجاری و ویژهٔ اقتصادی به‌عنوان ابزاری برای تحقق استراتژی‌های توسعهٔ برون‌گرا، موردتوجه بسیاری از کشورهای دنیا قرار گرفته است. این مناطق اغلب با هدف تقویت تولید، توسعهٔ صادرات، ایجاد اشتغال و جذب سرمایه در کشورها تأسیس می‌گردند. مناطق آزاد تجاری و ویژهٔ اقتصادی از ظرفیت‌های گوناگونی برای خلق مزیت برخوردارند. این ظرفیت‌ها اگر در چارچوب درستی به‌کار گرفته شوند و از اهداف اصلی خود، منحرف نگردند، می‌توانند ابزاری مؤثر برای ترقی و رشد صنعتی باشند (بانک جهانی[5]، ۲۰۰۸).

علی‌رغم اهمیت سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری به‌عنوان یک سیاست توسعه‌ای مبتنی‌بر مکان و علی‌رغم انجام مطالعات فراوان در سطح ایران و جهان هنوز سؤالات و ابهامات جدی درمورد تأثیرات سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری تا حد زیادی پابرجاست. یک از دلایل اصلی این خلأ مطالعاتی می‌تواند عدم توجه به تأثیرات پیرامونی این سیاست‌ها باشد؛ بدین‌معنی‌که بیشتر مطالعات در این‌زمینه به تأثیرات سیاست تنها بر خود منطقه که سیاست در آن اجرا شده است توجه کرده‌اند و به اثرات سرریز ناشی از این سیاست‌ها بر پیرامون بی‌توجهی نموده است.

به‌طورکلی تأثیرات اقتصادی–اجتماعی ایجاد مناطق آزاد تجاری به دو بُعد اثرات بر خود منطقه و تأثیرات بر نواحی پیرامونی خارج از منطقه تقسیم می‌شود؛ درنتیجه برای اندازه‌گیری اثرات این سیاست باید تأثیرات در هر دو سطح بررسی گردد. در ادبیات تحقیق برای محاسبه و اندازه‌گیری تأثیرات اقتصادی بر خود منطقه، تغییرات در معیارها و شاخص‌ها مانند ارزش‌افزودهٔ داخل منطقه، صادرات و واردات و... مورداستفاده قرار گرفته‌اند که تا حد زیادی این شاخص‌ها گویا هستند. هم‌زمان توجه به این نکته لازم است که با توجه به کوچک بودن واحد جغرافیایی موردنظر (جایی‌که سیاست در آن اجرا شده است) در قیاس با سرزمین مادر، تأثیرات سیاست بر خود منطقهٔ آزاد به احتمال زیاد مثبت است.

بُعد دوم تأثیرات، سرریز اقتصادی سیاست بر مناطق پیرامونی هستند. به‌طورکلی منظور از اثرات سرریز اقتصادی، اثراتی است که ایجاد مناطق آزاد تجاری از مسیر سرریز توسعهٔ تجارت بر پیرامون، کمک به شکل‌گیری روابط پیشین و پسین تولیدی، اثرات سرریز جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، تأثیر بر بهبود زیرساخت‌ها ارتباطی و صنعتی، کمک به بهبود فضای کسب و کار پیرامون و... باعث تقویت شاخص‌های اقتصادی در مناطق پیرامونی شده باشد؛ بنابراین در کنار اثرات درون‌منطقه‌ای ایجاد مناطق آزاد تجاری، اثرات فرامنطقه‌ای این سیاست نیز بسیار

---

1. Place-based policies
2. Special Economic Zones
3. Free Trade Zone
4. Brussevich
5. World bank

حائز اهمیت می‌باشد و بسته به این‌که این سیاست تا چه اندازه در جذب سرمایه‌گذاری خارجی، ارتقای تولید و افزایش صادرات موفق بوده است، اثرات سرریز آن می‌تواند ابعادی در سطح استانی (محدودتر) و ملی (گسترده‌تر) داشته باشد؛ بنابراین ارزیابی اثرات این سیاست در مقیاس درون منطقهٔ آزاد چندان نمی‌تواند دقیق، روشنگر و در قیاس با انتظارات و اهداف طراحی سیاست باشد؛ لذا لازمه جواب دقیق‌تر و برطرف کردن ابهامات در این‌زمینه، توجه به اثرات سیاست در مقیاسی بزرگ‌تر، یعنی سطوح ملی و استانی است؛ بنابراین لازم است تا جهت قضاوت بهتر درمورد تأثیرات سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری هم با توجه به اهداف و هم با توجه به اهتمام منطقه‌ای برای پیشبرد آن، اثرات این سیاست در سطح استانی نیز بررسی گردد.

در کنار بی‌توجهی به اثرات سرریز سیاست، یکی دیگر از دلایل اصلی این خلأ مطالعاتی، ضعف روش‌های مرسوم اقتصادی در کمی کردن تأثیرات یک سیاست است. اما به‌نظر می‌رسد به شرطی که بتوان تأثیر عوامل مداخله‌گر کنترل شود، روش‌های مقایسه‌ای قدرت بهتر و بیشتر در بررسی تأثیر سیاست‌های مبتنی‌بر مکان (ازجمله سیاست ایجاد مناطق آزاد) را داشته باشند؛ و بنابراین کمّی کردن تأثیرات سیاست‌ها بتواند تا حد زیادی در زمینهٔ بررسی عملکرد سیاست، روشنگرانه باشد و بتواند این ابهامات را روشن نماید.

در رشته‌های آزمایشگاهی تأثیر عامل مداخله‌گر بر تیمار با یک روش مقایسه‌ای–کنترلی محاسبه می‌شود. بدین‌صورت که برای محاسبه تأثیر عامل مداخله‌گر بر واحد تیمار ابتدا یک واحد کنترل بسیار مشابه با واحد تیمار درنظر گرفته می‌شود که وظیفه این واحد که در صفات مختلف بسیار شبیه واحد تمیار است کنترل اثر عوامل غیرقابل مشاهده است و بدین‌ترتیب سعی می‌شود تأثیر همهٔ عوامل غیر از مداخلهٔ بین دو نمونهٔ کنترل و تمیار یکسان باشد و سپس تغییرات عملکردی بر واحد تیمار نسبت به واحد کنترل به عامل مداخله نسبت داده شود. بر این‌اساس در اقتصاد مانند علوم آزمایشگاهی در طی چند دههٔ اخیر روش‌هایی موسوم به روش‌های شبه آزمایشگاهی را برای ارزیابی تأثیرات سیاست‌های اقتصادی توسعه داده‌اند. یکی از روش‌های شبه آزمایشی مرسوم برای بررسی تأثیر سیاست که بسیار مورداستفاده قرار گرفته است، روش –تفاوت در تفاوت– است؛ در این روش مانند روش‌های آزمایشگاهی، یک واحد موازی که بسیار شبیه به واحد تیمار است، شناسایی می‌شود؛ سپس تغییرات ناشی از متغیر بعد از دخالت در مقایسه با واحد کنترل به‌عنوان اثر سیاست (مداخله) شناخته می‌شود. اما مشکلی که وجود دارد این است که تا حد زیادی واحد کنترل مشابه به‌خصوص در موضوعات اقتصادی بسیار سخت پیدا می‌شود؛ بنابراین میزان صحت ادعای کنترل عوامل ناشناخته به‌میزان همگنی بین واحد کنترل و مداخله بستگی دارد؛ لذا در مواقعی که این واحد موازی عملاً وجود ندارد، بررسی اثر سیاستی با خلل مواجه می‌شود. بر این‌اساس «آبادی» و «گاردیبازال»[1] (۲۰۰۳) روش کنترل مصنوعی را برای تولید واحد موازی جایگزین پیشنهاد داده است؛ در این روش واحد کنترل مصنوعی از میانگین وزنی واحدهای مشابه ساخته می‌شود و بدین‌ترتیب با مقایسهٔ مسیر شبیه‌سازی شده واحد کنترل و واحد تیمار، تأثیر خالص سیاست بر متغیر موردنظر محاسبه می‌گردد.

---

[1]. Abadie & Gardeazabal

بنابراین با توجه به اهمیت پایش سیاست‌های اقتصادی و به‌خصوص بررسی دقیق‌تر تأثیر ایجاد مناطق آزاد تجاری بر عملکرد اقتصادی و ضعف در مطالعاتی قبلی در این‌باره و ابهامات و اختلاف نظرهای زیاد درمورد تأثیرات تشکیل این مناطق در سراسر جهان و ایران و همچنین عدم بررسی سرریز تأثیرات تأسیس این مناطق بر عملکرد متغیرها در سطح استان، این پژوهش درنظر دارد تأثیر ایجاد مناطق آزاد را بر عملکرد اقتصادی در استان‌های ایران را بررسی نماید. ساختار پژوهش حاضر به این‌صورت است که در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش آورده می‌شود؛ در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق ارائه خواهد شد؛ بخش چهارم، شامل تجزیه و تحلیل نتایج است؛ و در پایان نتایج کار و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

ریشهٔ تفکر تجارت آزاد به نظریات بنیان‌گذار «مکتب کلاسیک»، «آدام اسمیت» و طرف‌داران وی بازمی‌گردد؛ به اعتقاد آن‌ها، محصولی را که می‌توان از طریق تجارت آزاد و بر پایهٔ مزیت نسبی، ارزان‌تر به‌دست آورد، نباید تولید کرد. کلاسیک‌ها تجارت آزاد را مایهٔ پیشرفت، هم‌سطح شدن کشورها و تکامل قدرت تولیدی و افزایش سرمایه می‌دانستند. در مقابل «فردریک لیست»[1] بنیان‌گذار «مکتب تاریخی» در آلمان، مرحلهٔ رشد اقتصادی را موردتوجه قرار می‌دهد و اظهار می‌دارد که آزادسازی و کاهش حمایت‌های دولتی به‌نفع کشورهای توسعه‌یافته‌ای است که مراحل اولیه رشد را سپری کرده‌اند و قدرت تولیدی مناسبی برای رقابت دارند، اما کشورهای درحال توسعه که در ابتدای راه هستند، از آزادسازی‌های زودهنگام آسیب خواهند دید و هر نوع مواجهه میان دو اقتصاد در شرایط نابرابری توان تولیدی، منجر به تحمیل ارادهٔ اقتصاد قوی‌تر بر اقتصاد ضعیف‌تر و بروز سلطهٔ اقتصادی خواهد شد (لیست، ۱۳۸۰). لیست توصیه می‌کند کشورها برای جلوگیری از متضرر شدن در تجارت خارجی براساس ویژگی‌های اقتصادی–اجتماعی و سیاسی خود تصمیم‌گیری کنند و در شرایطی که هنوز در مراحل ابتدایی رشد هستند، دولت‌ها از صنایع داخلی حمایت‌های هدفمندی انجام دهند و بعد از دستیابی به قدرت، کم‌کم این حمایت‌ها را حذف کنند.

در این چارچوب کشورهای مختلف برای پیاده‌سازی آزادسازی تجاری از استراتژی و اقدامات متفاوتی را پیگیری کرده‌اند (دل‌انگیزان و بهزادی‌فر، ۱۳۹۲). یکی از سیاست‌های اقتصادی در جهت ایجاد بستر مناسب برای تجارت آزاد، آزادسازی در مقیاس محدود در یک کشور است که نمونهٔ موفق آن کشور چین است. که پس از تلاش برای تغییر استراتژی درونگرا به استراتژی برونگرا از سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری جهت ارتقای صادرات و ارتباط بیشتر با دنیای خارج استفاده نمود. پس از تجربهٔ موفق چین در این‌باره کشورهای مختلف جهان اقدام به تأسیس مناطق مختلف آزاد تجاری و صنعتی نمودند که براساس ادبیات تجربی شمار محدودی از این تجربه‌ها در سطح جهان موفق بوده‌اند.

---

[1]. List

مناطق آزاد بر بنیاد نگرش‌های برونگرا، مبتنی‌بر مزیت‌ها و فرصت‌های اقتصادی و با هدف گسترش صادرات شکل گرفتند. تأسیس مناطق آزاد و ویژهٔ اقتصادی به‌عنوان یکی از راهکارهای توسعهٔ کشورها با بهره‌گیری از فرصت‌های موجود در نظام اقتصاد جهانی به‌شمار می‌رود. این مناطق می‌توانند فرصت مناسبی جهت افزایش سرمایه‌گذاری خارجی در راستای ارتقا رقابت صنعتی و نهایتاً رشد اقتصادی جامعه فراهم نمایند.

به‌طورکلی تعاریف گوناگونی از مناطق آزاد و ویژهٔ اقتصادی ارائه شده است. عبارت «منطقهٔ ویژهٔ اقتصادی» عموماً برای توصیف یک منطقهٔ جغرافیایی مشخص در مبادی ورودی یا در داخل هر کشور که به‌لحاظ سیستم مالی، اداری و قانونی نسبت به سایر مناطق کشور آزادتر عمل می‌کند، به‌کار می‌رود (دیبرو گونوف و فارول[1]، ۲۰۱۵). تفاوت قوانین در این مناطق با سایر مناطق یک کشور، معمولاً در زمینهٔ شرایط سرمایه‌گذاری، مالیات و تجارت بین‌المللی می‌باشد؛ از طرف دیگر، این مناطق باید از سیستم اداری و اجرایی کارآمدتر برخوردارند (باسیاک[2]، ۲۰۱۱).

مناطق آزاد تجاری نیز، نواحی محصور و محافظت شده در کنار سواحل، فرودگاه‌ها و دیگر مکان‌ها هستند که کالا از طریق هوا، دریا و زمین بدون پرداخت عوارض گمرکی، برای امر تولید، پردازش و یا صدور مجدد وارد آن‌ها می‌گردد. این مناطق از مقررات عمومی کشور متبوع معاف بوده و با استفاده از مزایایی مانند بخشودگی مالیاتی و عوارض گمرکی، معافیت از مقررات ویژهٔ صادرات و واردات یا جذب سرمایهٔ خارجی و تکنولوژی مدرن، امکانات کسب درآمدهای ارزی را فراهم می‌سازند (سایت سازمان مناطق ویژهٔ تجاری، ۲۰۲۰). همچنین توسعهٔ صنعتی ملل متحد (۲۰۰۹)[3] منطقهٔ آزاد تجاری را، محرکی در جهت تشویق صادرات صنعتی می‌داند؛ بنابراین منطقهٔ آزاد تجاری ناحیه‌ای است صنعتی، شامل کارخانجات تولیدی مدرن، که دارای موقعیت مناسبی جهت سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی باشد.

می‌توان اثرات ایجاد مناطق آزاد و ویژهٔ اقتصادی بر پیرامون خود را در دو سطح داخل منطقه و خارج از منطقه بررسی کرد. تأثیرات ایجاد مناطق آزاد تجاری بر خود منطقه که سیاست در آن اجرا شده است از منظر اقتصادی تا حد زیادی واضح می‌باشد. این تأثیرات شامل جذب سرمایه‌گذاری خارجی، ایجاد زیرساخت‌ها در داخل منطقه و تغییرات در ارزش‌افزوده‌های کل منطقه می‌باشد که با شاخص‌ها و معیارهای اقتصادی قابل اندازه‌گیری است و حجم و اندازهٔ آن نیز مشخص است. اما آن‌چه که کمتر مورد بحث قرار گرفته است تأثیرات ایجاد این مناطق بر عملکرد اقتصادی در سطح مناطق پیرامونی است.

به‌طورکلی به اثرات مناطق آزاد تجاری بر پیرامون خود در کوتاه‌مدت و در بلندمدت اثرات سرریز ایجاد منطقهٔ آزاد گفته می‌شود که مهم‌ترین و اصلی‌ترین کانال تأثیرگذاری این سیاست از مسیر تولید و ارزش‌افزودهٔ کل است. تأسیس این مناطق سبب جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و ایجاد بنگاه‌هایی در درون‌منطقه می‌شود و از این مسیر می‌توان بر درآمدهای دولتی و ارزی، میزان اشتغال، ارتقای مهارت‌ها و فناوری‌های محلی، نوآوری، تنوع

---

[1]. Dobrogonov & Farole
[2]. Baissac
[3]. Unido

اقتصادی، بازتر شدن اقتصاد، سرریز دانش و فناوری و... تأثیر بگذارد(فارول و وینکلر[1]، ۲۰۱۴؛ فریک و رودریگز[2]، ۲۰۲۰؛ بروشویچ، ۲۰۲۰).

براساس مبانی نظری کانال‌هایی اصلی که مناطق آزاد می‌توانند بر رشد و توسعهٔ پیرامون مؤثر باشند، عبارتنداز: توسعهٔ تجارت خارجی، انباشت سرمایه داخلی و خارجی بهبود فناوری و زیرساخت‌های تولیدی، توسعهٔ امکانات و زیرساخت‌های پیرامونی. کارکرد این کانال‌ها و در نتیجهٔ میزان تأثیرگذاری این سیاست بر پیرامون براساس مبانی نظری به عواملی چند ازجمله: کیفیت و کارکرد شرکت‌های مستقر در منطقه و همچنین کارایی شرکت‌های پیرامون منطقه، ظرفیت نیروی کار آن‌ها و عوامل نهادی کشورهای میزبان بستگی دارد؛ بنابراین سرریزهای دانش محلی به‌شدت به ظرفیت جذب منطقه‌ای و توانایی‌های یادگیری کارگران و شرکت‌های محلی بستگی دارد (آگراوال[3]، ۲۰۰۷؛ فریک و رودریگز، ۲۰۲۰).

هرچه تعامل بین شرکت‌های موجود در مناطق آزاد و خارج از آن بیشتر باشد، تأثیرات سرریزها و ارتقای بهره‌وری محلی قوی‌تر خواهد بود. به‌طورکلی انگیزه‌های سرمایه‌گذاری، جایگاه در زنجیرهٔ تولید جهانی، شدت فن‌آوری، طول‌مدت حضور شرکت‌ها، کیفیت و کمّیت سرریزها را به اقتصادهای محلی تعیین می‌کند. از دیدگاه نظری، سرریزها می‌توانند در همان صنعت (به‌نام سرریزهای درون صنعتی یا افقی)، یا در صنایع مختلف (بین صنعتی یا عمودی) اتفاق بیفتند (مرزبان و نجاتی، ۱۳۹۱)؛ بنابراین، هم کیفیت و هم کمّیت پیوندهای پیشین و پسین برای اثرات سرریز اهمیت دارند؛ لذا از طریق مکانیسم‌های تعامل پیشین و پسین شرکت‌های موجود در مناطق آزاد می‌توانند هم دانش و فناوری را انتقال می‌دهند و هم استانداردهای تولید محلی یا نیروی کار را ارتقا می‌دهند (فارول و وینکلر، ۲۰۱۴؛ فریک و رودرویگویز، ۲۰۲۰؛ بانک جهانی، ۲۰۱۷). پیوندهای پیشین شرکت‌های محلی را تشویق می‌کند تا کارگران خود را آموزش دهند تا بتوانند انتظارات خریداران خود را برآورده کنند. هنگامی‌که شرکت‌ها اجازه تجارت با اقتصادهای محلی را داشته باشند و یا صرفاً صادرات محور نباشند، سرریزها می‌توانند به شرکت‌های موجود در مناطق نیز منتقل شود؛ بنابراین، پیوندهای پیشین و پسین می‌توانند اثرات مضاعف بر اشتغال، نوآوری و رشد محلی ایجاد کنند (بانک جهانی، ۲۰۱۷).

همچنین کشورهای میزبان از طریق ساختار اقتصادی، ویژگی‌ها و چارچوب‌های نهادی بر میزان جذب سرریزها تأثیر می‌گذارند. ویژگی‌هایی مانند مقررات و سختی‌های بازار کار، در دسترس بودن حمایت مالی برای شرکت‌های ورودی، حقوق مالکیت معنوی، و سطوح زیرساخت یادگیری و نوآوری، گسترهٔ ارتباط بین مناطق آزاد تجاری و بازارهای محلی را شکل می‌دهد (بانک جهانی، ۲۰۱۷).

نزدیکی مناطق آزاد تجاری به مناطق با سابقهٔ صنعتی و تجاری نیز برای سرریزها مهم است. استقرار مناطق آزاد در مناطقی با سابقهٔ تاریخی و نزدیکی رشتهٔ فعالیت شرکت‌های داخل و خارج منطقه می‌تواند منافع حاصل از مناطق آزاد تجاری را از طریق سرریزهای فناوری و دانش به داخل میسر کند (فریک و رودریگز ، ۲۰۲۰؛ بانک جهانی، ۲۰۱۷). همچنین نزدیکی به بازارهای بزرگ‌تر اغلب به‌عنوان عاملی درنظر گرفته می‌شود که به‌طور

---

1. Farole & Winkler
2. Frick & Rodríguez
3. Agrawal

قابل‌توجهی بر سرریزها تأثیر می‌گذارد. «باریوس» و همکاران[1] (۲۰۰۶) نشان می‌دهند که در ایرلند، شرکت‌های خارجی که در نزدیکی با کانون‌های جمعیتی بزرگ‌تر هستند، به‌طور قابل‌توجهی بهره‌وری و اشتغال شرکت‌های تولیدی محلی را افزایش داده‌اند. به‌همین ترتیب، نشان داده شده است که محل قرارگیری منطقه در نزدیکی خوشه‌های صنعتی قدیمی تأثیر مثبت مهمی بر سرریزها دارد (بانک جهانی، ۲۰۱۷).

بنابراین و در جمع‌بندی می‌توان گفت مناطق آزاد تجاری از مسیر توسعهٔ تجارت، جذب سرمایه‌گذاری خارجی و تأثیر بر محیط‌زیست مناطق باعث رشد تولید و ارزش‌افزوده در خود منطقه می‌شوند و در صورت مهیا بودن شرایط و زمینه‌ها از طریق کانال‌های مختلف ازجمله سرریزهای دانش، پیوندهای پیشین و پسین و تأثیر بر بازار کار این اثرات می‌تواند در مناطق پیرامونی منتشر شود و هم‌زمان شدت و ضعف این تأثیرات بر پیرامون ازطریق عواملی ازقبیل مختلف ویژگی‌های مربوط به منطقه، ویژگی‌های مربوط به شرکت‌های مستقر در منطقه، ظرفیت جذب و چارچوب و بستر نهادی، تقویت یا تضعیف می‌شود.

۳. پیشینهٔ پژوهش

در این قسمت مطالعاتی را که به‌نحوی با موضوع این پژوهش در ارتباط هستند در دو بخش داخلی و خارجی از جدید به قدیم ارائه می‌گردد.

۳-۱. مطالعات داخلی

«محمدی‌فر» و «پناهی» (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل و بررسی عملکرد اقتصادی مناطق آزاد تجاری صنعتی جمهوری اسلامی ایران» با استفاده از روش تحلیلی-توصیفی طی بازهٔ زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸پرداخته‌اند. براساس نتایج سهم این مناطق (بالحاظ صادرات خدمات) از صادرات غیرنفتی کشور حدود ۱٪، از میزان تولید حدود ۱٪، از تعداد واحدهای تولیدی فعال کمتر از ۳٪، از جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی حدود ۱۰٪ و از اشتغال‌زایی کل کشور حدود ۴٪ است. میزان واردات کالا از طریق مناطق آزاد نیز حدود دو برابر صادرات کالا از این مناطق به خارج از کشور است. شایان ذکر است وسعت مناطق آزاد بیش از سه برابر وسعت شهرک‌ها و نواحی صنعتی کشور بوده، اما میزان اشتغال در شهرک‌های صنعتی بیش از سه برابر اشتغال در مناطق آزاد کشور است. همچنین در این پژوهش مهم‌ترین دلایل شکست این سیاست در ایران، اعطای غیرهدفمند معافیت‌ها و امتیازات، وابستگی منابع درآمدی مناطق آزاد به واردات، نبود زیرساخت‌های متناسب با اهداف مولد، تعیین نامناسب وسعت و مکان یابی غیردقیق مناطق آزاد عنوان شده است.

«صولتی» (۱۴۰۰)، در پژوهشی با عنوان «نقش مناطق ویژهٔ اقتصادی در اشتغال‌زائی و سطح رفاه» به بررسی نقش مناطق ویژهٔ اقتصادی در میزان اشتغال زایی و سطح رفاه در شهرهای ساحلی شمالی کشور با استفاده از روش توصیفی-پیمایشی پرداخته است. براساس نتایج پژوهش مناطق ویژهٔ اقتصادی نقش مثبت و معنی‌داری در میزان

[1]. Barious et al.

اشتغال در شهرهای ساحلی شمالی دارند، اما بین مناطق ویژهٔ اقتصادی و سطح رفاه ساکنین شهرهای ساحلی شمالی رابطهٔ معناداری یافت نشد.

در مطالعه‌ای که توسط «مدرسهٔ حکمرانی شهید بهشتی» (۱۳۹۸)، با عنوان «جذب سرمایه‌گذار در مناطق آزاد تجاری صنعتی» انجام شده است؛ با مقایسهٔ زمینه‌ها و قوانین موجود در ایران و چین، علل اصلی شکست مناطق آزاد تجاری در ایران را بی‌توجهی به تولید در این مناطق، انتخاب نقطه نامناسب، عدم وجود زیرساخت مناسب، عدم وجود نگاه کلان و استراتژیک به مسأله، چالش‌های قانونی مانند: نحوهٔ محاسبهٔ ارزش‌افزوده در مناطق، ابهامات در زمینهٔ قانون جذب سرمایه‌گذاری خارجی به‌خصوص مسائل مربوط به مالکیت آن‌ها، نامناسب بودن قوانین بانکی و بیمه در مناطق آزاد، نبود مدیریت یکپارچه، تعارض با نهادهای دیگر در منطقه، می‌داند.

«مرکز پژوهش‌های مجلس» در سال ۱۳۹۶ در بررسی کارشناسی لایحهٔ ایجاد هفت منطقهٔ آزاد تجاری-صنعتی و ۱۲ منطقهٔ آزاد تجاری، به آسیب‌شناسی سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری و مناطق ویژه پرداخته است. این گزارش دلیل اصلی تقاضا و تلاش دولت و مجلس را برای ایجاد مناطق آزاد علی‌رغم موفق نبودن آن‌ها را، بیشتر مطالبهٔ مردمی در این مناطق می‌داند. همچنین در این پژوهش یکی از مهم‌ترین مشکلات مناطق آزاد تجاری قبلی را بزرگ بودن این مناطق، نبود زیرساخت‌های ارتباطی مناسب، عدم مشخص بودن مأموریت دقیق هر منطقه می‌داند.

«سازمان برنامه و بودجه» (۱۳۹۵)، در گزارش عملکرد قانون برنامهٔ پنجم توسعه از ایدهٔ تشکیل مناطق آزاد تجاری علی‌رغم ضعف‌های آن دفاع می‌کند، اما همزمان با توجه به مشکلات ایجاد شده در اثر آن به‌طورکلی تشکیل مناطق آزاد تجاری جدید را با توجه به مشکلات موجود این مناطق به صلاح نمی‌داند. در این گزارش تصریح شده است که: ایجاد مناطق آزاد و ویژهٔ اقتصادی در کشور، اگرچه ازنظر ماهیت و فلسفهٔ وجودی دارای پشتوانهٔ علمی و عملیاتی مناسبی بوده است، اما معافیت‌های متعدد در این بخش و عدم شفافیت دادوستد مربوط به این مناطق همواره به‌عنوان یکی از معضلات اساسی نظام مالیاتی مطرح بوده و نه‌تنها بخشی از درآمدها از سبد مالیات کشور حذف می‌گردد، بلکه عدم شفافیت و عدم ارائه اطلاعات در آن مناطق نیز شناسایی نشده و اقتصاد زیرزمینی در مناطق مذکور افزایش می‌یابد که به‌تبع آن موجب افزایش فرار مالیاتی خواهد شد.

«اتاق بازرگانی ایران» (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان «مناطق آزاد تجاری و ویژهٔ اقتصادی بسترها و الزامات، چالش‌ها و راهکارها» عملکرد این مناطق و چرایی شکست سیاست آن را مورد بررسی قرار داده است. در این پژوهش با بررسی‌های آماری، نشان می‌دهد که درحال‌حاضر عملکرد این مناطق با اهدافی که از تأسیس آن‌ها تصور شده است، به‌وضوح فاصله دارد. آمارها نشان می‌دهند که بنیهٔ تولیدی در این مناطق ضعیف است و زیرساخت‌ها و الزامات اولیه مهیا نگردیده است. درنهایت در این طرح تحقیقاتی از عمده دلایل شکست عملکرد در این مناطق را به اختصار به مواردی نظیر بی‌توجهی به تولید، انتخاب نقطهٔ جغرافیایی نامناسب و عدم وجود زیرساخت‌های لازم، عدم وجود نگاه استراتژیک و کلان به موضوع و چالش‌های قانونی نسبت می‌دهد که باعث گردیده این مناطق بیش از آن‌که سکویی برای صادرات باشند، به محلی برای واردات بی‌رویه شده‌اند و کارکرد توسعه‌ای خود را از دست بدهند.

فصیحی (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان «بررسی تطبیقی نقش و تأثیر مناطق آزاد در ایران و جهان» با روش توصیفی-تحلیلی به مقایسه و ارزیابی عملکرد مناطق آزاد کشور با چند کشور منتخب آسیایی پرداخته شده است. نتایج حاصله حکایت از آن دارد که کشورهای چین، سنگاپور، تایوان، ترکیه و امارات متحده عربی از این‌طریق توانسته‌اند حجم قابل‌توجهی سرمایهٔ خارجی جذب نموده و اشتغال گسترده‌ای ایجاد کنند و ضمن جلب فناوری‌های پیشرفته، صادرات خود را وسعت بخشند؛ اما ایجاد این مناطق در کشور ایران تاکنون موفقیتی به همراه نداشته و مناطق آزاد به بازار واردات کالاهای مصرفی قاچاق تبدیل شده‌اند. وی همچنین مهم‌ترین دلایل عدم موفقیت تجربهٔ مناطق آزاد تجاری را در ایران نبود زیرساخت‌های مناسب، وجود کاستی در قوانین و موانع سیاسی ناشی از تحریم‌های و مشکلات سیاسی با غرب می‌داند.

۲-۳. مطالعات خارجی

«بروشویچ» (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اثرات اقتصادی- اجتماعی مناطق آزاد تجاری در کشور کامبوج» تأثیرات اقتصادی و اجتماعی مناطق آزاد تجاری، شامل تأثیر بر میزان ترک تحصیل، اثرات سرریز آن، تأثیرات بر اشتغال، دستمزد و قیمت زمین را با استفاده از روش کنترل ترکیبی در بازهٔ ۲۰۰۰ – ۲۰۱۷م. بررسی نموده است. براساس نتایج این تحقیق، اولاً دستمزد در این مناطق در قیاس با مناطق دیگر تفاوت چندانی نداشته است؛ اما در مورد زنان، اشتغال و دستمزد آنان در این مناطق رشد بیشتری را نسبت به مردان داشته است و در نتیجه نابرابری در دستمزدها کمی تعدیل شده است. میزان ترک تحصیل در این مناطق و در مناطق همجوار این مناطق بیشتر شده است. همچنین قیمت زمین نیز در این مناطق افزایس بیشتری را نسبت به گروه کنترل تجربه نموده است.

«فریک» و «رودریگز» (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان «آیا مناطق ویژهٔ اقتصادی در کشورهای درحال توسعه باعث تأثیرگذاری بر مناطق پیرامونی می‌شوند؟» به بررسی تأثیرات ایجاد مناطق آزاد تجاری بر رشد اقتصادی مناطق پیرامونی در مجموعه‌ای از کشورهای درحال توسعه با استفاده از اطلاعات موسوم به داده‌های شبانه پرداخته است. براساس نتایج این سیاست تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در مناطق مجاور داشته است. همچنین براساس نتایج، ظرفیت جذب در مناطق پیرامونی، عامل تعیین‌کننده در جذب این سرریزهای اقتصادی است.

فریک و همکاران (۲۰۱۹)، در پژوهشی عوامل مؤثر بر عملکرد مناطق آزاد تجاری با رشد اقتصادی در کشورهای درحال ظهور را مورد بررس قرار داده‌اند. این مقاله از داده‌های شبانه برای نشان‌دادن عملکرد مناطق آزاد تجاری در تعداد زیادی از کشورها استفاده کرده است. نتایج اصلی تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که: الف) حفظ رشد منطقه در طول زمان دشوار است. ب) تلاش برای ارتقاء بخش فناوری یا ارزش‌افزودهٔ اقتصاد در این مجموعه کشورها بسیار سخت است. ج) اندازهٔ منطقه مهم است؛ مناطق بزرگ‌تر از نظر پتانسیل رشد دارای مزیت هستند. علاوه‌بر این، بستر و زمینهٔ کشور به‌طور قابل‌توجهی عملکرد این مناطق را تعیین می‌کند. نزدیکی به بازارهای بزرگ و همچنین صنعتی بودن از قبل نیز عملکرد این مناطق را بهبود می‌بخشد.

«بانک جهانی» (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان «بررسی عملکرد مناطق آزاد و تأثیرات آن» در یک تحقیق جامع عملکرد این مناطق با یک مدل رگرسیونی با استفاده از اطلاعات مربوط به دیتابیس «برنامهٔ رقابت و نواری صنعتی

بانک جهانی»[1] در بازهٔ زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲م. برای حدود ۵۰۰ منطقه در سراسر دنیا مورد بررسی قرار داده است. براساس نتایج، مناطقی که قوانین انگیزشی مالکیتی بهتری مانند مالکیت کامل سرمایه‌گذاری خارجی و همچنین مشوق‌های بهتر مالیاتی ارائه می‌کنند، عملکرد بهتر نسبت به مناطق دیگر دارند. همچنین درمیان عوامل فیزیکی دو عامل اندازهٔ منطقه و تخصص منطقه از اهمیت بیشتر برخوردار هستند. در اینجا مناطق بزرگ‌تر عملکرد بهتری نسبت به مناطق کوچک‌تر دارند و مناطق با تولیدات محصولاتی با شدت تکنولوژی کمتر و شدت بیشتر در به‌کارگیری نیروی کار عمکرد بهتری داشته‌اند. همچنین عملکرد مناطق تحت‌تأثیر فضای کلی کشور و منطقه است. ساختار هزینهٔ بنگاه‌ها، پیشینهٔ یک منطقه در تولید کالای خاص مرتبط با عمکلرد منطقه و همچنین دسترسی به بازار کشورهای توسعه‌یافته بر عملکرد مناطق تأثیر مثبت داشته‌اند.

«مومبرگ» (۲۰۱۵) در مقاله ای با عنوان «اقتصاد سیاسی مناطق آزاد تجاری» به بررسی چرایی عدم موفقیت تجربهٔ ایجاد مناطق آزاد تجاری با استفاده از «چارچوب تحلیلی اقتصادی سیاسی مستحکم»[2] می‌پردازد. چارچوب اقتصاد سیاسی مستحکم تقابل منافع شخصی، ضعف اطلاعات شدید ازسوی برنامه‌ریز اجتماعی و رانت‌جویی را مهم‌ترین دلیل شکست تجربهٔ ایجاد مناطق آزاد تجاری در کشورهایی با ضعف شدید در ساختاری نهادی و قانونی می‌داند. در این چارچوب زمینه و بستر تاریخی و سیاسی ایجاد مناطق آزاد بسیار مهم است؛ به‌عبارتی در یک چارچوب نهادی مستحکم و مناسب تجربهٔ مناطق آزاد می‌تواند موفق باشد، اما در یک چارچوب نهادی نه‌چندان مناسب این تجربه به تخصیص نامناسب و انحراف منابع و درنهایت رانت‌جویی به‌دلیل نبود اطلاعات کافی ختم خواهد شد.

«تریکاشانا» (۲۰۱۱)، در پژوهشی با عنوان «اقتصاد سیاسی مناطق آزاد تجاری در هند» به بررسی تجربهٔ هند در عرصه ایجاد مناطق آزاد تجاری با استفاده از یک چارچوب اقتصاد سیاسی پرداخته است. در این تحقیق ابتدا با استفاده از اطلاعات مربوط به صادرات، سرمایه‌گذاری خارجی و تولید در این مناطق نتیجه می‌گیرد که در قیاس با نمونه‌های موفق مناطق آزاد تجاری مانند چین، تجربهٔ مناطق آزاد در این کشور تجربه‌ای شکست‌خورده است. نویسنده با مقایسهٔ عملکرد این مناطق و بررسی ادبیات تجربی دلیل اصلی شکست تجربهٔ هند را مشکلات مربوط به ضعف اطلاعاتی می‌داند. مشکلاتی که درنهایت به‌دلیل وجود امتیازات ویژه در این مناطق عملاً منجر به رانت‌جویی نزد افراد خاص و در نتیجه انحراف مناطق از فلسفه وجودی آن خواهد شد؛ سپس نویسند سه ضعف اطلاعاتی اصلی طراحان مناطق آزاد را با توجه به مطالعهٔ تجربه هند را این‌گونه معرفی می‌کند: کجا؟ باتوجه به شرایط موجود درمیان گزینه‌های مختلف چه جایی برای تأسیس مناطق مناسب‌تر است؟ چه صنعتی؟ با توجه به شرایط منطقه انتخابی چه صنعت خاصی باید در این منطقه رشد کند؟ کدام واحدها؟ با توجه به پروپزال‌های تقدیمی کدام واحدها و براساس چه معیاری حق استفاده از مشوق‌ها را دارند؛ بنابراین و درنهایت تا سیاست‌گذاران به این سه سؤال جواب مناسب ندهند، همچنان ضعف اطلاعاتی باعث شکست مناطق آزاد تجاری و دامن زدن به فساد و رانت‌جویی خواهد شد.

---

[1]. Competitive Industries and Innovation Program
[2]. Robust Political Economy

با بررسی مطالعات پیشین در زمینهٔ عملکرد مناطق آزاد تجاری چند نکته قابل ذکر است. اولاً این‌که در قریب به اتفاق مطالعات داخلی و خارجی تأثیر عوامل مختلف بر متغیرهای عملکردی مانند صادرات، سرمایه‌گذاری خارجی و رشد منطقه‌ای بررسی شده است. درحقیقت پیش‌فرض این مدل‌ها و مطالعات این است که تمام تفاوت ایجاد شده در متغیر وابسته مربوط به تأثیر سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری است. این درحالی است که این تفاوت به‌راحتی قابل تعمیم به اثر سیاست نیست و می‌تواند توسط سایر عوامل مشاهده نشده، ایجاد شده باشد. همچنین در شماری دیگر از مطالعات، به‌خصوص مطالعات داخلی با مقایسهٔ عملکرد متغیرها در منطقهٔ آزاد با نمونه‌های مشابه موفق در جهان درمورد اثر سیاست، ارزیابی صورت گرفته است و به‌راحتی و بدون درنظر گرفتن پیش‌زمینه و بستر متفاوت کشورها، تفاوت در عملکرد دو منطقه را دلیل شکست آن معرفی کرده‌اند. این درحالی است که اساساً باید گفت درمورد چین، کره‌جنوبی و امارات موفقیت سیاست ایجاد مناطق آزاد در این کشور چندان از علت موفقیت کلی اقتصادی این کشورها جدا نیست و به احتمال بسیار زیاد شکست سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری در کشورهای درحال توسعه از علل شکست دیگر سیاست‌های اقتصادی در این کشورها نمی‌تواند چندان جدا باشد؛ بنابراین الزاماً مقایسهٔ عملکرد اقتصادی مناطق آزاد تجاری این کشورهای با پیشینهٔ نهادی، سیاسی و اقتصادی متفاوت، چندان نمی‌تواند مبنای دقیق برای قضاوت درمورد شکست یا موفقیت یک طرح و سپس بررسی چرایی این شکست باشد؛ بنابراین در اکثر مطالعات پیشین علی‌رغم ادعای بررسی عوامل مؤثر بر عملکرد سیاست ایجاد مناطق آزاد در عمل تلاشی در جهت کمی کردن عملکرد این سیاست نشده است.

نکتهٔ دیگری که وجود دارد، به‌خصوص درمورد مطالعات داخلی این است که عملاً در قریب به اتفاق مطالعات برای بررسی تأثیرات سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری تنها به روش‌های تحلیلی توصیفی اکتفا شده است و تلاشی برای کمّی کردن این اثرات صورت نگرفته است. در مطالعات خارجی نیز تنها در مطالعهٔ «بروشویچ» (۲۰۲۰) در جهت کمّی کردن اثرات ناشی از سیاست ایجاد مناطق آزاد تلاش شده است. این درحالی است که در مطالعات دیگر در زمینهٔ ارزیابی یک سیاست مانند مطالعهٔ «آیادی» و «گاردیبازال» (۲۰۰۳) و «آبادی» و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از یک روش شبه آزمایشی نسبت به بررسی تأثیرات تروریسم یا قانون خاص مالیاتی اقدام شده است و به‌نظر می‌رسد کاربرد این روش برای محاسبهٔ تأثیرات مناطق آزاد تجاری برای اولین‌بار، درمورد عملکرد سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری با کنترل کردن عوامل مشاهده نشده و زمینه‌ای، می‌تواند بسیار روشن‌کننده باشد و خلأ مطالعاتی در این‌زمینه را پوشش دهد.

٤. روش انجام پژوهش

روش کنترل مصنوعی در مقایسه با روش‌های تفاوت در تفاوت (ساده و شرطی) روش همسان‌سازی و تحلیل رگرسیون، قادر به کنترل عوامل غیرقابل مشاهده و متغیر می‌باشد؛ علاوه‌بر این، در این روش امکان انتخاب واحدهای کنترل به صورت سیستماتیک و از یک فرآیند بهینه‌یابی امکان‌پذیر می‌باشد (آبادی و گاردیبازال، ۲۰۰۳؛ آبادی و همکاران، ۲۰۱۰). که در ادامه به شکل دقیق‌تر شرح داده خواهد شد.

فرض می‌شود یک نمونه شامل J+1 عضو (واحد) وجود دارد که درمیان آن‌ها واحد J = 1 واحد درمان (تأثیر سیاست بروی آن سنجیده می‌شود) می‌باشد. J+1 ,… J = 2 گروه مقایسه بالقوه هستند. همچنین فرض کنید t

T=1,… بیانگر دوره‌های زمانی می‌باشند. نمونه شامل تعداد مثبتی از دوره‌های قبل از درمان (T_0) و تعداد مثبتی از واحدهای بعد از درمان (T_1) است به‌طوری‌که $T = T_0 + T_1$ می‌باشد. فرض می‌شود واحد J = 1 تحت‌تأثیر سیاست توسعه‌ای در دورهٔ T_0 +1,….T قرار می‌گیرد درحالی‌که برنامه، هیچ تأثیری روی نتایج در دوره‌های قبل از درمان (1,….T0) ندارد.

فرض کنید Y_{it}^N مقادیر قابل مشاهده برای واحدiام در زمان tام درصورتی‌که واحد تحت درمان قرار گیرد باشد. فرض می‌شود که اجرای برنامه هیچ تأثیری روی نتایج مربوط به قبل از اجرای سیاست ندارد؛ بنابراین برای دورهٔ قبل اعمال سیاست و برای همهٔ واحدها داریم:

$$Y_{it}^I = Y_{it}^N \qquad (۱)$$

اگر $Y_{it}^I = Y_{it}^N a_{it}$ - تعریف شود در این‌صورت a_{it} نشانگر اثر اجرای برنامه برای واحد تیمار در سال t است. از آنجایی‌که متغیر هدف برای واحد تیمار قابل مشـــاهده اســـت. برای تخمین a_{it} تنها نیاز به تخمین Y_{it}^N (نتایج مربوط به واحد کنترل) داریم.

فرض می شود که Y_{it}^N توسط یک مدل عاملی[1] مانند رابطهٔ (۲) حاصل می‌شود:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

که در آن:

δ_t: یک عامل مشترک ناشناخته با وزن عاملی ثابت در بین واحدها

z_i : یک بردار $(1 * r)$ از ویژگی‌های قابل مشاهده‌ای که تحت‌تأثیر برنامه قرار نمی‌گیرند.

λ_t :یک بردار $(1 * F)$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده

μ_i : یک بردار $(1 * F)$ از وزن‌های عاملی ناشناخته

و ε_{ij} شوک‌های لحظه‌ای غیرقابل مشاهده که دارای میانگین صفر هستند، می‌باشد.

حال یک بردار $(J * 1)$ از وزن‌ها به‌صورت $w = (w_2 \ldots w_{j+1})'$ تعریف می‌شود، به‌طوری‌که:

$$0 < w_{ij} < 1 \quad for\ j = 2 \ldots j \qquad (۳)$$

$$w_2 + \ldots + w_{j+1} = 1$$

با انتخاب هر مقدار خاص برای از W در واقع یک گروه کنترل ترکیبی بالقوه ایجاد شده است. مقادیر متغیر بازدهی به ازای هر مقدار بردار W به‌صورت رابطهٔ (۴) است:

$$\sum_{j=2}^{j+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{j+1} w_j z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{j+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{j+1} w_j \varepsilon_{jt} \qquad (۴)$$

[1]. Factor Model

حال فرض کنید مجموعه‌ای از وزن‌های بهینهٔ $W^* = (w_2^* + \ldots + w_{j+1}^*)$ وجود دارد، به‌طوری‌که:

$$\sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{j1} = Y_{11}\,,\ \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{j2} = Y_{12}\,,\ldots,\ \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{jT} = Y_{1T} \qquad (۵)$$

$$\sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_j = Z_1$$

«آبادی» و همکاران (۲۰۱۰) ثابت کرده‌اند که چنان‌چه $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t \lambda_t'$ غیر منفرد باشد؛ بنابراین

$$Y_{it}^N - \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{j1} = \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_{t\left(\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n \lambda_n\right)} \lambda_s' \left(\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1j}\right) - \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* \left(\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1j}\right) \qquad (۶)$$

همچنین آن‌ها ثابت کرده‌اند که تحت شرایط استاندارد، چنان‌چه تعداد دوره‌های قبل از دخالت نسبت به اندازهٔ شوک‌های انتقالی بزرگ باشد، میانگین سمت راست معادلهٔ فوق به صفر نزدیک خواهد شد؛ بنابراین برای دورهٔ بعد از اعمال سیاست تخمین زن a_{1t} به‌صورت رابطهٔ (۷) خواهد بود (آبادی و گاردیبازال، ۲۰۰۳؛ آبادی و همکاران، ۲۰۱۰).

$$\hat{\alpha_{1t}} = Y_{j1} \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Y_{j1} \qquad (۷)$$

همان‌گونه که در قسمت‌های قبل بیان شد این پژوهش درنظر دارد تأثیر سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری (منطقهٔ آزاد: ماکو، اروند، ارس، و انزلی) را بر ارزش‌افزودهٔ استانی چهار استان: آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، خوزستان و گیلان با استفاده از روش کنترل مصنوعی بررسی نماید. همان‌گونه‌که در روش‌شناسی مربوط به روش گروه کنترل مصنوعی اشاره شد. اساس این روش بر مقایسهٔ روند حرکتی متغیرهای هدف با یک واحد کنترل مصنوعی بنا نهاده شده است. بر این‌اساس اولین مرحله در شناسایی متغیرهای هدف است که قرار است برای آن‌ها روش کنترل مصنوعی به‌کار گرفته شود.

یکی از اصلی‌ترین اهداف مناطق آزاد تجاری کمک به رشد و توسعهٔ مناطق است؛ بر این‌اساس و در راستای اهداف ایجاد مناطق آزاد تجاری مهم‌ترین متغیر برای محاسبهٔ تأثیرات ایجاد مناطق آزاد تجاری، ارزش‌افزودهٔ کل است که می‌تواند مجموع تأثیرات یک سیاست را بهتر از هر متغیر دیگر نشان دهد. برای محاسبهٔ این متغیر از اطلاعات مربوط به ارزش‌افزودهٔ کل در هر منطقه که اطلاعات آن از سالنامه‌های آماری هر استان استخراج می‌شود به‌عنوان شاخصی جهت نشان‌داد بهتر عمکرد اقتصادی استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که اطلاعات مربوط به ارزش‌افزودهٔ استان‌ها بدون‌لحاظ کردن بخش نفت می‌باشد.

براین اساس برای انتخاب گروه کنترل از میان ۳۱ استان کشور، استان‌هایی که این سیاست در آنجا اجرا شده است از نمونه حذف می شود و بقیه مناطق به عنوان گروه کنترل در نظر گرفته می‌شوند تا انتخاب مناسب بین آنها صورت گیرد. بنابراین گروه کنترل شامل تمام استان‌های کشور بغیر از آذربایجان غربی، شرقی، خوزستان،

سیستان و بلوچستان و هرمزگان می‌باشد. همچنین از آنجا که استان البرز در سال ۱۳۸۹ تاسیس شده است اطلاعات آن با استان تهران جمع زده شده است. برای استان‌های خراسان رضوی و جنوبی که در سال ۱۳۸۳ تشکیل شده‌اند نیز لازم بود اطلاعات این دو استان نیز با خراسان رضوی جمع شود. بنابراین از نمونه ۳۱ استان کشور باید ۸ استان کم شود. بنابراین گروه کنترل شامل ۲۳ استان باقیمانده است.

در این مرحله با استفاده از داده‌های مربوط به دورهٔ قبل از اجرای سیاست، برای هر واحد درمان ازمیان کلیهٔ واحدهای کنترل موجود، یک گروه کنترل مصنوعی ایجاد می‌شود. انتخاب گروه کنترل مصنوعی به صورتی انجام می‌شود که نتایج واحد درمان مربوط به دورهٔ قبل از اجرای سیاست، بیشترین شباهت را به گروه کنترل ترکیبی ایجاد شده داشته باشد. برای این کار یک بردار از وزن‌های بهینه تخمین زده می‌شود، به‌طوری‌که هر واحد کنترل با توجه به نزدیکی که به واحد درمان دارد، وزن متفاوتی خواهد داشت. انتخاب وزن‌ها از حداقل کردن فرمول (۸) حاصل می‌شوند.

$$\sum_{i=1}^{K} v_m \ (X_{1m} - X_{0M} w)^2 \qquad (۸)$$

که در آن X_1 یک بردار$(K*1)$ شامل مقادیر ویژگی‌های واحد درمان مربوط به دورهٔ قبل از اجرای سیاست، می‌باشد. درواقع X_1 شامل ترکیبات خطی متغیر بازده $\{y_1^{k_1}$,…, $y_1^{KM}\}$ و متغیرهای پیش‌بینی‌کنندهٔ متغیر بازدهی Z_1 می‌باشد؛ به عبارت دیگر:

$$X_1 = (\ Z_1', y_1^{k_1},\ldots, y_1^{KM})' \qquad (۹)$$

به‌همین ترتیب X_0 ، با ابعاد $(K*j)$، حاوی مقادیر مشابه برای واحدهای کنترل می‌باشد.

$$X_0 = (\ Z_J', y_1^{k_1},\ldots, y_1^{KM})' \qquad (۱۰)$$

ماتریس V یک ماتریس $(K*K)$ متقارن است این ماتریس برای این‌منظور لحاظ شده است که به متغیرها با توجه به اهمیتی که در پیشبینی متغیر بازدهی دارند، وزن‌های متفاوتی داده شود. از حداقل کردن تابع (۸) وزن‌های بهینه $(W*)$ حاصل می‌شود.

پس از انتخاب گروه کنترل مناسب و وزن‌ها اثر برنامه برای دوره‌های بعد از اجرای سیاست به مانند رابطهٔ (۸) محاسبه خواهد شد.

$$\hat{\alpha_{1t}} = \sum_{t=T_0+1}^{T} Y_{1t} \ - \sum_{t=T_0+1}^{T} \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* \, Y_{jt} \qquad (۱۱)$$

که در آن Y_1 و Y_j به‌ترتیب نتایج مربوط به واحد درمان و واحد کنترل ترکیبی، برای دوره‌های زمانی بعد از اجرای برنامه می‌باشند (آبادی و گاردیبازال، ۲۰۰۳؛ آبادی و همکاران، ۲۰۱۰).

به‌منظور پیدا کردن وزن‌های بهینه با استفاده از رابطهٔ (۸) نیاز به تعیین متغیرهای وارد شده در ماتریس Z_1 است. درمورد انتخاب این متغیرها اکثر مطالعات تجربی متکی‌بر فرض قابلیت چشم‌پوشی هستند؛ به این‌معنا که فرض می‌شود هیچ تفاوت قابل‌مشاهده‌ای میان گروه کنترل و درمان مشرط به ویژگی‌های ساخته شده وجود ندارد؛ به‌منظور تأمین این شرط لازم است تا در فرآیند همسان‌سازی همهٔ متغیرهایی که گمان می‌رود با انتخاب درمان و نتایج متغیر بازدهی مرتبط هستند، وارد شوند. برای انتخاب متغیرهای پیش‌بینی‌کننده (بردار V) ارزش‌افزودهٔ استانی در این پژوهش در نزدیکی با پژوهش «آبادی» و «گاردیبازال» (۲۰۰۳) مجموعهٔ متنوعی از متغیرها جهت در بازهٔ زمانی ۱۳۷۹– ۱۳۹۷هش. و به شکل سالیانه مورداستفاده قرار گرفت. درنهایت بهترین تصریح مدل از این‌منظر که قدرت بیشتری جهت شبیه‌سازی متغیر هدف در قبل از سال‌های اعمال سیاست را داشته‌اند به شکل رابطهٔ (۱۳) است:

$$G_{it} = \beta0 + \beta1\ Ind_{it} + \beta2\ aggre_{it} + \beta3\ min_{it} + \beta4\ Dep_{it} + \beta5\ Edu_{it} + \beta6\ fin_{it} + \beta7 pop_{it} + e_{it} \quad (۱۳)$$

که در آن

G_{it}: ارزش‌افزودهٔ کل بخش‌های مختلف برای سال موردنظر در استان موردنظر است که اطلاعات آن از سالنامهٔ آماری استان استخراج می‌شود.

Ind_{it}: ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت استان موردنظر برای سال موردنظر است که اطلاعات آن از سالنامهٔ آماری استان استخراج می‌شود.

$Agree_{it}$: ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی استان موردنظر برای سال موردنظر است که اطلاعات آن از سالنامهٔ آماری استان استخراج می‌شود.

Min_{it}: ارزش‌افزودهٔ کل بخش معدن برای سال موردنظر در استان موردنظر است که اطلاعات آن از سالنامه‌های آماری استخراج می‌شود.

Dep_{it}: میزان کل سپرده‌های بانکی برای سال موردنظر در استان موردنظر است که اطلاعات آن از سالنامه‌های آماری استخراج می‌شود.

Edu_{it}: ارزش‌افزودهٔ کل بخش آموزش برای سال موردنظر در استان موردنظر است که اطلاعات آن از سالنامه‌های آماری استخراج می‌شود.

Fin_{it}: ارزش‌افزودهٔ کل بخش مالی برای سال موردنظر در استان موردنظر است که اطلاعات آن از سالنامه‌های آماری استخراج می‌شود.

Pop_{it}: جمعیت برای سال موردنظر در استان موردنظر است که اطلاعات آن از سالنامه‌های آماری استخراج می‌شود.

۵. تخمین مدل

با توجه به موقعیت مناسب جغرافیایی ایران، در طی قرن گذشته تفکر استفاده بهتر از این ظرفیت‌ها مورد توجه دولت‌های مختلف بوده است. براین اساس دولت ایران تلاش‌هایی در جهت به خصوص تأسیس مناطق آزاد تجاری با محوریت بنادر در ایران نموده است. اولین نمونه عملی این تلاش در سال ۱۳۳۶ می‌باشد که در آن ایران مطالعات اولیه تأسیس منطقهٔ آزاد بندر عباس را انجام می‌دهد سپس در ادامه در ۱۳۴۹ جزیره کیش به عنوان مرکز بین‌المللی توریستی گردشگری- تجاری انتخاب می‌شود و در نهایت در سال ۱۳۵۸ لایحه واردات کالا با استفاده از معافیت گمرکی به جزیره کیش در سال ۱۳۵۸ تصویب می‌شود و در سال ۱۳۶۸ در نهایت سه نقطه مرزی ایران شامل کیش قشم چابهار پیش به چابهار به عنوان مناطق آزاد تجاری معرفی معرفی شدند سپس در ادامه این سیاست در سال ۱۳۸۳مناطق آزاد انزلی، اروند و ارس تأسیس شده است و در سال ۱۳۹۲ ماکو به عنوان منطقهٔ آزاد معرفی می‌شود.

براین اساس مناطق هدف این پژوهش شامل استان‌های هرمزگان، سیستان و بلوچستان، خوزستان، گیلان، آذربایجان شرقی، غربی می‌باشد. اما از آنجا که نحوه محاسبه و جمع‌آوری اطلاعات آماری استان‌ها از سال ۱۳۷۹ به بعد در شماری از متغیرها مانند ارزش‌افزوده دچار تغییرات اساسی شده است. به ناچار در این پژوهش سه منطقهٔ آزاد قشم، کیش و چابهار از نمونه تحقیق حذف شده است زیرا مغایرت های آماری موجود می‌توانست نتایج تخمین‌ها را تورش‌دار نمایند. براین اساس محاسبه سرریز ناشی از ایجاد مناطق آزاد تجاری برای استان خوزستان، گیلان،آذربایجان غربی و شرقی انجام می‌شود.

در ادامه جهت بررسی تأثیرات تأسیس منطقهٔ آزاد تجاری بر رشد منطقه ای نتایج مربوط به تخمین مدل ارائه می‌شود.

همانگونه که درادبیات روش بحث شد در ابتدا باید سال اجرا سیاست مشخص شود. سال اجرای سیاست برای سه منطقه اروند، انزلی و ارس همانگونه که اعلام شد ۱۳۸۳ می باشد. اما از آنجا که برای فعالیت در این مناطق علاوه بر انگیزه مالیاتی و گمرکی باید زیر ساخت نیز وجود داشته باشد نباید انتظار داشت به محض استقرار قانونی منطقه تغییراتی در آن مشاهده گردد. لذا برای مشاهده دقیق‌تر اثرات لازم است با توجه به اهمیت استقرار زیر ساخت در این مناطق چند سالی بسته به شرایط منطقه برای ایجاد زیرساخت زمان اعمال سیاست را برای مشاهد بهتر و دقیق‌تر اثرات تغییر داد. بنابراین در این پژوهش و برای منطقهٔ آزاد اروند سه سال بعد از تصویب قانون یعنی ۱۳۸۷ به عنوان سال شروع تأثیرگذاری در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۱: وزن استان‌ها در ساخت واحد شبیه‌سازی شده

Tab. 1: Provinces Weights in the Synthetic Provinces

خوزستان		گیلان		آذربایجان شرقی		آذربایجان شرقی	
قزوین	(۰/۱۶۹)	اردبیل	(۰/۷۴۳)	اصفهان	(۰/۱۹۷)	اصفهان	(۰/۰۵۶)
مازندران	(۰/۵۳۲)	قم	(۰/۰۹۹)	فارس	(۰/۱۷۳)	فارس	(۰/۲)
مرکزی	(۰/۰۴۶)	تهران	(۰/۰۲۷)	کرمانشاه	(۰/۴۶۹)	کرمانشاه	(۰/۰۲)
تهران	(۰/۲۵۳)	خراسان	(۰/۱۳۱)	مرکزی	(۰/۰۱۱)	گلستان	(۰/۶۹۵)
				تهران	(۰/۰۱)	مرکزی	(۰/۰۲۸)
				خراسان	(۰/۱۴)		

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از اجرای روش کنترل ترکیبی استان خوزستان، استان‌های قزوین با (۰/۱۶۹) استان مازندران با (۰/۵۳۲)، مرکزی با(۰/۰۴۶) و تهران با(۰/۲۵۳)دارای وزن مثبت می‌باشند. برای استان گیلان، استان‌های اردبیل با (۰/۷۴۳)، استان قم با (۰/۰۹۹)، تهران (۰/۰۲۷) و خراسان با(۰/۱۳۱)دارای وزن مثبت می‌باشند. برای استان آذربایجان شرقی، استان‌های اصفهان با (۰/۱۹۷)، استان فارس با (۰/۱۷۳) استان کرمانشاه با (۰/۴۶۹)، مرکزی با (۰/۰۱۱)، تهران با (۰/۰۱) و خراسان با(۰/۱۴) وزن مثبت گرفته اند و برای استان آذربایجان غربی، استان‌های اصفهان با (۰/۰۵۶)، استان فارس با (۰/۲)، کرمانشاه با (۰/۰۲)، گلستان با (۰/۶۹۵) و مرکزی با(۰/۰۲۸) وزن مثبت گرفته‌اند. لازم به ذکر است در حین تخمین مدل کنترل مصنوعی استان‌هایی که دارای مناطق آزاد تجاری در چارچوب جغرافیای خود هستند، حذف شده‌اند.

براساس نتایج جدول (۲) نتایج مربوط به میانگین متغیرها برای متغیر واقعی و شبیه‌سازی شده برای استان‌های آذربایجان غربی، گیلان و تاحدی استان آذربایجان شرقی بسیار نزدیک می‌باشد.

جدول ۲: میانگین متغیرها واحد هدف واقعی و شبیه‌سازی شده قبل از تأسیس منطقهٔ آزاد

Tab. 2: Economic Growth Predictor Means before the FTZ Formation

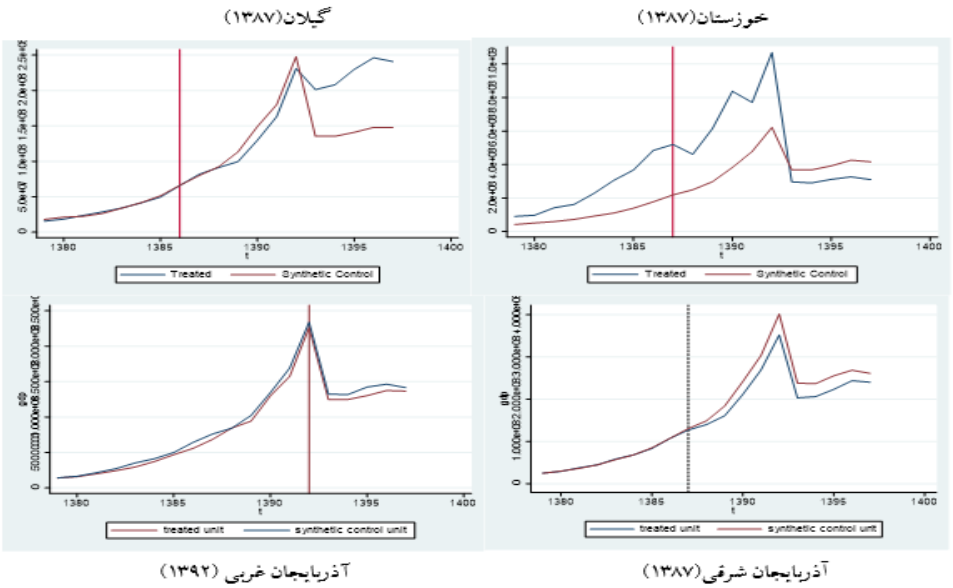
	خوزستان		گیلان		آذربایجان شرقی		آذربایجان غربی	
متغیر	میانگین تیمار	میانگین شبیه سازی	میانگین تیمار	میانگین شبیه سازی	میانگین تیمار	میانگین شبیه سازی	میانگین تیمار	میانگین شبیه سازی
ارزش افزوده بخش کشاورزی	۸۹۶۸۰۶	۸۹۴۲۶۷	۴۸۳۵۳۲	۴۸۳۱۳۹	۷۱۶۸۶۱	۷۱۰۱۲۸	۱.۱۶e+۰۷	۱.۱۶e+۰۷
ارزش افزوده بخش صنعت	۱.۹۲e+۰۷	۱.۸۹e+۰۷	۳۸۳۲۹۱۴	۳۸۲۱۲۸۳	۱.۲۵e+۰۷	۴۵۰۵۴۱۶	۵۲۲۲۲۸۸	۵۲۰۷۰۸۲
ارزش افزوده بخش معدن	۱۳۴۰۴۳	۲۰۰۸۳۹	۶۴۶۴۲	۶۴۵۲۳	۲۰۹۴۲۱	۲۹۹۶۱۱	۳۹۶۹۵۵	۳۹۶۱۴۰
ارزش افزوده بخش آموزش	۳۵۴۰۰۹۴	۴۹۲۵۹۶۰	۲۲۳۶۸۹۱	۱۸۹۹۹۳۷	۲۹۴۳۶۵۰	۲۹۸۹۲۸۴	۳۳۷۷۱۱۸	۳۳۷۲۶۱۹
حجم سپرده بانکی	۱۰۸۸۸۲۶	۷۴۶۹۰۷۵	۶۷۵۸۲۲.۸	۱۱۲۰۰۳۰	۹۱۳۷۶۹	۹۲۹۷۳۷.۲	۱۰۶۶۷۲۶	۱۰۱۹۱۸۲

جمعیت	۴۱۴۰۹۰۲	۴۹۵۶۰۱۵	۲۳۶۲۲۱۷	۲۰۴۲۲۲۸	۳۵۳۲۱۲۸	۳۳۵۴۰۴۷	۲۸۷۷۷۷۹	۲۳۳۴۶۴۳
میانگین	۱۹۶۰۱۳۴	۳۶۸۹۲۳۱	۱۷۹۶۰۳۶	۱۵۷۱۸۵۷	۱۶۶۳۱۶۶	۲۳۷۱۶۹۱	۲۵۸۸۱۷۳	۲۴۶۵۹۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابراین می‌توان با توجه به شباهت بسیار زیاد واحد مصنوعی با واقعی در قبل از تأسیس منطقهٔ آزاد، تا حد زیای حرکت متغیر شبیه‌سازی شده بعد از اعمال سیاست را با حرکت متغیر واقعی بدون اجرای سیاست یکی دانست. اما برای استان استان خوزستان میانگین متغیرها برای خوزستان شبیه‌سازی شده و واقعی در قیاس با سه استان دیگر به نسبت تشابه کمتری دارد. بر این‌اساس و در ادامه، نتایج مربوط به شبیه‌سازی متغیر ارزش‌افزودهٔ استانی برای نمونه تحقیق ارائه می‌گردد.

براساس نتایج (شکل ۱) در صورتی‌که مناطق آزاد تأسیس نمی‌شد روند حرکت متغیر هدف بعد از سال اعمال سیاست (متغیر شبیه‌سازی شده) به‌مانند خط قرمز می‌شد و روند واقعی متغیر هدف بعد از تأسیس منطقهٔ آزاد به‌مانند خط آبی است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود قبل از سال اعمال سیاست، برای استان گیلان فاصلهٔ بسیار کمی بین واحد واقعی و شبیه‌سازی شده وجود دارد. به‌نحوی‌که می‌توان ادعا کرد که اساساً تفاوتی بین این دو واحد در قبل از تأسیس منطقهٔ آزاد تجاری وجود ندارد، اما پس از سال ۱۳۸۷ ارزش‌افزودهٔ استان گیلان با فرض عدم تأسیس منطقهٔ آزاد تاحدی می‌توانست بهتر شود؛ بنابراین می‌توان گفت درمجموع براساس این روش تا سال ۱۳۹۲ عملکرد این سیاست منفی بوده است، اما از سال ۱۳۹۲ به‌بعد ارزش‌افزودهٔ واقعی استان در قیاس با ارزش‌افزودهٔ بدون تأسیس منطقهٔ آزاد انزلی به‌شکل معناداری بهبود یافته است؛ بنابراین می توان ادعا کرد در بازهٔ ۱۳۹۲–۱۳۹۷ تأثیر سیاست بر ارزش‌افزودهٔ کل مثبت بوده است.



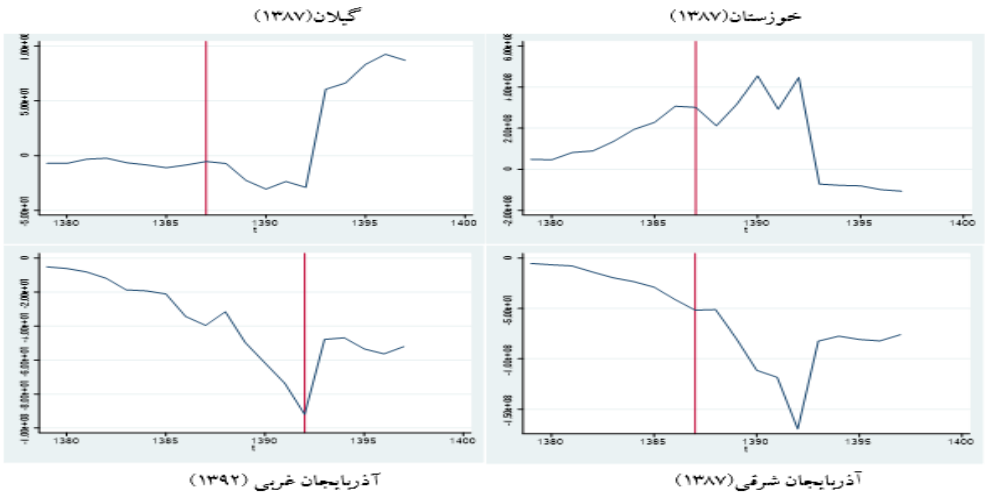
نمودار ۱: شبیه‌سازی رشد منطقه‌ای بعد از تشکیل منطقهٔ آزاد (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag. 1: Trends in Total Value-add: Provinces vs. synthetic Provinces

برای استان آذربایجان شرقی پس از سال ۱۳۸۷ همانگونه که ملاحظه می‌شود فاصلهٔ بین دو نمودار به‌وضوح افزایش می‌یابد و مسیر این دو متغیر از هم جدا می شود؛ بنابراین براساس نتایج در صورتی که منطقهٔ آزاد ارس تشکیل نمی‌شد ارزش‌افزودهٔ کل روندی مشابه واحد مصنوعی (شبیه‌سازی شده) را می‌پیمود. بعد از ۱۳۸۷ به‌طور معناداری فاصلهٔ بین متغیر شبیه‌سازی شده و متغیر واقعی بیشتر می‌شود و در سال ۱۳۹۲ این فاصله به اوج می‌رسد و سپس کاهشی می‌شود؛ اما باید توجه‌داشت که به‌طورکلی تأثیر سیاست بر ارزش‌افزودهٔ کل آذربایجان شرقی منفی بوده است و از سال ۱۳۸۷ حجم ارزش‌افزودهٔ اقتصادی استان آذربایجان شرقی شبیه‌سازی (بدون تأثیر سیاست) نسبت به آذربایجان شرقی واقعی بهتر شده است؛ بنابراین اگر منطقهٔ آزاد ارس تشکیل نمی‌شد ارزش‌افزودهٔ استان مسیر بهتری را می‌پیمود.

برای استان آذربایجان غربی پس از سال ۱۳۹۲ هم فاصلهٔ بین دو نمودار تفاوت چندانی نمی‌کند و روند آن مانند قبل از سال ۱۳۹۲ است؛ اما به‌طورکلی و به‌خصوص بعد از سال ۱۳۹۳ متغیر شبیه‌سازی شده بالاتر از متغیر واقعی است و این یعنی اگر منطقهٔ آزاد ماکو تأسیس نمی‌شد ارزش‌افزودهٔ کل استان می‌توانست روند بهتری از متغیر هدف طی کند؛ بنابراین باوجود تأثیر کم اما تأثیر سیاست ایجاد منطقهٔ آزاد بر ارزش‌افزودهٔ استان منفی ارزیابی می‌شود.

برای استان خوزستان نیز تأثیر سیاست تا سال ۱۳۹۳ منفی می‌باشد و به‌عبارتی اگر منطقهٔ آزاد اروند تشکیل نمی‌شد ارزش‌افزودهٔ استانی وضعیت بهتری داشت، اما از سال ۱۳۹۳ به بعد ارزش‌افزودهٔ استانی در قیاس با نمونهٔ شبیه‌سازی شده بالاتر می‌رود؛ بنابراین تأثیر سیاست از این سال به‌بعد مثبت می‌شود. البته باید توجه‌داشت که برای استان خوزستان در قیاس با سه استان دیگر، متغیر شبیه‌سازی شده (در قبل از اعمال سیاست) نزدیکی کمتری به متغیر واقعی دارد؛ بنابراین با درجه اطمینان کمتری می‌توان نتایج به‌دست آمده بعد از اعمال سیاست را به سیاست ایجاد منطقهٔ آزاد تجاری در این استان نسبت داد.



شکل ۲: اثر خالص سیاست (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag. 2: Total Value-add Gap Between Provinces and synthetic Provinces

در شکل (۳) اثر خالص سیاست بهتر نمایش شده است. به‌وضوح تفاوت بین متغیر شبیه‌سازی شده و واقعی در قبل از اعمال سیاست از سه استان دیگر کمتر است؛ اما این تفاوت برای استان خوزستان نسبت به سه استان دیگر به‌طور معنی‌داری بیشتر است.

جدول ۳: درصد تأثیر سیاست بر ارزش‌افزودهٔ استان

Tab. 3: FTZ Effect on Province Value-Add

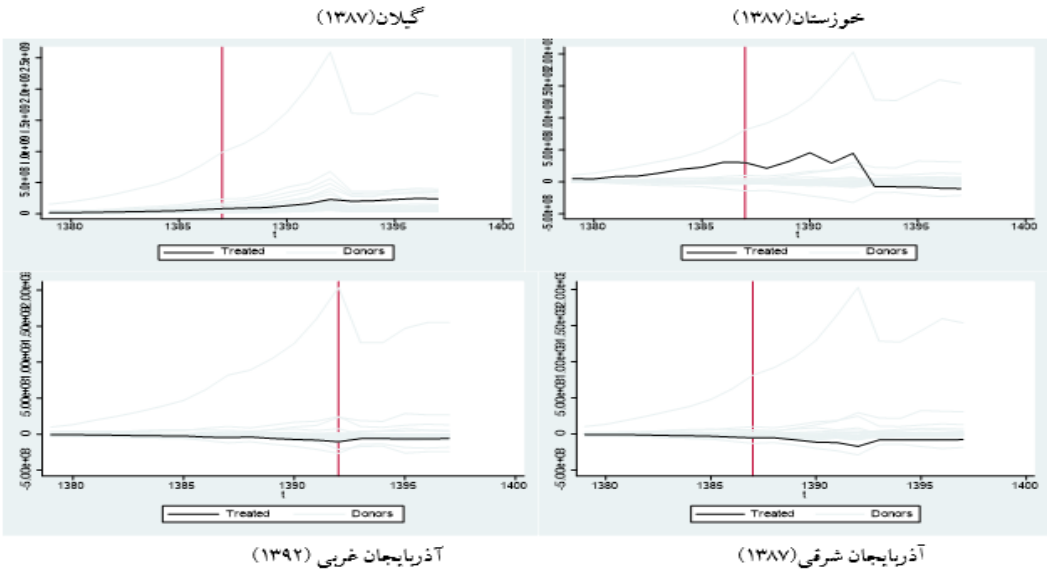
سال	خوزستان	گیلان	آذربایجان شرقی	آذربایجان غربی
۱۳۸۸	۱۴/۹۴۶۷	۱/۷۴۲۶	-۴/۲۴۵۵	----------
۱۳۸۹	۱۶/۷۶۱۸	-۹/۵۷۵۲	-۵/۵۷۶۲	----------
۱۳۹۰	۱۷/۰۳۸۰	-۱۰/۲۸۹۴	-۵/۸۹۷۲	----------
۱۳۹۱	۱۳/۸۰۲۲	-۷/۶۸۷۸	-۴/۸۸۶۱	----------
۱۳۹۲	۱۴/۰۲۱۴	۵/۹۵۰۳۷	-۵/۳۳۴۲	----------
۱۳۹۳	۱۳/۲۹۵۰	۲۱/۴۸۳۶۲	-۴/۳۸۶۲	-۴/۹۳۱۷
۱۳۹۴	-۲/۰۶۶۵۶	۲۲/۱۵۹۹	-۴/۰۸۸۲	-۴/۳۳۱۷
۱۳۹۵	-۲/۶۱۴۰۴	۲۶/۱۱۵۷	-۳/۸۹۵۹	-۴/۹۲۵
۱۳۹۶	-۲/۵۴۳۲۸	۲۷/۲۹۴	-۳/۷۲۳۴	-۳/۷۰۴۲
۱۳۹۷	-۲/۷۳۵۳۸	۲۶/۵۸۱۱	-۳/۵۳۶۱	-۲/۲۸۰۶

(منبع: یافته‌های پژوهش).

براساس جدول (۳) برای استان خوزستان پس از تأسیس منطقه در سال ۱۳۹۰ نسبت تأثیر سیاست به ارزش افزودهٔ کل استان با ۱۷٪ بیشترین مقدار را دارا می‌باشد. پس از آن در سال ۱۳۸۹ با ۱۶٪ بیشترین مقدار را دارد و از سال ۱۳۹۴ بعد برای کلیهٔ سال‌ها تأثیر سیاست در حدود ۲-٪ می‌باشد و درنهایت تأثیر سیاست به‌طور متوسط در کل دوره حدود ۸٪ ارزش کل استان بوده است. برای استان گیلان و پس از تأسیس منطقهٔ آزاد انزلی در سال ۱۳۸۷، نسبت تأثیر سیاست به ارزش‌افزودهٔ کل استان گیلان در قیاس با استان خوزستان به‌طورکلی بسیار بالاتر است؛ به‌طوری‌که میانگین تأثیر سیاست در بعد از تشکیل گیلان مصنوعی ۱۰/۳۷٪ می‌باشد. در این استان بالاترین درصد تأثیر مثبت بر ارزش‌افزودهٔ برابر ۲۷٪ برای سال ۱۳۹۶ و ۲۶٪ برای سال ۱۳۹۷ می‌باشد. برای منطقهٔ آزاد ماکو و ارس نیز نسبت تأثیر سیاست به ارزش‌افزودهٔ کل استان آذربایجان غربی و شرقی در قیاس با استان گیلان و خوزستان بسیار پایین‌تر است و در هیچ‌یک از سال‌های کل دوره تأثیر سیاست مثبت نشده است. براساس نتایج میانگین تأثیر سیاست برای آذربایجان غربی در بازهٔ بعد از اعمال سیاست ۴- و برای آذربایجان شرقی ۴/۵-٪ می‌باشد.

۱-۵. اثر دارو نما

یکی از راه‌های بررسی میزان قابل اعتماد بودن نتایج در روش‌های آزمایشگاهی اثر دارونما می‌باشد و در این حالت در سالی که سیاست اتفاق می‌افتد برای گروه کنترل همان مسیر مصنوعی ساخته می‌شود تا بررسی شود که آیا این نتایج برای استان‌های دیگر تکرار می‌شود یا خیر؟ اگر در نتایج اثر دارونما استان‌های دیگر تأثیرات‌شان نزدیک به هدف بود آنگاه می‌توان گفت نتایج از قابلیت اتکای کمتری برخوردار است؛ اما اگر متغیر هدف مصنوعی برای بقیهٔ نمونهٔ متفاوت بود نتایج تاحد زیادی قابل‌قبول است. این آزمون در همهٔ مطالعات مربوط به مطالعات کنترل مصنوعی به‌عنوان مهم‌ترین آزمون جهت بررسی صحت و قابل اطمینان بودن نتایج مورداستفاده قرار می‌گیرد. در صورتی‌که شماری زیادی از نمونهٔ غیر از استان هدف، نتایج مشابه با آن را تکرار کرده باشند می‌توان ادعا کرد که تأثیرات به‌دست آمده مربوط به تأثیر حادثه یا سیاست نیست؛ زیراکه پیش‌فرض این روش این است که همهٔ اعضای نمونه در ویژگی‌های مختلف کاملاً مشابه هستند و تنها تفاوت مربوط به مداخله است؛ بنابراین اگر نتایجی مشابه با استان هدف تکرار شود، این پیش‌فرض زیرسؤال می‌رود و می‌توان ادعا کرد که این تأثیرات مربوط به عامل دیگری غیر از سیاست ایجاد مناطق آزاد است. در صورتی‌که هیچ‌کدام از استان‌ها نتایج مشابه با خوزستان را تکرار نکرده باشند و از آنجا که توسط حوزستان مصنوعی تأثیر عوامل دیگر کنترل شده است تا حد زیاد می‌تواند اثرات را به سیاست ایجاد منطقهٔ آزاد اروند منتسب کرد.



نمودار ۳: اثر دارونما (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag. 3: Placebo Effect

همان‌گونه که در شکل مشاهده می‌شود خط سیاه رنگ بعد از سال۱۳۸۷ خوزستان شبیه‌سازی شده است و خط‌های آبی رنگ، ۲۶ استان گروه کنترل است که تأثیرات ایجاد منطقهٔ آزاد بر آن‌ها سنجیده شده است. همان‌گونه که در شکل مشخص است روند حرکتی متغیر هدف بعد از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ مسیر کاملاً متفاوت‌تر و

مشخص‌تری را طی می‌نماید اما از ۱۳۹۳ به‌بعد تا سال‌های انتهایی تحقیق شباهت بیشتری با نمونه‌های دیگر تحقیق دارد؛ بنابراین منحصربه‌فرد بودن رفتار خوزستان مصنوعی در سال‌های بعد از تأسیس منطقهٔ آزاد اروند تا ۱۳۹۳ و عدم انطباق روند حرکتی هیچ‌کدام از نمونه‌های دیگر با آن، تا حد زیادی اتکا به نتایج را در این بازه افزایش می‌دهد؛ بنابراین اتکا به نتایج در سال‌های قبل از ۱۳۹۳ که تأثیرات سیاست مثبت بوده، بسیار زیادتر است اما در سال‌های بعد از آن که تأثیرات سیاست منفی می‌شود، احتمال تصادفی بود نتایج بیشتر است.

برای استان گیلان مشخص است روند حرکتی متغیر هدف بعد از سال ۱۳۸۷ از مسیر آن برای قبل از ۱۳۸۷ تا حد زیادی متفاوت‌تر است، اما در قیاس با نمونه‌های دیگر این روند تا ۱۳۹۲ مشابه‌تر است؛ اما از ۱۳۹۲ به‌بعد روند متغیر هدف متمایزتر شده است؛ بنابراین تا قبل از ۱۳۹۲ با اطمینان کمتری می‌توان تغییرات ارزش‌افزودهٔ کل را به تأثیر سیاست منتسب کرد و احتمال این‌که نتایج به شکل تصادفی باشد، بیشتر است؛ اما از ۱۳۹۲ با اطمینان بیشتری می‌توان این تأثیرات را به سیاست منتسب کرد و در نتیجه احتمال تصادفی بودن نتایج کمتر است.

همچنین نتایج مربوط به آزمون دارونما برای استان آذربایجان شرقی و غربی نیز حاکی از آن است که در قبل از اعمال سیاست روند کلی حرکت ارزش‌افزوده شبیه‌سازی شده بسیار مشابه نمونه‌های دیگر است؛ اما پس از سال اعمال سیاست تا حدی روند حرکتی متغیر هدف در این استان در قیاس با ۲۶ استان دیگر متفاوت‌تر است، اما این تمایز به‌گونه‌ای نیست که بتوان روند متمایزی بعد از سال اعمال سیاست در رفتار متغیر هدف مشاهده نمود؛ بنابراین باوجود شباهت روند متغیر هدف در قبل از اعمال سیاست، اما نمی‌توان با اطمینان بالا تفاوت در عملکرد را به تأثیر سیاست منتسب کرد.

۲-۵. شبیه‌سازی حرکت متغیر ارزش‌افزودهٔ کل استان گیلان پس از سال ۱۳۹۲

در مباحث مربوط به تأثیر گذاری سیاست ایجاد منطقهٔ آزاد تجاری نکته مهمی که باید به آن توجه شود ایجاد زیرساخت‌ها و آشنایی بیشتر نظام بروکراتیک و مدیریت این مناطق در بروز بهترین نتایج آن می‌تواند بسیار مؤثر باشد و این مسأله با موضوع زمان بسیار در تعامل است، به‌نحوی‌که با گذر زمان زیرساخت‌ها در این مناطق می‌تواند بهبود پیدا کند. از طرف دیگر، قوانین و نحوهٔ مدیریت مناطق آزاد تجاری نیز می‌تواند بهبود یابد و بدین‌ترتیب زمینه‌ها و انگیزه‌ها برای جذب سرمایه‌گذاری و رشد تولید در این مناطق می‌تواند افزایش یابد؛ بنابراین باید توجه داشت که باوجود تأسیس این مناطق در زمان مشخص تأثیرات آن می‌تواند چند سال بعد از از تأسیس مناطق بهتر نمایان شود. همزمان باتوجه این‌که در سال ۱۳۹۲ منطقه ازنظر مساحت بزرگ‌تر شد؛ بنابراین برای بررسی بهتر تأثیرات این سیاست در ادامه سال وقوع سیاست برای استان گیلان تا سال۱۳۹۲ جلو برده می‌شود.

براساس نتایج مربوط به نزدیکی استان‌های اردبیل با (۰/۸۰۷) استان چهارمحال و بختیاری (۰/۰۶۸)، قزوین (۰/۰۰۳) استان تهران با (۰/۰۳۶) استان خراسان با (۰/۰۸۷) دارای وزن مثبت می‌باشند و بقیهٔ استان‌ها وزنی نگرفته‌اند.

همان‌گونه که در جدول (۴) ملاحظه می‌شود هر پنج متغیر پیش‌بینی‌کننده برای گیلان شبیه‌سازی شدهٔ واقعی در قبل از تأسیس منطقهٔ آزاد اروند بسیار نزدیک هستند.

جدول ٤: میانگین متغیرها بر گیلان واقعی و شبیه‌سازی شدهٔ قبل از بزرگ‌تر شدن منطقهٔ آزاد انزلی

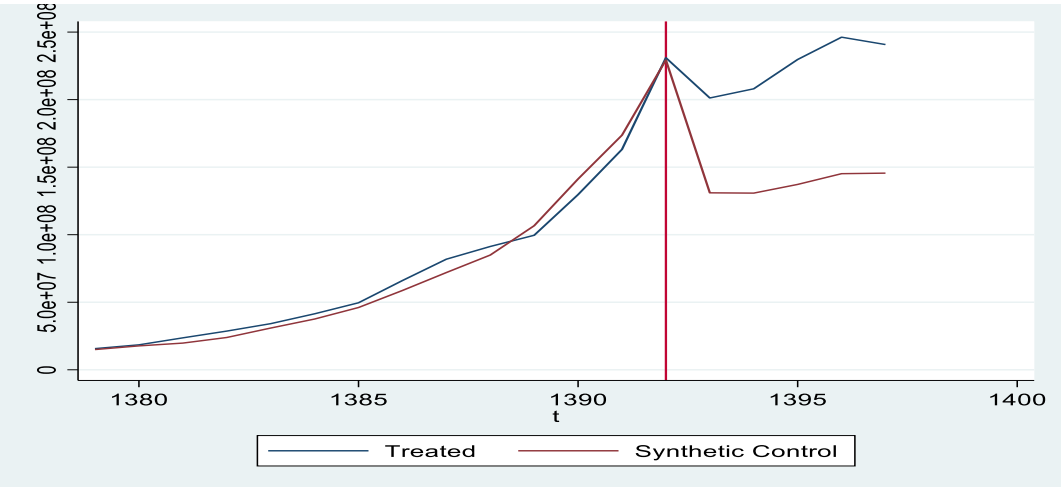
Tab. 4: Economic Growth Predictor Means after the Anzali FTZ Explanation

متغیر	میانگین تیمار	میانگین شبیه‌سازی
ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی	۸۴۸۷۰۵۱	۸۵۱۲۴۵۴
ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت	۶۸۱۶۲۷۳	۶۶۳۲۴۱۹
ارزش‌افزودهٔ بخش معدن	۴.۱۱۰۷۵۷	۸.۱۱۱۲۱۶
ارزش‌افزودهٔ بخش آموزش	۳۵۴۷۱۳۰	۳۳۳۳۷۵۱
حجم سپرده بانکی	۱۱۹۵۷۲۱	۲۶۵۸۳۱۷
جمعیت	۲۴۰۰۹۱۳	۲۰۱۲۷۳۵

(منبع یافته‌های پژوهش).

بنابراین می‌توان در ادامه با توجه به شباهت زیاد گیلان مصنوعی با واقعی در قبل بعد از تأسیس منطقهٔ آزاد، تفاوت متغیر گیلان شبیه‌سازی با گیلان واقعی را اثر واقعی سیاست نامید.

همان‌گونه که در نمودار (۵) ملاحظه می‌گردد پس از تغییر سال تأثیر سیاست به ۱۳۹۲ به دلیل بزرگ‌تر شدن منطقهٔ آزاد براساس قانون، روند ارزش‌افزودهٔ شبیه‌سازی شده به‌طورکلی تغییر می‌کند.



نمودار ٤: شبیه‌سازی ارزش‌افزودهٔ استان گیلان بعد از بزرگ‌تر شدن منطقهٔ آزاد انزلی (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag. 4: Trends in Total Value-add: Gilan vs. synthetic Gilan

براساس نتایج تأثیر سیاست از ۱۳۹۲ به‌بعد مثبت می‌شود و به‌عبارتی باتوجه به روند بسیار مشابه متغیر شبیه‌سازی شده با متغیر واقعی، می‌توان ادعا کرد تأسیس و سپس توسعهٔ منطقهٔ آزاد انزلی از ۱۳۹۲ به‌طورکلی تأثیر مثبت بر روند متغیر ارزش‌افزودهٔ استانی داشته است.

براساس جدول شماره(۵) پس از بزرگتر شدن منطقه آزاد انزلی در سال ۱۳۹۲، نسبت تاثیر سیاست به ارزش افزوده کل استان گیلان در سال ۱۳۹۲در قیاس با حالت قبل گیلان(۱۳۸۷) بسیار بالاتر است به طوریکه میانگین تاثیر سیاست در بعد از تشکیل گیلان مصنوعی در ۱۳۹۲، حدود ۲۶/۸۳ درصد می‌باشد که بیشتر از دو برابر تاثیر

سیاست در ۱۳۸۷ است. با بزرگ‌تر شدن استان، بالاترین تاثیر مثبت بر ارزش افزوده برابر ۲۹ درصد برای سال ۱۳۹۶و ۲۸ درصد برای سال ۱۳۹۵ می‌باشد.

همان‌گونه که در مبانی نظری بیان شد ایجاد مناطق آزاد تجاری از سه مسیر توسعهٔ تجارت، جذب سرمایه‌گذاری خارجی و بهبود زیرساخت‌های منطقه باعث بهبود در ارزش‌افزودهٔ مناطق پیرامونی خواهد شد. برای منطقهٔ آزاد تجاری انزلی و دیگر مناطق ایران می‌توان گفت که تا حد زیادی جذب سرمایه داخلی و خارجی در حجم وسیع در این مناطق صورت نگرفته است. اطلاعات مربوط به این شاخص و حجم بسیار کم جذب سرمایه‌گذاری خارجی توقع تأثیرگذاری از این مسیر بر تولید در این مناطق را منتفی می‌کند. براساس آمار دبیرخانهٔ مناطق آزاد تجاری در بازهٔ زمانی ۸۹ تا ۹۷ حدود ۵٪ کل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این مناطق جذب شده است که از این مقدار حدود نصف آن متعلق به منطقهٔ آزاد کیش است. لازم به ذکر است که به‌طور میانگین در این بازهٔ زمانی ۱۷۷ میلیون دلار سرمایه‌گذاری خارجی به این مناطق جذب شده است که رقم بسیار پایینی می‌باشد و نمی‌تواند منشأ تأثیرات مثبت تولید در مناطق پیرامونی باشد (سایت مناطق آزاد تجاری[1]، ۱۴۰۱). درمورد تجارت تا حد زیادی این مناطق توانستند باعث توسعهٔ تجارت شوند و درمیان این مناطق منطقهٔ آزاد انزلی بیشترین جریانات تجاری را به سمت خود جذب کرده است. منطقهٔ آزاد تجاری انزلی به‌دلیل واقع‌شدن بندرانزلی در آن و نزدیکی به تهران توانسته حجم زیادی از واردات را به سمت خود جذب کند که در قیاس با مناطق دیگر نقطهٔ قوت اصلی این منطقه می‌باشد و در مطالعات مختلف، ازجمله: بانک جهانی (۲۰۱۷)، تریکاشانا (۲۰۱۱) و آگراول (۲۰۰۷) نیز بر اهمیت بنادر و نزدیکی به کانون‌های جمعیتی در موفقیت مناطق تأکید شده است؛ لذا به‌نظر می‌رسد این منطقه از مسیر توسعهٔ تجارت و همچنین توسعهٔ زیرساخت‌های ارتباطی برای اتصال به بزرگ‌ترین کانون جمعیتی کشور (تهران) توانسته است تأثیر مثبت بر بهبود ارزش‌افزوده در مناطق مجاور خود (استان گیلان) داشته باشد.

جدول ۵: تأثیر کمّی سیاست برای استان گیلان بعد از سال ۱۳۹۲

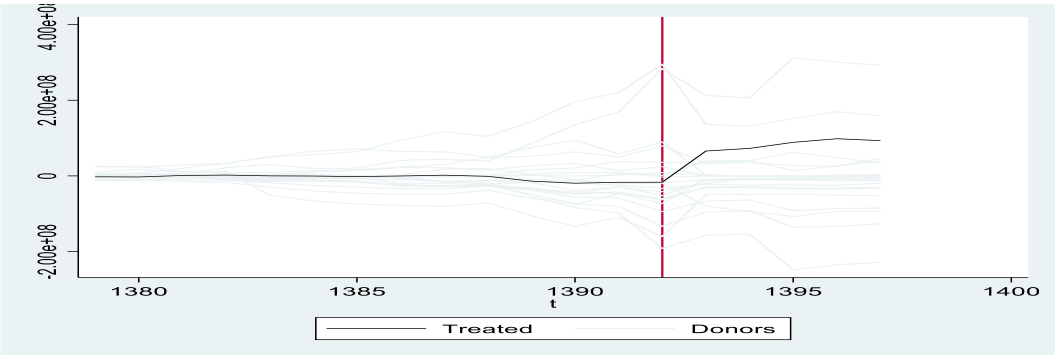
Tab. 5: Anzale expandation Effect on Gilan Value-Add

درصد تاثیر بر ارزش افزوده	سال
۲۲/۷۸	۱۳۹۳
۲۵/۷۶	۱۳۹۴
۲۸/۵۵	۱۳۹۵
۲۹/۶۴	۱۳۹۶
۲۷/۴۲	۱۳۹۷

(منبع: یافته‌های پژوهش).

[1]. https://www.freezones.ir

در ادامه جهت بررسی میزان اطمینان از نتایج، آزمون دارونما برای استان گیلان ارائه می‌گردد.



نمودار ۵: اثر دارونما در منطقهٔ آزاد تجاری اروند بعد از از بزرگ‌تر شدن محدودهٔ جغرافیایی (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag. 5: Placebo effect After Anzlali Expanation

همان‌گونه که در نمودار (۶) ملاحظه می‌گردد قبل از اعمال سیاست روند کلی حرکت ارزش‌افزودهٔ شبیه‌سازی شده بسیار مشابه نمونه‌های دیگر است، اما پس از سال ۱۳۹۲ به‌طور معنی‌داری روند حرکتی در قیاس با ۲۳ روند شبیه‌سازی شدهٔ دیگر متفاوت و قابل تشخیص است؛ بنابراین با اطمینان بالا (۱/۲۳) می‌توان ادعا کرد که نتایج قابل اتکاست و می‌توان تفاوت بین متغیر هدف شبیه‌سازی شده و واقعی را به تأثیر سیاست منتسب کرد.

٦. نتیجه‌گیری

روش کنترل مصنوعی، یکی از جدی‌ترین نوآوری‌ها در علوم اجتماعی جهت محاسبهٔ تأثیرات سیاست‌های اقتصادی است؛ به‌همین دلیل در طی سالیان اخیر با استفاده از این روش مطالعات فراوانی جهت ارزیابی تأثیرات سیاست‌های اقتصادی صورت گرفته است. بر این‌اساس و باتوجه به اظهارات متناقض و خلأ مطالعاتی موجود درمورد کمّی کردن تأثیرات ایجاد مناطق آزاد بر متغیرهای اقتصادی، این پژوهش تأثیر سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری را بر ارزش‌افزوده (به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین شاخص‌های اندازه‌گیری عملکرد اقتصادی) در استان‌های آذربایجان غربی، شرقی، خوزستان و گیلان مورد بررسی قرار داده است. براساس نتایج، تأسیس منطقهٔ آزاد اروند در ابتدا تأثیرات خالص مثبت بر ارزش‌افزوده در استان داشته است، به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۳ این تأثیرات مثبت به اوج خود می‌رسد. سپس از ۱۳۹۳ به‌بعد تأثیرات مثبت روند کاهشی داشته است؛ به‌طوری‌که از سال ۱۳۹۴ تأثیرات خالص سیاست منفی می‌شود. درنهایت تأثیر سیاست به‌طور متوسط در کل دورهٔ حدود ۸٪ ارزش کل استان بوده است. همچنین نتایج مربوط به آزمون دارونما، مؤید روند منحصربه‌فرد تأثیرات سیاست تا سال ۱۳۹۴ است و با اطمینان فراوان می‌توان تأثیرات اندازه‌گیری شده را منتسب به ایجاد مناطق آزاد تجاری دانست. اما بعد از ۱۳۹۴ نمی‌توان با اطمینان کامل تأثیرات را منتسب به سیاست دانست؛ زیرا تعدادی از نمونه‌های دیگر روند مشابه با متغیر ساخته شده دارند. مشابه شدن روند گروه کنترل با خوزستان مصنوعی، به‌طورکلی می‌تواند نشان از وجود یک عامل

مشترک دیگر باشد که بر نتایج تأثیرگذار بوده است، که با توجه به اوج گرفتن تحریم‌ها و همزمان شکل‌گیری روند نزولی برای ارزش‌افزودهٔ کل استان‌ها در سال ۱۳۹۲، می‌توان ادعا کرد که این روند کاهشی دفعی به علت شدت گرفتن تحریم‌های بین‌المللی است. همزمان باتوجه به این‌که می‌توان انتظار داشت تأثیرپذیری این مناطق از تحریم‌های بین‌المللی، بیشتر از دیگر مناطق ایران باشد؛ بنابراین منفی‌شدن تأثیرات سیاست بعد از ۱۳۹۲ را می‌توان بیشتر به تأثیر تحریم‌ها نسبت داد.

برای منطقه آزاد انزلی روند متغیرهدف مصنوعی و واقعی در قبل از اعمال سیاست(۱۳۸۷) بسیار برهم منطبق بوده است اما از ۱۳۸۷ به بعد این متغیر برای گیلان شبیه سازی شده و واقعی از هم فاصله می‌گیرند و تاثیرات سیاست منفی بوده است. اما از ۱۳۹۲ به بعد تاثیرات سیاست به طور معنی‌داری مثبت می‌شود و تا ۱۳۹۶ این روند افزایشی ادامه داشته است. میانگین تاثیر سیاست در بعد از تشکیل گیلان مصنوعی ۱۰ درصد می باشد. همزمان و با توجه به اینکه در سال ۱۳۹۲ قانونگذار وسعت جغرافیایی این منطقه را افزایش داده است این بار سال تاثیرگذاری سیاست به جلو برده شده و سال ۱۳۹۲ در نظر گرفته شده است. براساس نتایج از سال ۱۳۹۲ به طور معنی‌داری تاثیر این سیاست بر ارزش افزوده استان افزایش می‌یابد به طوری که میانگین تاثیر سیاست در بعد از تشکیل گیلان مصنوعی در سال۱۳۹۲ به حدود۲۶ درصد می‌رسد. همچنین نتایج مربوط به آزمون دارونما بر منحصربفرد بودن روند حرکت متغیر شبیه سازی شده در قیاس باگروه کنترل در کل بازه بعد ۱۳۹۲ تاکید دارد. بنابراین با اطمینان زیاد می‌توان تفاوت بین گیلان واقعی و شبیه سازی شده را به اثر سیاست ایجاد منطقه آزاد تجاری انزلی منتسب دانست. نکته مهمی که باید توجه شود این است که برای استان گیلان پس از سال ۱۳۹۲ علی رغم تاثیرگذاری تحریم‌ها بر ارزش افزوده استان و کاهش آن، اما برای متغیر شبیه سازی تاثیرات تحریم بر ارزش افزوده بسیار کمتر بوده است و همین باعث مثبت شدن تاثیر منطقه آزاد انزلی بر ارزش افزوده استان شده است. همزمان باتوجه به نتایج مثبت تاثیرات منطقه آزاد انزلی بر ارزش افزوده گیلان بعد از افزایش وسعت آن، می توان تاثیر افزایش وسعت منطقه بر کارایی سیاست ایجاد مناطق آزاد در ایران را مثبت ارزیابی کرد. موضوعی که مطالعه جامع بانک جهانی(۲۰۱۷) نیز بر آن تاکید دارد. همزمان جلو بردن زمان تاثیرگذاری سیاست بر ارزش افزوده در گیلان به نوعی می‌تواند بر اهمیت زیرساخت‌ها در تاثیرگذاری مثبت سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری تاکید داشته باشد که این موضوع نیز در مطالعات تریکاشانا(۲۰۱۱)، آگراول(۲۰۰۷)، برشویچ(۲۰۲۰) و بانک جهانی(۲۰۱۷) مورد تاکید قرار گرفته است.

برای منطقهٔ آزاد ارس نیز روند متغیر هدف مصنوعی و واقعی در قبل از اعمال سیاست (۱۳۸۷) کاملاً برهم منطبق هستند، اما از ۱۳۸۷ روند حرکت متغیر متفاوت می‌شود. بعد از ۱۳۸۷ به‌طور معناداری فاصله بین متغیر شبیه‌سازی شده و متغیر واقعی بیشتر می‌شود و در سال ۱۳۹۲ این فاصله به اوج می‌رسد و سپس کاهشی می‌شود. اما باید توجه داشت که به‌طور کلی تأثیر سیاست بر ارزش‌افزودهٔ کل آذربایجان شرقی منفی بوده است. براساس نتایج میانگین تأثیر سیاست در بازهٔ بعد از اعمال سیاست (۴/۵-٪) می‌باشد. اما همزمان باید توجه‌داشت که با توجه به نتایج آزمون دارونما باید در انتساب این تأثیرات به تأسیس مناطق آزاد تجاری (نسبت به دو منطقهٔ دیگر) باید احتیاط بیشتری کرد.

برای منطقه آزاد ماکو نیز پس از سال ۱۳۹۲ فاصله بین دو نمودار تفاوت چندانی نمی‌کند و روند آن مانند قبل از سال ۱۳۹۲ است. اما به طور کلی و بخصوص بعد از سال ۱۳۹۳ متغیر شبیه سازی شده بالاتر از متغیر واقعی قرار گرفته است و این یعنی اگر منطقه آزاد ماکو تاسیس نمی‌شد ارزش افزوده کل استان می‌توانست روند بهتری از متغیر هدف طی کند. براساس نتایج میانگین تاثیر سیاست در بازه بعد از اعمال سیاست (۴-) درصد می‌باشد. اما همزمان به مانند استان آذربایجان شرقی و براساس نتایج آزمون دارونما، در انتساب نتایج به سیاست تاسیس منطقه آزاد باید بسیار احتیاط کرد.

بنابراین و با توجه به تفاوت نتایج سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری بر ارزش‌افزودهٔ استانی، نمی‌توان نتیجه‌گیری واحدی درمورد تأثیرات این سیاست گرفت و بسته به نوع منطقه و شرایط خاص آن تأثیرات این سیاست بر عملکرد اقتصادی می‌تواند متفاوت باشد. این مسأله به‌خصوص در مطالعات تریکشانا (۲۰۱۱) و مومبرگ (۲۰۱۵) برای هند مورد تأکید قرار گرفته است. در این مطالعات نشان داده شده است که مناطق آزاد بمئی و ماداراس در هند تأثیرات مثبت بر متغیرهای اقتصادی داشته‌اند. اما منطقهٔ آزاد کاندلا باوجود این‌که دارای سابقهٔ بیشتر نیز بوده است، اما موفقیت چندانی به‌دست نیاورده است. موضوعی که در این مطالعه برای اقتصادی ایران نیز بر آن تأکید شده است. براساس نتایج تنها در استان گیلان می‌توان تأثیرات مثبت منطقهٔ آزاد انزلی را به‌طور واضح مشاهده نمود، اما برای استان‌های آذربایجان غربی و شرقی نتایج تحقیق نمی‌تواند تأثیر مثبت این سیاست بر ارزش‌افزودهٔ استانی را تأیید کند؛ بنابراین باید توجه داشت که برای ارزیابی تأثیرات ایجاد مناطق آزاد تجاری (که در مطالعات مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۸۷)، اتاق بازرگانی ایران (۱۳۹۵)، فصیحی (۱۳۹۵)، التجانی (۱۳۸۸)، سازمان امور مالیاتی (۱۳۹۴)، سازمان برنامه و بودجه (۱۳۹۵) و... به‌شکل کلی قضاوت شده است) باید براساس ویژگی‌های آن منطقه و به‌شکل موردی، واکاوی و بررسی شوند.

کتابنامه

- التجائی، ابراهیم، (۱۳۸۸). «مناطق آزاد تجاری و صنعتی: ابزار راهبرد توسعه صادرات در مقایسه با سه کشور دیگر آسیایی». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۳۳.

- اتاق بازرگانی صنایع، کشاورزی و معادن ایران، (۱۳۹۵). مناطق آزاد تجاری و ویژهٔ اقتصادی بسترها و الزامات، چالش‌ها و راهکارها، بررسی مسائل اقتصادی روز ایران، آبان ۱۳۹۵.

- دل‌انگیزان، سهراب؛ و بهزادی‌فر، مریم، (۱۳۹۲). «آثار شوک‌های آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی ایران و ارزیابی تقارن و عدم تقارن آن‌ها (موردکاوی ایران: ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۰)». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۸): ۱۸۱-۲۰۴.

- کشاورزحداد، غلامرضا، (۱۳۹۰). *اقتصاد سنجی داده‌های خرد و ارزیابی سیاست*. تهران: نشر نی.

سازمان امور مالیاتی، (۱۳۹۵). «مشوق‌های مالیاتی و عملکرد مناطق آزاد در ایران». *طرح پژوهشی: معاونت پژوهش، برنامه ریزی و اموربین الملل*، http://taxresearch.ir/rdsm_project_list.php?slc_lang=fa&sid=1

– سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۶). *گزارش عملکرد قانون برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۹۵*. جلد اول: حوزهٔ فرابخشی . https://www.mporg.ir/Portal/View/Page.aspx?PageId=1cd8157d-1bef-4f17-a3a6-ecaabb953f33

– لیست، فردریک، (۱۳۸۰). *خطوط کلی نظام آمریکایی اقتصاد سیاسی*. مترجم: ناصر معتمدی، تهران: انتشارات شرکت سهامی انتشار، چاپ اول

– فصیحی، حبیب الله، (۱۳۹۵). «بررسی تطبیقی نقش و تأثیر مناطق آزاد در ایران جهان». *دو ماهنامهٔ اقتصاد پنهان*، ۱(۱).

– صولتی، حسن، (۱۴۰۰). «بررسی نقش مناطق ویژهٔ اقتصادی در میزان اشتغال‌زائی و سطح رفاه». *مدیریت تبلیغات و فروش*، ۲(۲): ۷۰-۸۱. (DOI: 10.52547/jabm.2.2.70).

– مدرسه حکمرانی شهید بهشتی، (۱۳۹۸). *جذب سرمایه‌گذار در مناطق آزاد تجاری صنعتی*، https://wikifreezones.com/

– محمدفرد، حسام؛ و پناهی، سامان، (۱۴۰۰). *تحلیل و بررسی عملکرد اقتصادی مناطق آزاد تجاری صنعتی جمهوری اسلامی ایران*. تهران: مرکز پژوهش‌های مجلس.

– مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۶). «اظهارنظر رسمی کارشناسی در لایحه ایجاد هفت منطقهٔ آزاد تجاری-صنعتی و دوازده منطقه ویژهٔ اقتصادی». چالش‌های ناشی از وسعت محدوده‌های مناطق آزاد و بررسی اجمالی نقشه‌های پیوست لایحه https://rc.majlis.ir/fa .

– مرکز پژوهش‌های مجلس، (۱۳۸۷). «پیرامون لایحه اصلاح قانون مناطق آزاد». دلایل عدم موفقیت مناطق آزاد ایران.

– مرزبان؛ حسین؛ و نجاتی، مهدی، (۱۳۹۱). «ارزیابی اثر ناشی از سرریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بخش صنعت، بر اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱(۴): ۱۵۱-۱۸۰.

- Abadie, A.; Diamond, A. & Hainmueller, J., (2010). “Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California’s tobacco control program”. *Journal of the American Statistical Association,* 105 (490): 493-505. doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08746

- Abadie, A. & Gardeazabal, J., (2003). “The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country”. *American Economic Review*, 93 (1): 113-132. DOI: 10.1257/000282803321455188

- Aggarwal, A., (2007). “Impact of Special Economic Zones on Employment, Poverty, and Human Development”. *Indian Council for Research on International Economic Relations (ICRIER) Working Paper*, No. 194. Available from <http://www.democraciaycooperacion.net/IMG/pdf/1 working_paper_194.pdf.> [28 April 2014].

- Altejai, I., (2008). "Commercial and Industrial Free Zones: A Tool for Export Development Strategy in Comparison with Three Other Asian Countries". *Economic Research Journal,* 33. (In Persian).

- Baissac, C.(, 2011)." Brief history of SEZs and overview of policy debates". In: Farole, T. *Special Economic Zones in Africa: Comparing Performance and Learning from Global Experience.* Washington, DC: World Bank.https://doi.org/10.1596/9780821386385_CH02

- Brussevich, M., (2020). *The Socio-economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Cambodia.* IMF Working Paper.

- Chamber of Commerce of Industries, Agriculture and Mines of Iran, (2015). *Free trade zones and special economic bases and requirements, challenges and solutions (Bulletin for the review of Iran's current economic issues).* November 2015. (In Persian).

- Delnagyzan, S. & Behzadifar, M., (2012). "Effects of trade liberalization shocks on Iran's economic growth and evaluation of their symmetry and asymmetry (case study of Iran: 1355 to 1390)". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly*, 2(8): 181-204. (DOR: 20.1001.1.23222530.1392.2.8.11.4). (In Persian).

- Dobronogov, A. & Farole, T., (2015). *An Economic Integration Zone for the East African Community: Exploiting regional potential and addressing commitment challenges.* Washington, DC: World Bank. https://doi.org/10.1596/1813-9450-5967.

- Fashihi, H., (2015). "A comparative study of the role and impact of free zones in Iran and the world". *Hidden Economy Quarterly,* 1(1): 47-71. (In Persian).

- Farole, T., (2011*). Special Economic Zones in Africa: Comparing Performance and Learning from Global Experience.* World Bank Publications - Books, The World Bank Group, No. 2268, December.

- Farole, T. & Winkler, D., (2014). *Making Foreign Direct Investment Work for Sub-Saharan Africa: Local Spillovers and Competitiveness in Global Value Chains.* Directions in Development, Trade. Washington, DC: World Bank. https://doi.org/10.1596/978-1-4648-0126-6

- Keshavarz Haddad, G., (2010*). Econometrics of micro data and policy evaluation*. Tehran: Ney Publishing (In Persian).

- List, F., (2000*). Outlines of the American System of Political Economy*. translator: Nasser Motamadi, Tehran: Publishing Company, First Edition. (In Persian).

- Mohammadfard, H. & Panahi, S., (2020). *Analysis and review of the economic performance of industrial free trade zones of the Islamic Republic of Iran*. Tehran: Majlis Research Center. https://rc.majlis.ir/fa/report/show/1654992(In Persian).

- Moberg, L., (2014)." The Political Economy of Special Economic Zones". *Forthcoming in The Journal of Institutional Economics* http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2297871

- Moberg, M. & Blair, W., (2018). *The Political Economy of Special Economic Zones: Lessons for the United States.* 21 CHAP. L. REV. 407.

- Marzban, H. & Nejati, M., (2013). "Evaluating the effect of foreign direct investment spillover in the industrial sector on Iran's economy using a general equilibrium model". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly*, 1(4): 151-180 (DOR: 20.1001.1.23222530.1391.1.4.6.4) (In Persian).

- Parliman Research Center, (2016). "Official expert opinion on the bill to create seven commercial-industrial free zones and twelve special economic zones". *Challenges arising from the scope of the free zones and a brief review of the attached maps of the bill*. https://rc.majlis.ir/fa. (In Persian).

- Triyakshana, S., (2011). "The Political Economy of Special Economic Zones in India". Thesis for P.H.D of economy George Mason University.

- Solati, H., (2020). "Examining the role of special economic zones in the level of employment and welfare". *Advertising and Sales Management*, 2(2): 70-81 (DOI: 10.52547/jabm.2.2.70). (In Persian).

- Shahid Beheshti Governance School, (2018). *Attracting investors in commercial and industrial free zones,* https://wikifreezones.com/.(In Persian).

- Tax Affairs Organization, (2015). "Tax incentives and the performance of free zones in Iran". *Research project: Vice President of Research, Planning and International Affairs,* http://taxresearch.ir/rdsm_project_list.php?. (In Persian).

- Planning and Budget Organization, (2016). "Report on the implementation of the law of the fifth program of economic". Social and cultural development of the Islamic Republic of Iran in 2016, first volume: trans-sectoral area. https://www.mporg.ir/Portal/View/Page.aspx?PageId=1cd8157d-1bef-4f17-a3a6-ecaabb953f33. (In Persian).

- Unido, (2009). "Industrial Development Report 2009: Breaking in and moving up – new industrial challenges for the bottom billion and the middle income countries". Vienna: United Nations Industrial Development Organization.

- Warr, P. G., (1989). "Export Processing Zones: The Economics of Enclave Manufacturing*". The World Bank Research Observer,* 4(1): 65-88. https://doi.org/10.1093/wbro/4.1.65

- World Bank, Competitive Industries and Innovation Program (2017). *Special Economic Zones an Operational Review of Their Impacts.* Washington, DC: World Bank. Doi: 1W-Enhancing Wbg Support for Sezs -- P154708

- https://www.freezones.ir/

- https://www.arasfz.ir/intro

- https://www.arvandfreezone.com/

- https://www:anzalifz.ir/

Vol. 12, No. 46, Summer (2023)

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 Impact of Behavioral Factors on the Iranian Housing Price

Samadipour, Sh.[1], Qolizadeh, A. A.[2], Sepehrdoust, H.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27055.3531
Received: 2022.11.10; Accepted: 2023.01.27
Pp: 241-274

Abstract

The hyper volatilities of the housing market and the reasons for the emergence of boom-and-bust cycles cannot be explained by traditional theories. Recent studies indicate that behavioral factors are responsible for market volatility in the financial and real estate sectors, making it impossible to comprehend housing market events if they are neglected. According to this new viewpoint, the main objective of this study is to investigate the influence of two major behavioral principles, namely herd behavior and overoptimism, on the Iranian housing market. The seasonal data of Iran's housing market from 2004:4 to 2021:5 and the bounds testing approach to cointegration of Pesran et al. (2001) based on the ARDL model have been utilized in this research. Since herd behavior is a hidden unobservable variable, Hwang & Salmon's (2004) method was employed to quantify it. The quantification of herd behavior in the housing market demonstrates observable changes over time, confirming the methodology employed to quantify it in this study. The results of the cointegration test demonstrate that the correct variables influencing house prices were chosen and that there is a cointegration relationship between the research variables. Also, the results of this study reveal that behavioral components are among the most important determinants of housing prices, and that both herd behavior and overoptimism have a positive and statistically significant effect on housing prices. In addition to behavioral considerations, the results of this study indicate that economic factors such as real volume of liquidity, real GDP, and informal market exchange rate also influence housing prices, with all three variables having a positive effect on real housing prices.

Keywords: Overoptimism, Herd Behavior, Behavioral Finance Theory, Housing Price, Housing Economics.
JEL Classification: O18, E7, R3, D01.

1. PhD Candidate of economic sciences, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran. (Corresponding Author).
Email: z_aliak@yahoo.com
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.

Citations: Samadipour, S.; Gholizadeh, A. & Sepehrdoust, H., (2023). "Investigating the Impact of Behavioral Factors on the Iranian Housing Price". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(46): 241-274. doi: 10.22084/aes.2023.27055.3531
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4958.html?lang=en

1. Introduction

Existing research on real estate investment analyzes the investment behavior of buyers infrequently. Studies are often based on the traditional efficient market-based economic perspective, in which markets are assumed to follow rational behavior and the behavioral responses of individual market participants cannot affect the return and market risk processes (Mayer & Siani, 2009). Nevertheless, behavioral finance theory contends that people's investment and economic decisions are not always based on optimization and rational behavior, and that behavioral factors can sometimes lead to a change in perception, an erroneous judgment, an illogical interpretation, and everything else that is generally referred to as irrational behavior (Heydari et al., 2019).

If, in the analysis of markets, behavioral aspects are ignored and all economic actors are assumed to be rational, then the resulting findings will be erroneous and cannot accurately explain reality. In this study, an attempt was made to examine the impact of behavioral factors in addition to economic considerations on the housing market. This study focuses on the components of behavioral economics, particularly "overoptimism" and "herd behavior" as behavioral heterogeneity variables. These two behavioral issues are the most significant parts of behavioral reactions that can have a profound effect on how people make financial decisions and can generate phenomena such as price bubbles, hyper volatility, and herd behavior (Spyrou, 2013). To the best of our knowledge, the current study is the first domestic examination of the effect of behavioral factors on housing prices in Iran.

2. Discussion and Analysis

The channels that influence the housing price include 1) the fluctuation of the housing price, which has an effect on the development of residential units; 2) the influence of price change on housing wealth, followed by the effect of housing wealth on consumption of non-housing items and overall economic demand; and 3) being referred to as the "credit channel" in housing economics literature, it influences the spending of people or the investment of businesses (Qolizadeh, 2011). According to Thaler & Mullainathan (2000), behavioral economics

combines psychology and economics. In contrast to "mainstream" economic theory, the primary focus of research in this area of economics is the irrationality of economic agents. The heterogeneity of investor behavior, according to the behavioral perspective, is the root cause of the market's heterogeneous changes and hyper volatility. The two most frequently discussed market abnormalities are overoptimism and herd behavior.

According to the results, the remaining variable coefficients are significant at the 5% level, with the exception of the real GDP variable coefficient, which is significant at the 10% level. The computed coefficient for the herd behavior variable is -0.14, indicating that herd behavior has a positive effect on actual home prices. As described above, the herd behavior indicator variable H is calculated as $H = \log(1 - h_{mt})$. In fact, a rise in herd behavior (h) causes the calculated variable for herd behavior (H) to drop. Therefore, one must be cautious when interpreting the coefficient of this variable and interpret it in the opposite direction.

3. Conclusion

Comparing the results of this study to those of earlier research reveals that they are consistent with past findings. Because prior studies, which were undertaken for economies other than the Iranian economy, verified the prevalence of herd behavior and overoptimism in the housing market, and this research yielded very comparable results to those of previous studies. Accordingly, it can be concluded that economic actors on the Iranian housing market exhibit comparable behavior patterns to investors on housing market in other countries.

These findings are significant for economic policymakers, particularly those responsible for the housing sector. Initially, the role of behavioral elements should be considered when formulating policies for this sector, and any policy that in any way encourages behavioral inclinations such as herd behavior, etc. should be avoided. Since lack of access to clear and obvious information is one of the most important factors in the formation of herd behavior in markets, policymakers can provide detailed information about the consequences of any policy to prevent the formation of crises caused by behavioral bias, so that even individuals who are incapable of appropriate analysis of news and policy outcomes can have an accurate

knowledge of the issue. The monetary policymakers of the nation are the target of a second policy recommendation derived from this study. According to the findings of this study, the two primary economic variables directly under the control of the central bank, namely the exchange rate and the liquidity, have a significant positive effect on housing prices. If the objective of the economic policymaker is to stabilize prices and eliminate price fluctuations in the housing market, they should formulate the country's monetary and currency policies with care to prevent a disproportionate growth in housing market prices.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۶، تابستان ۱۴۰۲

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 مؤلفه‌های رفتاری بر قیمت مسکن در ایران

شهلا صمدی‌پور[۱]، علی‌اکبر قلی‌زاده[۲]، حمید سپهردوست[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27055.3531
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۸/۱۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۰۷
صص: ۲۷۴-۲۴۱

چکیده

نظریه‌های سنتی در توضیح نوسانات بیش از حد بازار مسکن و دلایل شکل‌گیری دوره‌های رونق و رکود شدید در این بازار ناتوان هستند. مطالعات اخیر حاکی از آن است که مؤلفه‌های رفتاری عامل شکل‌گیری نوسانات در بازارهای مالی و مستغلات است، به‌نحوی‌که عدم توجه به این عوامل امکان توضیح وقایع بازار مسکن را غیرممکن می‌سازد. با توجه به این نگاه جدید، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر دو اصل مهم رفتاری، یعنی: رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش از حد در بازار مسکن ایران می‌باشد. در این مطالعه از داده‌های فصلی بازار مسکن ایران در بازهٔ سال‌های ۱۳۸۳:۱ تا ۱۴۰۰:۲ و از روش هم‌انباشتگی کرانه‌های «پسران» و همکاران (۲۰۰۱) مبتنی‌بر الگوی ARDL استفاده شده است. از آنجایی‌که رفتار تقلیدگونهٔ یک متغیر پنهان و غیرقابل مشاهده است، برای کمّی‌سازی آن از رویکرد «هوانگ» و «سالمون» (۲۰۰۴) بهره گرفته شده است. کمّی‌سازی رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن، حاکی از تغییرات محسوس آن طی زمان است که تأییدی بر رویکرد استفاده شده در این مطالعه برای کمّی‌سازی آن است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی حاکی از انتخاب صحیح متغیرهای اثرگذار بر قیمت مسکن بوده و نشان می‌دهد که بین متغیرهای تحقیق رابطهٔ هم‌انباشتگی وجود دارد. همچنین، نتایج این تحقیق حاکی از آن است که مؤلفه‌های رفتار جزو عوامل اصلی در تعیین قیمت مسکن بوده و رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش از حد، هر دو دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن هستند. همچنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در کنار عوامل رفتاری، عوامل اقتصادی مانند: حجم واقعی نقدینگی، تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ ارز بازار غیررسمی نیز بر قیمت مسکن مؤثر بوده و هر سه متغیر فوق‌الذکر دارای اثر مثبت بر قیمت واقعی مسکن هستند.

کلیدواژگان: خوش‌بینی بیش از حد، رفتار تقلیدگونه، تئوری مالی رفتاری، قیمت مسکن، اقتصاد مسکن.
طبقه‌بندی JEL: O18, E7, R3, D01.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: sh.samadipour@eco.basu.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران. (نویسندهٔ مسئول).
Email: z_aliak@yahoo.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: hamidbasu1340@gmail.com

ارجاع به مقاله: صمدی‌پور، شهلا؛ قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و سپهردوست، حمید، (۱۴۰۲). «بررسی اثر مؤلفه‌های رفتاری بر قیمت مسکن در ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۶): ۲۴۱-۲۷۴. (doi: 10.22084/aes.2023.27055.3531).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4958.html?lang=fa

۱. مقدمه

بازار مسکن ایران در ۲۰ سال اخیر، حداقل چهار دورهٔ تجاری را تجربه کرده است. این اتفاق دو بار در دههٔ ۱۳۸۰ و دو بار نیز در دههٔ ۱۳۹۰ رخ داده است. بارزترین دورهٔ بی‌ثباتی و افزایش شدید قیمت‌ها که در بازار مسکن رخ داده مربوط به چند سال اخیر بعد از دور دوم تحریم‌ها بوده است. طی این دوره (از ابتدای سال ۱۳۹۷ تا فصل دوم سال ۱۴۰۰) قیمت مسکن در کل کشور به‌طور میانگین حدود ۵۲۶٪ افزایش داشته است[1]. چنین افزایش بی‌سابقه‌ای تطابق چندانی با واقعیت‌های این بخش از اقتصاد نداشته و بیشتر به حباب قیمتی شباهت دارد. نکتهٔ جالب‌توجه این است که افزایش قیمت مختص منطقهٔ خاصی نبوده و قیمت مسکن تقریباً در همهٔ شهرهای کشور، افزایش چشمگیری را طی این مدت تجربه کرده است. از آنجایی‌که مسکن یک کالای غیرقابل تجارت بوده و همچنین با توجه به این‌که بازار مسکن یک بازار منطقه‌ای است و قیمت‌های هر منطقه براساس عوامل ویژه‌ای مختص همان منطقه تعیین می‌شود (گلیسر و همکاران[2]، ۲۰۰۹)، وقوع حرکت افزایشی قیمت در همهٔ نقاط کشور، کمی سؤال برانگیز است و این سؤال را در ذهن متبادر می‌کند که آیا عوامل دیگری غیر از عوامل اقتصادی در وقوع چنین پدیده‌ای مؤثر هستند یا خیر؟ علاوه‌بر این، مقایسه مقدار نوسانات[3] قیمت مسکن با نوسانات عوامل بنیادی این بازار حاکی از آن است که قیمت مسکن دارای نوسانات بیشتری است (مایر[4]، ۲۰۱۱) و این موضوع تأکید مجددی بر نقش عوامل غیر اقتصادی و رفتاری در تعیین قیمت مسکن دارد (شیلر[5]، ۲۰۱۵).

تحقیقات موجود درمورد سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات و ریسک مالی به‌ندرت رفتار سرمایه‌گذاری خریداران را تجزیه و تحلیل می‌کند و مطالعات اغلب بر پایهٔ دیدگاه اقتصاد سنتی مبتنی‌بر بازار «کارا»[6] بنا شده‌اند که تصور می‌شود بازارها از الگوهای منطقی و رفتار عقلایی پیروی می‌کنند و واکنش‌های رفتاری افراد در بازار نمی‌تواند روند بازدهی و ریسک بازار را تحت‌تأثیر قرار دهد (مایر و سیانی[7]، ۲۰۰۹). با این‌وجود، تئوری مالی رفتاری بر این باور است که در فرآیند سرمایه‌گذاری، عوامل رفتاری مانند خوش‌بینی بیش از حد، ترس، عدم شناخت و احساسات بر استراتژی‌های سرمایه‌گذاری و فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارند؛ به‌عبارت دیگر، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و اقتصادی افراد لزوماً براساس بهینه‌سازی و مبتنی‌بر رفتار عقلایی نبوده و عوامل رفتاری، ممکن است گاهی از اوقات منجر به تغییر ادراک، قضاوت نادرست، تفسیر غیرمنطقی یا به‌طورکلی هر آن‌چه که عمدتاً رفتار غیرمنطقی نامیده می‌شود، گردد (حیدری و همکاران، ۲۰۱۹).

در صورتی‌که در تحلیل‌های مربوط به بازارها، عوامل رفتاری نادیده گرفته شده و همهٔ فعالان اقتصادی، عقلایی درنظر گرفته شوند، نتیجه‌گیری‌های حاصل شده قطعاً صحیح نخواهد بود و نمی‌تواند توضیح دقیقی از واقعیت باشد. بر این‌اساس، در این مطالعه، تلاش‌شده تا در کنار عوامل اقتصادی، اثر عوامل رفتاری نیز در بازار مسکن مورد ارزیابی قرار گیرد. در مطالعهٔ حاضر، تمرکز بر روی مؤلفه‌های اقتصاد رفتاری، به‌ویژه «خوش‌بینی بیش از

---

[1] .The calculations are based on statistics published by the Statistical Center and calculated for 20 major cities of Iran. The list of cities is in the research method section.
[2]. Glaeser et al.
[3]. Volatility
[4]. Mayer
[5]. Shiller
[6]. Efficient Market
[7]. Mayer & Siani

حد» و «رفتار تقلیدگونه» به‌عنوان عوامل ناهمگونی رفتاری است. این دو مسأله رفتاری، مهم‌ترین جنبه‌های واکنش‌های رفتاری هستند که می‌توانند تأثیر عمیقی بر نحوهٔ اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری افراد داشته باشند و قادر هستند تا مسیر بازار را از وضعیتی که در آن، همهٔ فعالان اقتصادی به‌شکل عقلایی رفتار می‌کنند، دور کرده و موجب پیدایش پدیده‌هایی مانند حباب قیمتی، نوسانات بیش از حد و... شوند (اسپیرو[1]، ۲۰۱۳). بررسی‌های انجام شده نشان می‌دهد که مطالعهٔ حاضر، اولین مطالعهٔ داخلی است که به بررسی اثر عوامل رفتاری بر قیمت مسکن در ایران می‌پردازد.

در راستای دستیابی به اهداف پژوهش، این مطالعه در پنج بخش تنظیم شده است؛ پس از مقدمهٔ حاضر، در بخش دوم تحقیق به مبانی نظری و همچنین مطالعات انجام شده در این حوزه پرداخته شده است. در بخش سوم، داده‌ها و روش تحقیق معرفی شده است. در بخش چهارم، نتایج تحقیق ارائه شده؛ و نهایتاً در بخش پنجم، به نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲. مروری بر ادبیات پژوهش

در این بخش ابتدا به بررسی مبانی نظری و سپس به مطالعات تجربی که در این‌زمینه انجام شده است، پرداخته می‌شود.

۲-۱. مبانی نظری

قبل از بحث دربارهٔ عناصر مرتبط با قیمت مسکن از دید تئوری اقتصاد رفتاری و بحث درباره تئوری اقتصاد رفتاری و تفاوت آن با اقتصاد سنتی به بررسی کانال‌های اثرگذاری قیمت مسکن پرداخته خواهد شد.

– **نخست،** نوسان قیمت مسکن بر ساخت‌وساز واحدهای مسکونی اثر می‌گذارد. افزایش قیمت مسکن در مقایسه با هزینهٔ ساخت مسکن موجب می‌شود سازندگان حرفه‌ای در برنامهٔ تولید خود تغییراتی ایجاد نمایند. انتظار می‌رود این اثر به‌صورت تدریجی کامل شود و دورهٔ زمانی لازم است تا اثر آن بر پروژه‌های سرمایه‌گذاری و به مرحلهٔ اجرا درآوردن و تکمیل آن‌ها ظاهر شود. شرایط بازار مسکن در ابتدا بر تصمیم تولید مسکن خود را نشان می‌دهد که آثار آن بر پروانه‌های ساختمانی صادرشده قابل مشاهده است و تولیدکنندگان با ارزیابی مجدد بازار درخصوص اجرای برنامهٔ تولید تصمیم‌گیری نهایی می‌کنند ؛پس معمولاً واکنش عرضهٔ مسکن نسبت به متغیرهای اثرگذار بر قیمت مسکن کند و ملایم‌تر از عکس‌العمل تقاضا نسبت به عوامل یاد شده است (قلی‌زاده، ۲۰۱۹).

– **کانال دوم** اثر تغییر قیمت بر ثروت مسکن و سپس بررسی اثر ثروت مسکن بر مصرف کالاهای غیرمسکن و تقاضای کل اقتصاد است. به‌طور خاص قیمت مسکن منعکس‌کنندهٔ ارزش کنونی جریان اجارهٔ انتظاری مسکن و یا اجارهٔ محاسباتی مسکن ملکی در طول دورهٔ بهره‌برداری است. در صورت افزایش اجارهٔ مسکن، افزایش قیمت مسکن نه‌تنها ارزش بازاری ثروت مالکان مسکن را افزایش می‌دهد، بلکه هزینهٔ خدمات مسکن و اجاره را برای مالکان و مستأجران افزایش می‌دهد. در این موارد تغییرات قیمت مسکن اثرات مبهمی‌بر مصرف غیرمسکن از یک‌طرف و توزیع مجدد منابع بین صاحبان مسکن ملکی جدید و استیجاری از طرف دیگر خواهد داشت. افزایش

[1]. Spyrou

قیمت مسکن موجب افزایش ثروت مسکن می‌شود و افزایش ثروت موجب کاهش پس‌انداز و افزایش مخارج غیرمسکن خانوارها می‌شود. نظریهٔ دیگر آن است که در مواردی افزایش قیمت مسکن افزایش تقاضای مسکن را به‌دنبال دارد و در این‌صورت ممکن است مخارج غیرمسکن خانوارها کاهش‌یابد. باید توجه‌داشت رفتار تمامی خانوارها از الگوی یکسانی تبعیت نمی‌کند. اعتقاد بر آن است که بخش بسیار مهمی از افزایش نسبت مسکن ملکی و تغییرات ناشی از اثرات افزایش ادواری قیمت مسکن و کسب منفعت سرمایه خواهد بود (قلی‌زاده، ۲۰۱۱)

– **کانال سوم** که در ادبیات اقتصاد مسکن «کانال اعتبارات» نامیده می‌شود بر مصرف خانوارها و یا سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها تأثیر بگذارد. ناقص بودن بازار اعتبارات ازطریق نامتقارن بودن نحوهٔ انتخاب مشتریان برای پرداخت وام و نظارت و کنترل هزینه‌های نظام بانکی اشاره به آن دارد که مصرف‌کنندگان و بنگاه‌ها درصددند هزینهٔ تأمین مالی را به حداقل برسانند که بر اثر ریسک درآمد انتظاری ایجاد می‌شود. براساس مدل «تکاثر مالی» هزینهٔ تأمین مالی و مبلغ اقساط وام بستگی به موجودی حساب بانکی و سطح درآمد و ثروت مشتری خواهد داشت. افزایش ارزش املاک مسکونی موجب افزایش ارزش وثیقه‌ای خانوارها و بنگاه‌ها و افزایش اعتبار آن‌ها جهت اخذ وام می‌شود. افزایش قیمت املاک تجاری و یا مسکونی اجازه می‌دهد خانوارها و بنگاه‌ها به میزان بیشتری وام برای مصرف و سرمایه‌گذاری دریافت کنند. ویژگی‌های متعدد ساختاری تأمین مالی و بازارهای رهنی مثل درجه رقابت‌پذیری، سطح هزینه‌های معاملاتی بر توانایی مالکان برای اخذ وام رهنی مسکن اثر می‌گذارد (قلی‌زاده، ۲۰۱۱).

علم اقتصاد براساس فرض وجود فردی کاملاً منطقی که به‌نام «همو اکونومیکوس»[1] نیز شناخته می‌شود، توسعه داده شده است؛ همو کونومیکوس نمایندهٔ فردی است که کاملاً منطقی عمل می‌کند و منحصراً منافع شخصی او را دنبال می‌کند تا رفاه خود را به حداکثر برساند. دلیل این‌که همو اکونومیکوس همیشه منطقی است به دو دلیل است: اولاً، او تمام اطلاعات مربوطه را برای تصمیم‌گیری بهینه در اختیار دارد؛ و ثانیاً، او این توانایی را دارد که همهٔ گزینه‌ها را به همراه هزینه‌ها و مزایای آن‌ها شناسایی کند (فرانیسویچ[2]، ۱۹۹۵). این بدان‌معناست که هر فرد پیرو منطق است، قوانین احتمال را می‌داند و از آن قوانین برای تصمیم‌گیری استفاده می‌کند. علاوه‌بر این، این شخص، مانند سایر افراد، اطلاعات را فقط ازطریق دلیل پردازش می‌کند؛ درحالی‌که احساسات و عوامل روانی تأثیری بر آن ندارند. سرانجام، هنگامی‌که بازار تحت‌تأثیر اطلاعات جدیدی قرار می‌گیرد، انتظارات خود را نیز تطبیق داده و به‌روز می‌کند (کاپور[3]، ۲۰۱۴). این مفروضات سنگ بنای نظریهٔ «فاما»[4] درمورد حداکثرسازی مطلوبیت (UM) به‌عنوان پیش‌نیاز بازارهای کارآمد سرمایه بودند. همان‌طورکه فاما (۱۹۷۰) توضیح می‌دهد ویژگی ایده‌آل بازار این است که قیمت در آن به‌عنوان سیگنالی برای تخصیص منابع عمل می‌کند. بازاری که در آن شرکت‌ها به‌طور مطلوب تصمیم می‌گیرند چه چیزی تولید کنند و کجا سرمایه‌گذاری کنند و درنهایت بازاری که سرمایه‌گذاران می‌توانند از بین سهامی که ارزش واقعی شرکت‌ها را منعکس می‌کنند، یکی را انتخاب کنند (فاما، ۱۹۷۰). این مدل از بازار کارآمد یا کارا به نقطهٔ شروع بسیاری از نظریه‌های اقتصادی موردمطالعه در دانشگاه‌های سراسر جهان

---

1. Homo Economicus
2. Franicevic
3. Kapor
4. Fama

تبدیل شده است؛ درحالی‌که برای مدتی کارآیی بازار به‌عنوان یک الگوی مشخص درنظر اکثر محققان درنظر گرفته شده بود، برخی دیگر از اقتصاددانان، در قالب شاخهٔ جدیدی از اقتصاد تحت‌عنوان «اقتصاد رفتاری»، ناهنجاری‌هایی را مشخص کردند که هستهٔ اصلی اندیشهٔ اقتصادی استاندارد انسان عقلایی را رد می‌کرد. این ناهنجاری‌ها شامل اشتباهاتی در استدلال است که اصولاً شرکت‌کنندگان منطقی در بازار نباید مرتکب شوند. درنتیجه، چنین خطاهایی بر قیمت و بازده تأثیر می‌گذارد و بازار را ناکارآمد می‌کند.

به بیان ساده، اقتصاد رفتاری، تأثیر روان‌شناسی را بر فرآیند تصمیم‌گیری نشان می‌دهد. «تالر» و «مولاناتان»[1] (۲۰۰۰) توضیح می‌دهند: اقتصاد رفتاری ترکیبی از روان‌شناسی و اقتصاد است که به بررسی آن‌چه در بازارها اتفاق می‌افتد، می‌پردازد که در آن برخی از عوامل محدودیت‌ها و تعهدات انسانی را نشان می‌دهند. برخلاف نظریهٔ اقتصادی «استاندارد»، هستهٔ اصلی تحقیق در این‌زمینه از اقتصاد، غیرمنطقی بودن نمایندگان اقتصادی است. باوجودی که از ۱۹۸۰م.، این حوزهٔ اقتصاد وجود داشته است، تنها پس از بحران مالی در اقتصاد جهانی در سال ۲۰۰۸م. موردتوجه قرار گرفته است. طبق نظر «اسچینکاس»[2] (۲۰۱۱) سه موضوع اصلی در اقتصاد رفتاری مورد بررسی قرار گرفته است: مفروضات روان‌شناختی، وابستگی به چارچوب و فرضیهٔ ناکارآمدی که بر فرآیند تصمیم‌گیری افراد تأثیر می‌گذارد. جدول ۱، خلاصه‌ای از تفاوت‌های اصلی اقتصاد سنتی و رفتاری را نشان می‌دهد.

جدول ۱: اختلاف بین اقتصاد سنتی و اقتصاد رفتاری

Tab. 1: The difference between traditional economics and behavioral economics

نظریهٔ اقتصادی سنتی	نظریهٔ اقتصادی رفتاری
خانوار کاملاً منطقی هستند و هنگام تصمیم‌گیری فقط از منطق استفاده می‌کنند	خانوارها غیرمنطقی هستند و توسط احساسات هدایت می‌شوند
افراد داده‌ها را با دقت پردازش می‌کنند	خانوارها برای پردازش داده‌ها از قانون کلی استفاده می‌کنند
چارچوب‌بندی بر تصمیمات تأثیر نمی‌گذارد	چارچوب‌بندی بر درک خطرات و فرآیند تصمیم‌گیری تأثیر می‌گذارد
بازارها کارآمد هستند و قیمت‌ها نشان‌دهندهٔ ارزش واقعی یک شرکت، املاک، دارایی‌ها و غیره است.	ناکاملی افراد (اکتشاف) باعث ناکارآمدی بازار می‌شود که قیمت‌ها را گاهی با ارزش واقعی دارایی نامتناسب می‌کند.

(منبع: دسکاک[3]، ۲۰۱۷).

در دیدگاه رفتاری، علت تغییرات ناهمگن و نوسانات بیش از حد در بازار، ناهمگنی رفتار سرمایه‌گذاران است. دو ناهنجاری که به‌طور گسترده مورد بحث و بررسی قرار گرفته و در بازارها یافت می‌شود، مربوط به خوش‌بینی بیش از حد و رفتار تقلیدگونه است که در ادامه به توضیح آن‌ها پرداخته می‌شود.

۱-۱-۲. رفتار تقلیدگونه

اگر عوامل بازار بخش مهمی از وجود آن نباشند، بازار آن‌چنان واژه‌ای مناسب نخواهد بود. بازار و افراد شرکت‌کننده به‌هم وابسته هستند؛ به این معنی‌که واکنش خانوار بر جریانات بازار تأثیر می‌گذارد و برعکس. ما به‌عنوان خانوار موجودات اجتماعی هستیم و به‌همین دلیل اصرار داریم که به جایی تعلق داشته باشیم؛ یعنی این‌که گروهی از افراد

---

1. Thaler & Mullainathan
2. Schinckus
3. Descak

خاصی هستند که می‌توانیم با آن‌ها ارتباط برقرار کنیم، با آن‌ها هم‌ذات‌پنداری کنیم یا از آن‌ها تقلید کنیم. با این‌حال، جدا از این بُعد اجتماعی، ما همچنین اطلاعاتی را از تعامل با دیگران دریافت می‌کنیم. این امر، به‌ویژه درمواقع بحران و عدم قطعیت اهمیت دارد. زمانی‌که یک فرد، حتی بدون تجربهٔ شخصی قابل استفاده در موقعیتی خاص، از دیگران پیروی می‌کند و با استفاده از اصل «دیگران بهتر می‌دانند» قضاوت خود را با رفتار دیگران تطبیق می‌دهد، مرتکب رفتاری می‌شود که به اصطلاح «رفتار تقلیدگونه» گفته می‌شود (بدلی، ۲۰۱۰).

طبق نظر «بدلی»[1] (۲۰۱۰) دلیل دیگر این رفتار فشار اجتماعی است که به‌دلیل این واقعیت ایجاد می‌شود که خانوار می‌خواهند بیشتر احساس کنند که مورد پذیرش دیگران قرار می‌گیرند تا این‌که اشخاص حقیقی آن‌ها را مورد پذیرش قرار ندهند؛ بنابراین، پیروی از دیگران راه ایده‌آل برای عضویت در گروه است. سرانجام، حتی اگر فردی متقاعد نشده باشد که ایدهٔ خاصی منطقی است، در بیشتر موارد همچنان ترجیح می‌دهد پیرو گروهی باشد که به قضاوت آن‌ها بیش از تصمیم خود اعتقاد دارد. در بازارهای دارایی، رفتار تقلیدگونه به‌طور روزانه وجود دارد. افرادی که اطلاعات محدودی دارند از افرادی پیروی می‌کنند که فکر می‌کنند اطلاعات بیشتر یا دانش بهتری دارند. درمورد سرمایه‌گذاران که تشکیل پرتفوی دارایی خود را از یک‌دیگر تقلید می‌کنند، همین‌طور است. این رفتار بار دیگر رد عقلانیت عوامل بازار است که توسط نظریهٔ اقتصادی استاندارد فرض شده است (بدلی، ۲۰۱۰).

«سینها»[2] (۲۰۱۵) تأیید می‌کند که دلیل اصلی رفتار تقلیدگونهٔ سرمایه‌گذاران این است که آن‌ها تصور می‌کنند اطلاعات خودشان کیفیت پایینی دارد و سایر سرمایه‌گذاران اطلاعات با کیفیت بالاتری دارند و بنابراین ارزش کمتری به نظرات خود و ارزش بیشتری بر نظرات دیگران می‌گذارند. «وینزیا»[3] و همکاران (۲۰۱۱) عنوان می‌کنند که رفتار تقلیدگونه، عمدتاً نتیجهٔ فقدان اطلاعات و بی‌اعتمادی ذاتی به اطلاعات خود است. همچنین اعتقاد زیادی به این مسأله وجود دارد که رفتار تقلیدگونه، نوعی تأثیر اجتماعی در انسان است که در آن، افراد تمایل دارند تا خصیصه‌های مشترک با اطرافیان خود بیابند و زمانی‌که تصمیماتشان با همراهانشان مطابقت دارد، احساس بهتری نسبت به خود دارند (اندرسون[4] و همکاران، ۲۰۱۴).

در دیدگاه رفتاری، رفتار تقلیدگونه می‌تواند باعث برخی سوگیری‌های احساسی، ازجمله انطباق، همسویی و تعارض‌شناختی، تعصب و شایعات شود. اگر افراد معتقد باشند که رفتار تقلیدگونه می‌تواند به آن‌ها در استخراج اطلاعات مفید و قابل اعتماد کمک کند، تقلید را ترجیح می‌دهند (کالانتاراکیس[5] و همکاران، ۲۰۱۰).

به‌دلیل عدم تقارن اطلاعات در بازار املاک و مستغلات، توسعه‌دهندگان املاک و مستغلات، به‌عنوان تأمین‌کنندگان مسکن، اطلاعات زیادی درمورد قیمت و کیفیت مسکن دارند. با این‌وجود خریداران مسکن، وضعیت ضعیفی در بازار املاک و مستغلات دارند. آن‌ها دسترسی محدودی به اطلاعات املاک و مستغلات دارند و نمی‌توانند اطلاعات مربوط به بازار املاک و مستغلات را به‌طور کامل درک کنند. قبل از خرید، خریداران بالقوه معمولاً اطلاعات مربوط به املاک و مستغلات را از خریداران یا کارشناسان و افراد آگاه دیگر به‌دست می‌آورند. در شرایط

---

1. Baddeley
2. Sinha
3. Venezia
4. Andersson
5. Kallinterakis

عدم شناخت از بازار املاک و مستغلات، در اوایل دورهٔ افزایش قیمت املاک و مستغلات، خریداران بلافاصله مسکن خریداری نمی‌کنند، اما منتظر می‌مانند تا ببینند شرایط چگونه تغییر می‌کند. وقتی دریابند که سایر خریداران در شرایط فعلی بازار مسکن به خرید مسکن مبادرت ورزیده‌اند از طریق کانال‌های رسانه‌ای مانند روزنامه‌ها، اینترنت، تلویزیون و افکار عمومی، که افزایش قیمت مسکن را پیش‌بینی کرده‌اند کسب اطلاعات می‌کنند؛ لذا خریداران بالقوه این ذهنیت را پیدا می‌کنند که «قیمت‌ها در آینده همچنان افزایش می‌یابد و در صورت عدم خرید آن‌ها متضرر می‌شوند»؛ بنابراین آن‌ها رفتار انبوه سرمایه‌گذاران را دنبال می‌کنند و تصمیم می‌گیرند بلافاصله مسکن را خریداری کنند. گسترش رفتار تقلیدگونه منجر به افزایش تعداد خریداران بازار املاک و مستغلات شده است. از آنجا که چرخهٔ عرضه بازار املاک و مستغلات نسبتاً طولانی است، عرضهٔ بازار املاک و مستغلات در کوتاه‌مدت بدون تغییر باقی می‌ماند؛ بنابراین قیمت املاک و مستغلات بیشتر افزایش می‌یابد. برعکس، در دوره‌ای که قیمت املاک و مستغلات درحال سقوط است، اگر فروش تقلیدگونهٔ املاک و مستغلات وجود داشته باشد، کاهش قیمت در بازار املاک به‌دلیل کاهش تقاضا و افزایش عرضه همچنان ادامه خواهد داشت. ملاحظه می‌شود که انتظار روانی و غیرمنطقی فعالان بازار دلیل مهمی در تغییر قیمت مسکن است. روند ایجاد انتظارات از قیمت مسکن در آینده براساس اطلاعات موجود و تصمیم‌گیری، با عنوان احساسات سرمایه‌گذاری شناخته شده است. احساسات سرمایه‌گذاران واکنش خریداران مسکن به شرایط بازار است و تغییرات آن مستقیماً بر رفتار خرید خریداران تأثیر می‌گذارد (روکسی[1]، ۲۰۱۹).

۲-۱-۲. خوش‌بینی بیش از حد

خوش‌بینی بیش از حد را می‌توان تمایل فرد برای ارزیابی بیش از حد احتمال نتایج مثبت و دست‌کم گرفتن نتایج منفی در مقایسه با دیگران تعریف کرد (هیرشلیفر[2]، ۲۰۱۵). افراد معمولاً بیش از حد به قضاوت خود اعتماد می‌کنند، شانس موفقیت خود را بیش از حد ارزیابی می‌کنند و اغلب موفقیت خود را به توانایی خود نسبت می‌دهند. این جهت‌گیری رفتاری که ناشی از اعتماد بیش از حد به قضاوت خود است به‌عنوان خوش‌بینی بیش از حد تعریف می‌شود. به‌دلیل وجود خوش‌بینی بیش از حد، سرمایه‌گذاران معمولاً فقط برروی اطلاعاتی تمرکز می‌کنند که می‌تواند اطمینان خاطر آن‌ها را افزایش دهند، درحالی‌که آن‌ها از اطلاعاتی که به اطمینان خاطر آن‌ها آسیب می‌رساند، چشم‌پوشی می‌کنند؛ به‌عبارت دیگر، سرمایه‌گذار با خوش‌بینی بیش از حد، صحت اطلاعات خصوصی خود را بیش از حد ارزیابی می‌کند و از اطلاعات موجود در بازار، غفلت می‌کند، که ممکن است منجر به تصمیم‌گیری نامطلوب برای سرمایه‌گذاری، یعنی سرمایه‌گذاری غیرمنطقی شود (مالمندیر و تیلور[3]، ۲۰۱۵).

«کیس»[4] و همکاران (۲۰۰۰) معتقد است که خوش‌بینی بیش از حد مهم‌ترین سوگیری روان‌شناختی در بازارهای املاک است. یافته‌ها نشان می‌دهد که خانوارها معتقدند خرید خانه ریسک زیادی ندارد و قیمت مسکن به‌طور متوسط بیش از ۱۱٪ در سال افزایش می‌یابد و این نشان‌دهندهٔ خوش‌بینی بیش از حد است. به‌طور کلی، خانوارها

---

1. Rouxi
2. Hirshleifer
3. Malmendier & Taylor
4. Case

ارزیابی‌های بسیار خوش‌بینانه‌ای از سطوح آینده نرخ بهره دارند و نسبت به ریسک تغییرات نرخ بهره کمتر واکنش نشان می‌دهند.

در بازار املاک و مستغلات، خوش‌بینی بیش از حد در خریداران، سازندگان املاک و مستغلات، بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی و نهادها و سازمان‌های سرمایه‌گذار در بخش مسکن وجود دارند. آن‌ها تمایل دارند که نسبت به آینده خوش‌بین باشند. آن‌ها بر این باورند که ظرفیت زیادی برای رشد قیمت مسکن در آینده وجود خواهد داشت، به‌طوری‌که آن‌ها به صف انبوه خریداران مسکن می‌پیوندند که حجم معاملات و نوسان بازار را افزایش می‌دهند. در همان زمان، پیش‌بینی و آینده‌نگری سازندگان املاک و مستغلات درمورد آینده باعث می‌شود که زمین‌های زیادی را به کاربری مسکونی تغییر دهند و بانک‌ها نیز با سرمایه‌گذاری بیش از حد متعارف در بخش مسکن و تخصیص منابع قابل‌توجه به بخش مسکن و وام مسکن ریسک عملیاتی و ریسک نقدینگی خود را به‌شدت افزایش می‌دهند و به تشدید نوسان قیمت بازار املاک و مستغلات کمک می‌کنند.

مطالعهٔ خوش‌بینی بیش از حد در تصمیم‌گیری و عملکرد بازار سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران، حایز اهمیت فراوان است. در فرآیند تصمیم‌گیری، سرمایه‌گذاران با اعتماد به نفس زیاد، موفقیت تجارب گذشته خود را به‌جای شانس، به توانایی برتر خود نسبت می‌دهند و بنابراین، آن‌ها به رفتار غیرمنطقی در مبادلات و توسعهٔ سرمایه‌گذاری در مسکن ادامه می‌دهند (شرفین[1] و همکاران، ۲۰۰۶). چنین رفتاری می‌تواند سود و مطلوبیت سرمایه‌گذاری کلان را در اقتصاد ملی کاهش دهد. ازنظر عملکرد بازار، خوش‌بینی بیش از حد می‌تواند عمق و نوسانات بازار را افزایش دهد، مبادلهٔ بیش از حد و حباب‌های سوداگرانه ایجاد کند (گریفین[2] و همکاران، ۲۰۰۷).

تأثیر خوش‌بینی بیش از حد بر حجم معاملات و قیمت دارایی، به‌صورت تجربی در بسیاری از کشورها مورد بررسی و مطالعهٔ تجربی قرار گرفته است. «استاتمن» و همکاران (۲۰۰۶) حجم فعلی معاملات را به بازده گذشته مرتبط می‌دانند؛ به‌گونه‌ای که ماه‌های پس از بازده بالا به‌دلیل افزایش خوش‌بینی، تمایل برای گردش مالی در بازار به‌طور قابل‌توجهی افزایش پیدا می‌کند. همچنین، خوش‌بینی بیش از حد می‌تواند منجر به اختلاف‌نظر در مبانی نظری دارایی شود و حباب‌های سوداگری همراه با حجم معاملات و نوسانات بالا ایجاد کند.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

در این بخش به بررسی مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه پرداخته شده است. از آنجایی‌که هیچ مطالعهٔ داخلی مرتبطی وجود ندارد و مطالعهٔ حاضر اولین مطالعهٔ داخلی است که عوامل رفتاری را در بازار مسکن مورد ارزیابی قرار می‌دهد، صرفاً به بررسی مطالعات خارجی مرتبط پرداخته شده است.

«یاکوبسن»[3] (۲۰۲۲) در چارچوب یک مدل DSGE اثر خوش‌بینی بیش از حد را بر قیمت مسکن مورد ارزیابی قرار می‌دهد. خوش‌بینی بیش از حد در این مدل به‌صورت درون‌زا و به خاطر اطلاعات ناقص سرمایه‌گذاران شکل می‌گیرد. نتایج برآورد این مدل نشان می‌دهد که خوش‌بینی بیش از حد، یکی از مهم‌ترین عوامل در افزایش قیمت مسکن از اوایل سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷م. بوده است که درنهایت منجر به بحران اقتصادی آمریکا و جهان شد.

---

1. Shefrin
2. Griffin
3. Jacobson

«تان»[1] (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های پرسشنامه‌ای عقلانیت محدود[2] در بازار مسکن مالزی را مورد ارزیابی قرار داد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که رفتار رمه‌ای در کنار اثر موهبت[3] و زیان‌گریزی مهم‌ترین تورش‌های رفتاری درمیان سرمایه‌گذاران بازار مسکن است و تصمیمات سرمایه‌گذاری آن‌ها را به‌شدت تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

«گلاواتسکی»[4] و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای یک مدل عامل[5] محور توسعه دادند و به بررسی پویایی‌های بازار مسکن در سیدنی استرالیا پرداختند. در این مدل قواعد رفتاری عوامل، مبتنی‌بر عقلانیت محدود بوده و با رفتار عقلایی سازگاری ندارد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که رفتار رمه‌ای مهم‌ترین عامل در پیدایش چرخه‌های قیمتی در بازار مسکن این شهر است.

«استفانی»[6] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر انتظارات تورش‌دار سرمایه‌گذاران بر قیمت در بازار مسکن ایالت میشیگان آمریکا پرداخته است. در این مطالعه که براساس داده‌های خرد انجام شده است، محقق نشان می‌دهد که تاریخچهٔ قیمت می‌تواند سبب ایجاد تورش در انتظارات سرمایه‌گذاران بازار مسکن شود؛ به‌عنوان مثال: اگر برای چندین فصل، قیمت روند افزایشی داشته باشد، سرمایه‌گذاران معمولاً دچار تورش خوش‌بینی بیش از حد شده و احتمال زیان را کمتر از حد برآورد می‌کنند. این موضوع نیز سبب سرمایه‌گذاری بیش از حد در مسکن شده و قیمت آن را افزایش می‌دهد.

«ژو»[7] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان «تأثیرات بازار مسکن و اثربخشی مداخله: شواهد از سوی چین» تعامل بین احساسات سرمایه‌گذاران در بازار مسکن بر بازده بازار و نقش مداخلات دولت را مورد مطالعه قرار می‌دهد. با استفاده از داده‌های سطح خرد بازار مسکن چین، آن‌ها شاخص احساسات بازار مسکن را با استفاده از تکنیک‌های موجود در ادبیات مالی ایجاد کردند. آن‌ها دریافتند که بازده بازار مسکن همزمان با احساسات افزایش می‌یابد. سیاست‌های محدودسازی نیز نمی‌توانند خوش‌بینی را کاهش دهند و احساسات بالا تأثیر منفی بر اثربخشی سیاست‌ها دارند. این تأثیر منفی، به‌ویژه در مناطقی قابل‌توجه است که در آن قیمت مسکن نسبت به افزایش احساسات، حساس است.

«نیجا»[8] و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان « تأثیر رفتار بر قیمت املاک و مستغلات در کنیا» به دنبال یافتن تأثیر عوامل مالی رفتاری (یا تعصبات) بر قیمت املاک و مستغلات بودند. یافته‌های این مطالعه نشان‌داد که جهت گیری در خوش‌بینی بیش از حد و رفتار تقلیدگونه بر قیمت‌های بازار املاک و مستغلات تأثیر مثبت دارد.

«ابیلگرن»[9] و همکاران (۲۰۱۸) اثر خوش‌بینی بیش از حد را بر قیمت مسکن در دانمارک مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه هم از داده‌های خرد و هم از داده‌های کلان استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحقیق

---

1. Tan
2. Bounded Rationality
3. Endowment Effect
4. Glavatskiy
5. Agent Based
6. Stefani
7. Zhou
8. Njenga
9. Abildgren

بیانگر آن است که خوش‌بینی بیش از حد یکی از مهم‌ترین عوامل در شکل‌گیری حباب بازار مسکن در اوایل دههٔ ۲۰۰۰م. در دانمارک بوده است.

«لام»[1] و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان «چگونه احساسات سرمایه‌گذار، بازده آینده املاک و مستغلات در هنگ کنگ را پیش‌بینی می‌کند؟» معیار اختصاصی جدید از احساسات سرمایه‌گذار برای بازار املاک هنگ‌کنگ برای بررسی این‌که آیا این احساسات بر قیمت املاک مسکونی در هنگ‌کنگ تأثیر می‌گذارد، ساختند. نتایج تأیید می‌کند که احساسات با بازده‌های آینده از املاک مسکونی هنگ‌کنگ، با تأخیر ۳ تا ۱۲ ماه رابطهٔ منفی دارد. به‌عبارت دیگر، با افزایش در خوش‌بینی، ابتدا قیمت مسکن افزایش پیدا می‌کند، اما بعد از رسیدن به قله با وقفهٔ ۳ تا ۱۲ ماهه، قیمت مسکن شروع به افت می‌کند. مطابق با پیش‌بینی‌های نظری توسط مطالعات قبلی مبنی‌بر این‌که احساسات باید تأثیر قوی‌تری بر دارایی‌های سوداگرانه داشته باشند، دریافتند که احساسات تأثیر قوی‌تری در قیمت واحدهای کوچک‌تر (که امکان سوداگری بیشتری در آن وجود دارد) در منطقهٔ کولون نسبت به واحدهای بزرگ‌تر در هر سه منطقهٔ هنگ‌کنگ (جزیرهٔ هنگ‌کنگ، کاولون و سرزمین‌های جدید) دارد.

«لان»[2] (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان «رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن چین» از داده‌های مربوط به ۳۰ استان چین و قیمت فروش مسکن شهری از سال ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۳م. استفاده می‌کند و به بررسی رفتارهای تقلیدگرایانه می‌پردازد. با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و روش رگرسیون کوانتایل، آن‌ها رفتار تقلیدگونه و اثرات آن در بازار مسکن چین را در سطح ملی و شهر بررسی می‌کنند. نتایج حاکی از وجود رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن چین است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شکل‌گیری توده در رونق بازارها نسبت به رکود بازارها قوی‌تر است.

«یانگ»[3] و همکاران (۲۰۲۰) طی پژوهش تجربی در مورد اثرات رفتار تقلیدگونه در مطالعات موردی بازارهای املاک و مستغلات به این نتیجه رسیدند که رفتار تقلیدگونه اثرات قابل‌توجهی در بازدهی بازار مسکن دارد.

«ژو» و همکاران [4] (۲۰۱۳) رفتار تقلیدگونه را در بازار مسکن ایالات متحده بررسی می‌کنند و با تمرکز بر رفتار تقلیدگونه در کل بازار و نه در گروه، شواهدی را ارائه می‌دهند که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران رفتار تقلیدگونه را اتخاذ می‌کنند و از این طریق بر ثبات بازار تأثیر می‌گذارند.

مروری بر مطالعات تجربی نشان می‌دهد که عوامل رفتاری در بازار مسکن می‌توانند نقش کلیدی را ایفا کنند و تحلیل‌هایی که به این عوامل توجه نمی‌کنند ممکن است به نتایج تورش‌دار بینجامد. همان‌طورکه پیش‌تر نیز عنوان شد، در میان مطالعات داخلی، هیچ مطالعهٔ داخلی وجود ندارد که به بررسی اثر عوامل رفتاری بر قیمت مسکن در ایران پرداخته باشد. این اولین مطالعه‌ای خواهد بود که این عوامل را مورد توجه قرار داده و در تحلیل‌ها وارد می‌کند.

---

1. Lam
2. Lan
3. Yang
4. Zhou

۳. معرفی مدل و روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه، برای بررسی تأثیر رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی سرمایه‌گذاران بر قیمت مسکن از روش هم‌انباشتگی کرانه‌های[۱] «پسران» و همکاران[۲] (۲۰۰۱) که مبتنی‌بر روش مدل‌سازی $ARDL$[3] است استفاده شده است. استفاده از این روش، در این تحقیق دارای چند مزیت اصلی است. اولین و مهم‌ترین دلیلی که در این مطالعه از این رویکرد هم‌انباشتگی استفاده شده، این است که این روش در مقابل مسأله درون‌زایی پایدار[۴] است و تخمین پارامترها، حتی در صورت وجود مسأله درونزایی همچنان بدون تورش بوده و نتایج آمارهٔ t، قابل استناد است (هریس و سولیس[۵]، ۲۰۰۳؛ جلیل و ما[۶]، ۲۰۰۸). از آنجایی‌که ممکن است در این تحقیق مسأله درون‌زایی پیش بیاید، استفاده از این روش بسیار سودمند خواهد بود. این مطالعه به‌دنبال بررسی تأثیر رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی سرمایه‌گذاران بر قیمت مسکن است. اما هم خوش‌بینی بیش از حد و هم رفتار تقلیدگونه ممکن هست که خود از قیمت مسکن متأثر شوند و به این شکل، مسأله درون‌زایی در رگرسیون به‌وجود آید. اما از آنجایی‌که در رویکرد $ARDL$ (به‌دلیل وارد کردن وقفه‌های متغیر توضیحی) مسأله درون‌زایی خدشه‌ای به نتایج به‌دست آمده وارد نمی‌کند، برای مقابله با مسأله درون‌زایی، در این مطالعه از این روش استفاده شده است. دلیل دیگری که این روش می‌تواند به دستیابی نتایج بهتر منجر شود این است که متغیرهای استفاده شده در این تحقیق ترکیبی از متغیرهای $I(1)$ و $I(0)$ هستند و بررسی روابط بین چنین متغیرهایی در چارچوب روش پسران و همکاران (۲۰۰۱) به بهترین شکل امکان‌پذیر است.

مدل پایهٔ استفاده شده در این مقاله مبتنی‌بر مطالعهٔ جامع «ژانگ» و همکاران[۷] (۲۰۱۲) است که نسبت به مؤلفه‌های رفتار و ساختار اقتصاد ایران تعدیل شده است:

$$LHP_t = \alpha + \beta_1 H_t + \beta_2 LOP_t + \beta_3 LGDP_t + \beta_4 LM_t + \beta_5 LEX_t + U_t \qquad (۱$$

که در آن:

LHP_t: لگاریتم قیمت واقعی مسکن است که از تقسیم کردن قیمت اسمی مسکن بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌دست آمده است. برای قیمت اسمی مسکن از میانگین قیمت یک مترمربع واحد مسکونی در شهرهای بزرگ کشور استفاده شده و داده‌های آن از مرکز آمار ایران استخراج شده است. داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

H_t: متغیر نماینده رفتار تقلیدگونه است که با استفاده از روش پیشنهادی هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) که یک روش استاندارد برای استخراج رفتار تقلیدگونه است، محاسبه شده است. در ادامه توضیحات مفصلی در این‌خصوص ارائه خواهد شد. از این متغیر لگاریتم گرفته نشده است. چون خود این متغیر به‌عنوان یک متغیر پنهان از یک متغیر در فرم لگاریتمی حساب شده است.

---

1. Bounds Test
2. Pesaran et al.
3. Auto Regressive Distributed Lags
4. Robust
5. Harris & Sollis
6. Jalil & Ma
7. Zhang

LOP_t: متغیر نماینده خوش‌بینی سرمایه‌گذاران است (در فرم لگاریتمی). «هانگ»[1] و همکاران (۲۰۰۸) از شاخص $TURN_t = X_t \times P_t$ برای محاسبهٔ خوش‌بینی سرمایه‌گذاران استفاده می‌کنند (که در آن X مقدار مبادلات مسکن و P قیمت مسکن است). اما به این‌دلیل که آمار معاملات مسکن برای کشور در دسترس نیست نمی‌توان از این شاخص استفاده کرد. یکی دیگر از معیارهایی که برای محاسبهٔ خوش‌بینی سرمایه‌گذاران می‌توان استفاده کرد، سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شروع شده است. اگر افراد نسبت به توانایی‌های خود دارای اعتماد بیش از حد باشند و دچار تورش رفتاری خوش‌بینی بیش از حد باشند، اقدام به بیش سرمایه‌گذاری در واحدهای جدید می‌کنند تا بتوانند از روند افزایش قیمت منتفع شوند؛ بنابراین، این متغیر می‌تواند نمایندهٔ خوبی برای خوش‌بینی در بازار مسکن باشد. داده‌های این متغیر از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. برای واقعی‌سازی این متغیر نیز از شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است.

$LGDP_t$: متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی است و اوضاع کلی اقتصاد و قدرت خرید در بازار مسکن را نمایندگی می‌کند. طبیعتاً یکی از عواملی که می‌تواند منجر به افزایش تقاضا در بازار مسکن شده و قیمت در این بازار را افزایش دهد، قدرت خرید افراد است. تولید ناخالص داخلی تقریباً در تمامی مطالعات پیشین به‌عنوان نمایندهٔ قدرت خرید در بازار مسکن استفاده شده است. داده‌های این متغیر از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

LM_t: ماندهٔ واقعی نقدینگی در اقتصاد است (در فرم لگاریتمی) که از تقسیم کردن حجم نقدینگی به شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌دست آمده است. مطالعات فراوانی وجود دارد که نقدینگی را مهم‌ترین عامل تغییر قیمت‌ها در بازار مسکن قلمداد می‌کنند و در اکثر مطالعاتی که بعد از سال ۲۰۰۷م. و فروپاشی حباب بازار مسکن آمریکا انجام شده، سیاست‌های پولی به‌عنوان اصلی‌ترین عامل در شکل‌گیری حباب بازار مسکن شناسایی شده است (دل‌نگرو و اوتروک[2]، ۲۰۰۷؛ تیلور[3]، ۲۰۰۹؛ گالی و گمبتی[4]، ۲۰۱۵؛ مارفاتیا[5] و همکاران، ۲۰۱۷؛ میاو[6] و همکاران؛ ۲۰۱۹، دونگ و همکاران[7]؛ ۲۰۲۰). در ایران نیز مطالعات فراوانی انجام شده و حکایت از آن دارد که نقدینگی جزو عوامل مؤثر بر قیمت مسکن است (خیابانی[8]، ۲۰۱۵؛ قلی‌زاده و کمیاب، ۲۰۱۰؛ قاسمی و همکاران، ۲۰۱۴).

LEX_t: متغیر نرخ ارز اسمی بازار غیررسمی است (در فرم لگاریتمی) که اطلاعات آن از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است. انتظار بر این است که بین بازار ارز و بازار مسکن، ارتباط چندانی وجود نداشته باشد؛ چراکه تغییرات بازار ارز، بیشتر روی قیمت کالاهای قابل مبادلهٔ اقتصاد اثرگذار است. تنها مکانیزمی که تغییرات ارز از طریق آن می‌تواند بر قیمت مسکن اثرگذار باشد، ایجاد تورم در نهاده‌های وارداتی بخش مسکن است که از کانال ایجاد فشار هزینه، می‌تواند موجبات افزایش قیمت مسکن را فراهم کند (بهمنی‌اسکویی و وو[9]،

---

1. Huang
2. Del Negro & Otrok
3. Taylor
4. Gali & Gambetti
5. Marfatia et al.
6. Miao et al.
7. Dong et al.
8. Khiabani
9. Bahmani-Oskooee & Wu

۲۰۱۸). اما آن‌چه که به‌صورت تجربی در دو دورهٔ تحریم مشاهده شده، این است که پس از بحرانی که در بازار ارز آغاز شده، بازار مسکن نیز با تلاطم و افزایش در قیمت‌ها روبه‌رو شده است. گرچه این پدیده با تئوری‌های رایج قابل توضیح نیست، ولی تحت تئوری‌های سرایت مالی[1] می‌توان آن را به‌خوبی توضیح داد.

لازم به ذکر است که در این مطالعه از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در بازهٔ ۱۳۸۳:۱ تا ۱۴۰۰:۲ استفاده شده است. یکی از مهم‌ترین متغیرهایی که در این تحقیق وجود دارد، متغیر رفتار تقلیدگونه است. برای این‌که بتوان این متغیر را محاسبه کرد لازم است تا از داده‌های قیمت مسکن در شهرهای منتخب کشور استفاده شود[2]. این داده‌ها به‌صورت شش‌ماهه از اول سال ۱۳۷۲ تا شش‌ماههٔ اول سال ۱۴۰۰ موجود است. از آنجایی‌که برآورد رابطهٔ پویا در روش *ARDL*، مستلزم از دست رفتن درجه آزادی زیادی است و این موضوع ممکن است در دقت ضرایب و کارایی تخمین‌زننده مؤثر باشد. با توجه به کم بودن تعداد داده‌های شش‌ماهه در بازهٔ سال ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۰ (تعدادی از داده‌هایی که از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۳ موجود هستند به‌خاطر تخمین ضریب بتای متغیر طی زمان برای برآورد متغیر رفتار تقلیدگونه از بین می‌روند و قابل استفاده نیستند) به ناچار داده‌های بازار مسکن با استفاده از روش‌های آماری به داده‌های فصلی تبدیل شده‌اند. البته خوشبختانه به‌دلیل ماهیت بازار مسکن و این‌که این بازار برخلاف بازار سهام که دارای نوسان شدیدی است، نوسان چندانی ندارد و جهت قیمت‌ها خیلی سریع تغییر پیدا نمی‌کند، تبدیل داده‌های بازار مسکن به داده‌های فصلی، هیچ مشکلی برای داده‌ها ایجاد نمی‌کند و داده‌ها ساختار خود را به‌خوبی حفظ می‌کنند.

۱-۳. روش هوانگ و سالمون[3] (۲۰۰۴) برای محاسبهٔ رفتار تقلیدگونه

در این تحقیق، برای محاسبهٔ رفتار تقلیدگونه و همچنین کمّی‌سازی آن از رویکردی که توسط هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) ارائه شده، استفاده خواهد شد. این دو محقق از این رویکرد برای محاسبهٔ رفتار تقلیدگونه در بازار سهام استفاده کرده‌اند، اما می‌توان از این روش، رفتار تقلیدگونه را در هر بازار دیگر نیز اندازه‌گیری کرد. هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) معتقدند، زمانی‌که بازار سهام در تعادل است و هیچ‌گونه رفتار تقلیدگونه یا اختلال دیگری در بازار به وقوع نمی‌پیوندد، تئوری CAPM برقرار خواهد بود. براساس تئوری ارائه شده توسط هوانگ و سالمون (۲۰۰۴)، در وضعیت تعادلی یک رابطهٔ بین بازده هر سهم و بازده بازار به‌شکل معادلهٔ ۲ وجود خواهد داشت.

$$E_t\left(r_{it}\right)=\beta_{imt}E_t\left(r_{mt}\right) \qquad (۲$$

که در آن، r_{it} بازده سهم i در دورهٔ t و r_{mt} بازده بازار در دورهٔ t است. β_{imt} نیز، معیار ریسک سیستماتیک است و ادامهٔ آن بیانگر انتظارات شرطی براساس اطلاعات تا دورهٔ t است. براساس مدل CAPM استاندارد β_{imt} در طول زمان ثابت است و تغییر نمی‌کند. اما شواهد زیادی وجود دارد که حاکی از تغییر β_{imt} در طی زمان است

---

[1]. Financial Contagion
[2]. Tabriz, Urmia, Ardabil, Isfahan, Karaj, Tehran, Mashhad, Ahvaz, Zanjan, Zahedan, Shiraz, Qazvin, Qom, Kerman, Kermanshah, Gorgan, Rasht, Arak, Hamadan, and Yazd are the cities that have been selected.
[3]. Hwang & Salmon

(هاروی[1]، ۱۹۸۹؛ فرسون[2] و هاروی، ۱۹۹۱؛ فرسون و کوراجسیزیک[3]، ۱۹۹۵). یکی از مهم‌ترین دلایلی که باعث تغییر در ضریب β_{imt} در طی زمان می‌شود، وقوع رفتار تقلیدگونه در بازار و دور شدن بازار از تعادل عقلایی آن است. زمانی‌که رفتار تقلیدگونه در بازار رخ می‌دهد، دیگر، رابطهٔ تعادلی که در معادلهٔ ۲ آمده است، برقرار نخواهد بود و هم ضریب بتا و هم نرخ بازدهی مورد انتظار سهام، تورش‌دار خواهند بود. با توجه به بحثی که ازنظر گذشت به‌جای رابطهٔ تعادلی (۲) رابطهٔ ۳ حاصل می‌شود:

$$\frac{E_t^b\left(r_{it}\right)}{E_t\left(r_{mt}\right)}=\beta_{imt}^b=\beta_{imt}-h_{mt}\left(\beta_{imt}-1\right) \qquad (۳$$

که در آن $E_t^b\left(r_{it}\right)$ و β_{imt}^b به ترتیب نشان‌دهندهٔ انتظارات شرطی تورش‌دار بازار نسبت به بازدهی سهام i و بتای تورش‌دار سهم i در دورهٔ t است. همچنین در این معادله، متغیر h_{mt} یک متغیر پنهان است که نشان‌دهندهٔ میزان رفتار تقلیدگونه در بازار سهام است. زمانی‌که h_{mt} برابر صفر است، هیچ تورشی وجود نخواهد داشت و مقدار بتا، برابر با مقدار بتا در حالت تعادلی خواهد بود. یک حالت حدی دیگر نیز این است که h_{mt} برابر یک باشد. در این صورت، بتای تورش‌دار برابر یک خواهد بود و نتیجه این است که تصمیم‌گیری درخصوص قیمت یک سهام، دقیقاً براساس بازدهی بازار صورت می‌گیرد و تناظر یک به یک بین بازدهی بازار و بازدهی سهم وجود دارد.

بر این‌اساس، به‌نظر می‌رسد که می‌توان رفتار تقلیدگونه را براساس متغیر h_{mt} اندازه‌گیری کرد؛ اما از آنجایی‌که در معادلهٔ ۳، h_{mt} یک متغیر پنهان است و همچنین β_{imt} نیز غیرقابل مشاهده است (آن‌چه مشاهده می‌شود، بتای تورش‌دار است و نه بتای تعادلی) به‌راحتی نمی‌توان شدت رفتار تقلیدگونه را اندازه‌گیری کرد.

از آنجایی‌که رفتار تقلیدگونه مربوط به کل بازار بوده و یک پدیدهٔ منحصر به یک سهم خاص نیست و درواقع، یک ویژگی مربوط به کلیت بازار است، فرض می‌شود که رابطهٔ ۳ برای کل بازار برقرار باشد و بر این‌اساس، رفتار تقلیدگونه براساس تمامی سهام بازار محاسبه می‌شود و نه با تکیه‌بر یک سهم خاص.

از آنجایی‌که میانگین بین مقاطع (بین سهم‌های مختلف) β_{imt}^b همواره برابر یک است، می‌توان انحراف معیار β_{imt}^b را به‌صورت رابطهٔ ۴ تعریف نمود:

$$\begin{aligned} Std_c\left(\beta_{imt}^b\right) &= \sqrt{E_c\left(\left(\beta_{imt}-h_{mt}\left(\beta_{imt}-1\right)-1\right)^2\right)} \\ &= \sqrt{E_c\left(\left(\beta_{imt}-1\right)^2\right)}\left(1-h_{mt}\right) \\ &= Std_c\left(\beta_{imt}\right)\left(1-h_{mt}\right) \end{aligned} \qquad (۴$$

[1]. Harvey
[2]. Ferson & Harvey
[3]. Ferson & Korajczyk

که در آن، E_c و Std_c به‌ترتیب، انتظارات و انحراف معیار بین مقطعی است. در معادلهٔ ۴، انحراف معیار بتای تورش‌دار، از دو جزء تشکیل شده است؛ جزء اول، $Std_c(\beta_{imt})$ انحراف معیار بتا در وضعیت تعادلی، و جزء دوم نیز $(1-h_{mt})$ معیار رفتار تقلیدگونه است.

برای این‌که بتوان h_{mt} را از معادلهٔ ۴ استخراج کرد، ابتدا از معادلهٔ ۴، لگاریتم گرفته می‌شود:

$$\log[Std_c(\beta^b_{imt})] = \log[Std_c(\beta_{imt})] + \log(1-h_{mt}) \quad (۵$$

از آنجایی‌که عمدهٔ تغییری که طی زمان در ضریب بتا در معادلهٔ ۲ ایجاد می‌شود، ناشی از رفتار تقلیدگونه است و بتای تعادلی معمولاً بعید است که به‌راحتی تغییر پیدا کند، انتظار می‌رود که انحراف معیار بین مقطعی بتای تعادلی، $Std_c(\beta_{imt})$، طی زمان ثابت باشد یا به‌صورت تصادفی با تغییرات جزئی همراه باشد. بر این‌اساس، انحراف معیار بتای تعادلی را می‌توان به‌صورت مجموع یک جزء ثابت و یک جزء تصادفی نوشت:

$$\log[Std_c(\beta_{imt})] = \mu_m + \upsilon_{mt}$$

که در آن، $\mu_m = E\left[\log[Std_c(\beta_{imt})]\right]$ بوده و $\upsilon_{mt} \sim iid(0,\sigma^2_{mv})$ است. بر این‌اساس، معادلهٔ ۵ را می‌توان به‌شکل رابطهٔ ۶ نوشت:

$$\log[Std_c(\beta^b_{imt})] = \mu_m + \upsilon_{mt} + H_{mt} \quad (۶$$

که در آن $H_{mt} = (1-h_{mt})$ است. H_{mt} همان متغیری است که نمایندهٔ رفتار تقلیدگونه است. فرض می‌شود که این متغیر از یک فرآیند پویا مانند یک فرآیند AR(1) پیروی می‌کند. بر این‌اساس، می‌توان نوشت:

$$\log[Std_c(\beta^b_{imt})] = \mu_m + \upsilon_{mt} + H_{mt}$$
$$H_{mt} = \phi_m H_{mt-1} + \eta_{mt} \quad (۷$$

که در آن، $\eta_{mt} \sim iid(0,\sigma^2_{m\eta})$ است. معادلهٔ ۷، تصریح استاندارد یک مدل فضای حالت[1] است و به‌راحتی می‌توان آن‌را براساس روش فیلتر «کالمن»[2] برآورد نمود (هوانگ و سالمون، ۲۰۰۴).

۲-۳. روش محاسبهٔ رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن

برای محاسبهٔ رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن، در این مطالعه از روش هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) استفاده شده است. برای این‌که بتوان رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن را با استفاده از این روش محاسبه کرد، از اطلاعات قیمت مسکن در شهرهای منتخب کشور که توسط مرکز آمار منتشر می‌شود، استفاده شده است. اصولاً اگر رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن وجود نداشته باشد، قیمت مسکن در هر شهری از کشور، براساس ارزشی که مسکن در آن شهر دارد تعیین خواهد شد، اما اگر، رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن وجود داشته باشد، قیمت مسکن در همهٔ شهرهای کشور، هم‌راستا با هم حرکت کرده و انحراف بین مقطعی ضریب بتا، کاهش پیدا خواهد کرد و تقریباً قیمت در همهٔ شهرها در راستای قیمت کل کشور تغییر پیدا خواهد کرد. بر این‌اساس، در معادلهٔ ۲ به‌جای بازدهی هر سهم، از بازدهی بازار مسکن در هر شهر (از اطلاعات ۲۰ شهر کشور استفاده شده است) استفاده شده و برای متغیر بازدهی بازار از

---

[1]. State Space
[2]. Kalman Filter

میانگین قیمت مسکن در کشور استفاده شده است. مابقی مراحل، دقیقاً براساس رویکرد پیشنهادی هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) انجام‌شده و متغیر پنهان رفتار تقلیدگونه براساس فیلتر کالمن محاسبه شده است.

همچنین برای محاسبهٔ ضریب بتای بین مقطعی در هر دوره (و سپس محاسبهٔ انحراف معیار بتای بین مقطعی در هر دوره)، از رویکرد پنجرهٔ غلتان استفاده شده است. به این‌صورت که به‌عنوان مثال، برای محاسبهٔ ضریب بتای بازدهی مسکن هر شهر (نسبت به بازدهی قیمت میانگین کشور) در شش‌ماههٔ اول سال ۱۳۸۳، از داده‌های شش‌ماههٔ اول سال ۱۳۷۲ تا شش‌ماههٔ اول سال ۱۳۸۳ استفاده شده است. برآورد ضریب بتای شهرها در شش‌ماههٔ دوم سال ۱۳۸۳ نیز با حرکت‌دادن یک مشاهده‌ای پنجره به‌سمت جلو و استفاده از داده‌های شش‌ماههٔ دوم سال ۱۳۷۲ تا شش‌ماههٔ دوم سال ۱۳۸۳ انجام شده است. این فرآیند برای مابقی دوره‌های مورد بررسی تحقیق نیز انجام‌شده و ضریب بتا به‌صورت متغیر در زمان برآورد شده است.

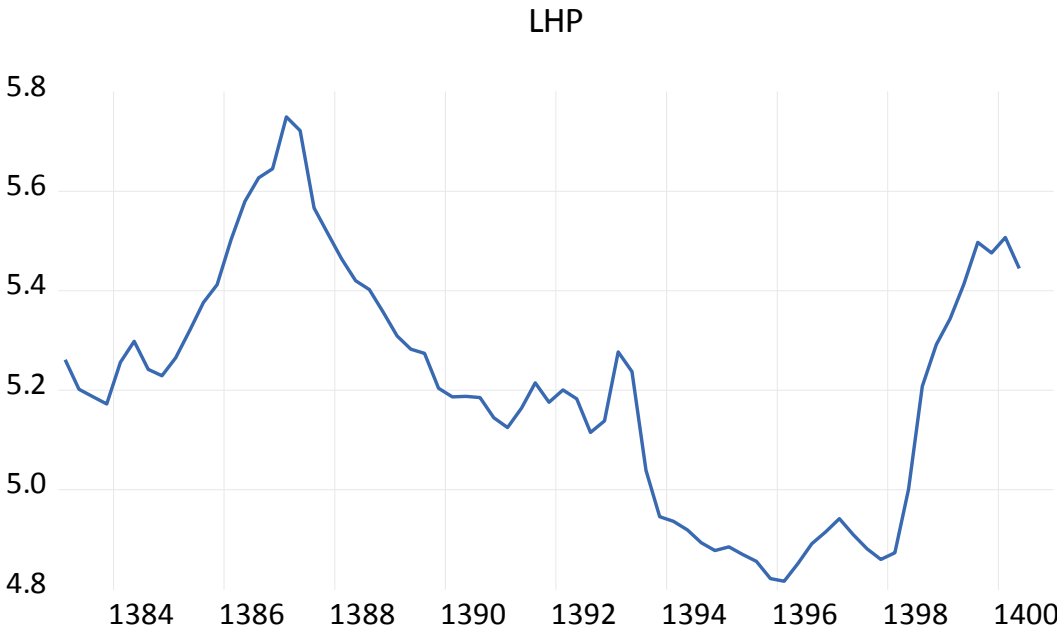
۳-۳. آمار توصیفی

پیش از پرداختن به نتایج تحقیق، ارائه نمودار از متغیرهای تحقیق می‌تواند دید بسیار خوبی را درخصوص متغیرهای اصلی این تحقیق ارائه دهد. نمودار ۱، روند قیمت واقعی مسکن در شهرهای منتخب کشور را نشان می‌دهد. «دماری» و «مارکوس»[1] (۲۰۰۹) معتقدند قیمت مسکن می‌تواند تحت‌تأثیر انتظارات تورمی قرار گیرد خانوارها با احساس افزایش ثروت از طریق بالا رفتن قیمت مسکن مصرف خود را بالا می‌برند، هنگامی‌که قیمت مسکن واقعی افزایش می‌یابد و به موجب آن مخارج مصرفی افزایش یافته و در سطح قیمت انعکاس می‌یابد و ارزش وثیقه‌ای را نیز تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و با افزایش قیمت دارایی‌ها عرضهٔ اعتبارات افزایش یافته و نرخ بهره کم می‌شود؛ ازسوی دیگر، ارتقاء انتظارات تورمی می‌تواند این احساس را در تولیدکننده و مصرف‌کنندهٔ مسکن به‌وجود بیاورد که قیمت مسکن افزایش خواهد یافت و عکس‌العمل آن‌ها موجب افزایش قیمت، سریع اقدام به خرید مسکن می‌کند و تولیدکننده به‌منظور به‌دست آوردن سود بیشتر تلاش می‌کند با تأخیر در زمان فروش در دورهٔ اوج‌گیری قیمت مسکن از سود بیشتری برخودار شود و باید به این نکته توجه‌داشت افراد دارای قیمت انتظاری متقاوتی هستند. (قلی‌زاده، ۲۰۱۰). همان‌طورکه در نمودار دیده می‌شود، این متغیر طی زمان فراز و فرودهایی داشته است. اما در سه مقطع زمانی که هم‌زمان با رونق شدید بازار مسکن هستند، این متغیر شیب افزایشی نسبتاً زیادی داشته است. مقطع اول از سال ۱۳۸۵ تا اوایل سال ۱۳۸۷ که از دیدگاه کارشناسان روند اقتصادی بازار مسکن کشور طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ متأثر از اجرای سیاست‌های راهبردی بوده و مجموعه اقدامات دولت در این سال‌ها برای دسترسی خانوارهای کم‌بضاعت جهت اسکان یافتن نشان از روند مثبت سیاست‌گذاری‌های صورت گرفته است (سپهردوست، ۲۰۱۰) مقطع دوم از اواخر سال ۱۳۹۰ تا اوایل سال ۱۳۹۲ و مقطع سوم نیز از اواخر سال ۱۳۹۶ تا اوایل ۱۴۰۰ بوده است. ذکر این نکته ضروری است که در نمودار اسمی مسکن ممکن است شکل متفاوتی از روندهای رونق و رکود رخ‌دهد. اما باید توجه‌داشت که معیار اصلی برای ارزیابی رونق و رکود در همهٔ بازارها، قیمت واقعی یا حقیقی است.

---

[1]. Demary & Markus

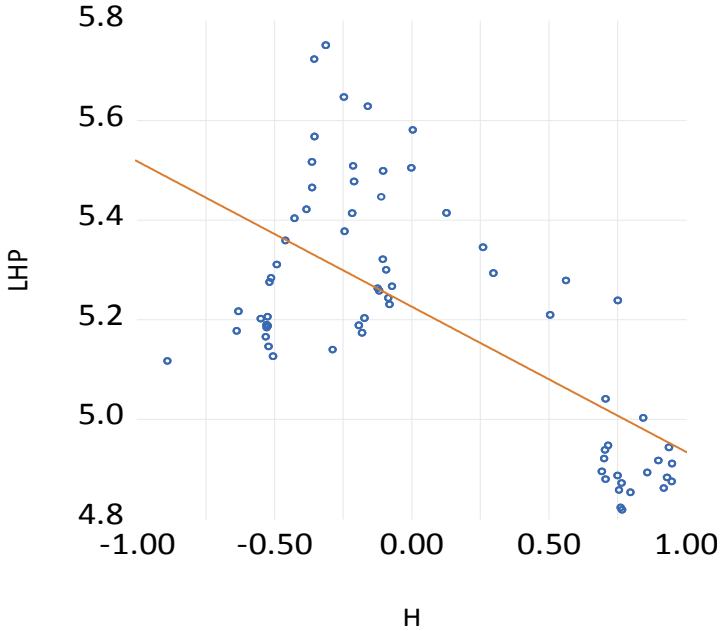
بالاترین مقداری که قیمت حقیقی مسکن تا کنون تجربه کرده است مربوط به دورهٔ رونق سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ (اوایل سال ۱۳۸۷) است و پایین‌ترین قیمت حقیقی مسکن نیز در دورهٔ رکود بین سال‌های ۱۳۹۲ تا اوایل سال ۱۳۹۶ (اوایل سال ۱۳۹۶) تجربه شده است. این روند، برخلاف روند قیمت اسمی در بازار مسکن است که همواره در دورهٔ مورد بررسی به‌جز چند دورهٔ معدود، همواره روند افزایشی داشته است. درخصوص این‌که کدام دوره رونق شدیدتر بوده است، باید به فاصلهٔ نقاط در نمودار ۱ که یک نمودار لگاریتمی است، توجه کرد. اختلاف بین دو نقطه در نمودار لگاریتمی بیانگر مقدار رشد دو متغیر در آن فاصلهٔ زمانی است. همان‌طورکه در این نمودار مشاهده می‌شود، رشد اخیر قیمت واقعی مسکن بیشترین مقدار در تاریخ مورد بررسی این تحقیق بوده است و از سال ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰، قیمت واقعی مسکن حدود ۷۰٪ رشد کرده است که رقم بی‌سابقه و بسیار بالایی است. این‌که چنین رشد بالایی در نتیجهٔ تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی در بازار مسکن اتفاق افتاده باشد، بسیار بعید است؛ چراکه در این دوره، رشد اقتصادی کشور منفی بوده و قدرت خرید فعالان اقتصادی درحال اُفت بوده است. ازطرف دیگر، تغییر در متغیرهایی مانند نقدینگی و نرخ ارز نیز باوجود این‌که می‌توانند قیمت‌های اسمی و همچنین تا حدودی قیمت‌های واقعی در بازار مسکن را تحت‌تأثیر قرار دهند، اما نمی‌توان انتظار داشت که تمامی تحولات بزرگی که در بازار مسکن رخ داده، ناشی از چنین متغیرهایی باشد. به‌نظر می‌رسد بخش عمده‌ای از صعود و افول‌هایی که در بازار مسکن تا کنون رخ داده، در نتیجه تغییر در برخی متغیرهای رفتاری مانند رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش از حد سرمایه‌گذاران باشد.



نمودار ۱: روند متغیر قیمت واقعی مسکن (منبع: یافته‌های تحقیق).
Diag. 1: Real housing price trends

برای ارزیابی دقیق‌تر اثر متغیرهای رفتاری بر قیمت واقعی مسکن در نمودار ۲، رابطهٔ بین قیمت واقعی مسکن و رفتار تقلیدگونه که براساس روش هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) استخراج شده، در قالب یک نمودار پراکنش آمده است. همان‌طورکه در این نمودار مشاهده می‌شود، یک رابطهٔ منفی بین منفی رفتار تقلیدگونه و قیمت واقعی مسکن

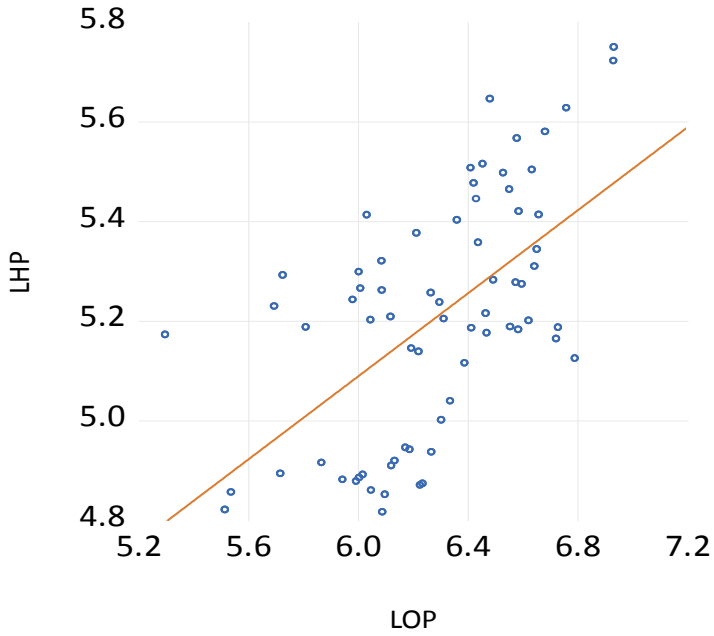
وجود دارد؛ البته باید توجه داشت که زمانی‌که متغیر رفتار تقلیدگونه افزایش می‌یابد به‌معنی افزایش انحراف معیار بین مقطعی ضریب بتای بازدهی مسکن شهرهای کشور یا کاهش رفتار تقلیدگونه است، و زمانی‌که متغیر رفتار تقلیدگونه کاهش می‌یابد، عکس حالت فوق اتفاق افتاده و رفتار تقلیدگونه افزایش می‌یابد؛ بنابراین باید در تفسیر متغیر رفتار تقلیدگونه محاسبه شده دقت لازم را داشت. چون باید آن را در جهت عکس تعریف کرد یا به‌عبارت دیگر، افزایش در آن نشان‌دهندهٔ کاهش رفتار تقلیدگونه و افزایش در آن به‌معنی کاهش در رفتار تقلیدگونه است ($H = \log(1 - h_{mt})$)؛ افزایش در رفتار تقلیدگونه (h) به‌معنی کاهش در متغیر محاسبه شده برای رفتار تقلیدگونه (H) است)؛ بنابراین آن‌چه در نمودار ۲ آمده است، حاکی از رابطهٔ مثبت بین رفتار تقلیدگونه و لگاریتم قیمت واقعی مسکن است؛ به‌عبارت دیگر، قیمت واقعی مسکن در نتیجهٔ افزایش در رفتار تقلیدگونه افزایش پیدا می‌کند.



نمودار ۲: رابطهٔ بین متغیر رفتار تقلیدگونه و قیمت واقعی مسکن (*در تفسیر نمودار باید جهت رابطه به‌صورت عکس تفسیر شود؛ منبع: یافته‌های تحقیق).

Diag. 2: The relationship between the variable of herding behavior and the real price of housing (*in the interpretation of the graph, it should be interpreted in reverse for the relationship).

نمودار ۳ نیز رابطهٔ بین متغیر خوش‌بینی سرمایه‌گذاران و قیمت واقعی مسکن را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در این نمودار مشاهده می‌شود، به‌وضوح یک رابطه مثبت بین این دو متغیر وجود دارد. درواقع، زمانی‌که فعالان اقتصادی نسبت به توانایی‌های خود خوش‌بینی بیش از حد دارند، اقدام به تقاضای بیشتر برای واحدهای مسکونی می‌کنند و قیمت‌ها روند افزایشی به خود می‌گیرد.



نمودار ۳: رابطهٔ بین متغیر خوش‌بینی فعالان اقتصادی و قیمت واقعی مسکن (منبع: یافته‌های تحقیق).

Diag. 3: Relationship between economists' optimism and real house prices

باید توجه‌داشت که نتایجی که در بالا ارائه شد، صرفاً می‌تواند یک دید کلی راجع‌به وقایع بازار مسکن ایجاد کند، نتیجه‌گیری درخصوص اثر متغیرها روی قیمت واقعی مسکن باید در قالب یک رویکرد استاندارد آمار استنباطی مانند رگرسیون (و با استفاده از آزمون فرضیه) انجام شود. در ادامه به این موضوع پرداخته می‌شود.

٤. یافته‌های پژوهش

اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی بررسی وضعیت ایستایی متغیرها می‌باشد. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس–پرون (Phillips-Perron) و KPSS ایستایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ایستایی متغیرها

Tab. 2: Stationarity test results of the variables

متغیر	سطح			تفاضل مرتبهٔ اول		
	ADF	*Phillips-Perron*	*KPSS*	*ADF*	*Phillips-Perron*	*KPSS*
LHP_t	-۱/۹۱	-۱/۳۸	۰/۴۱*	-۴/۸۲***	-۴/۷۲***	۰/۱۹
H_t	-۱/۷۵*	-۱/۴۱	۰/۵۱**	-۳/۵۴***	-۵/۱۰***	۰/۱۴
LOP_t	-۲/۴۶	-۳/۶۸***	۰/۱۶	-	-	-
$LGDP_t$	-۳/۴۱*	-۳/۲۰*	۰/۱۶**	-۹/۵۷***	-۱۱/۸۱**	۰/۲۱
LM_t	-۲/۲۶	-۲/۶۲*	۰/۹۶***	-۴/۹۶***	-۴/۸۸***	۰/۰۷
LEX_t	-۱/۹۸	-۱/۵۳	۰/۱۸**	-۵/۴۴***	-۵/۵۴***	۰/۰۴

(منبع: یافته‌های تحقیق).

LHP_t: لگاریتم قیمت واقعی مسکن / H_t: متغیر رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن / LOP_t: متغیر خوش‌بینی در بازار مسکن / $LGDP_t$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی / LM_t: لگاریتم حجم نقدینگی واقعی / LEX_t: لگاریتم نرخ ارز بازار غیررسمی / *معنی‌دار در سطح ۱۰٪ **معنی‌دار در سطح ۵٪ ***معنی‌دار در سطح ۱٪ / دلیل تفاوت در معنی‌داری مقادیر آمارهٔ مشابه به نوع الگوی استفاده شده و اجزای قطعی وارد شده در مدل (عرض از مبدأ و روند) برمی‌گردد.

نتایج آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق در جدول ۲ گزارش شده است. براساس روش بالا به پایین، برای متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی و لگاریتم نرخ ارز از الگوی سوم (باعرض از مبدأ و روند)، برای سه متغیر لگاریتم خوش‌بینی بازار سهام، لگاریتم قیمت واقعی مسکن و لگاریتم حجم نقدینگی واقعی از الگوی دوم (با عرض از مبدأ) و برای متغیر رفتار تقلیدگونه از الگوی اول (بدون عرض از مبدأ و روند) استفاده شده است.

در این جدول علاوه‌بر آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون جهت حصول اطمینان از صحت نتایج حاصل‌شده، از آزمون KPSS نیز استفاده شده است. آزمون‌های دیکی–فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون، آزمون‌های مشابهی هستند و تنها تفاوت آن‌ها در نحوهٔ رفع خودهمبستگی موجود در مدل است، اولی با وارد کردن وقفه‌های متغیر وابسته تلاش می‌کند تا خودهمبستگی را رفع نماید و دومی با تکیه‌بر روش‌های ناپارامتریک به این مهم می‌پردازد؛ از این‌رو استفاده از یک آزمون دیگر که از جنس دیگری باشد، می‌تواند در اطمینان به نتایج حاصل شده کمک کند. باید توجه‌داشت که برخلاف آزمون‌های فیلیپس–پرون و دیکی–فولر تعمیم‌یافته فرضیهٔ صفر آزمون KPSS دلالت بر ایستایی متغیر دارد و رد آزمون به‌معنی ناایستایی متغیر است. براساس نتیجه به‌دست آمده، متغیر وابسته این تحقیق، یعنی متغیر لگاریتم قیمت واقعی مسکن در سطح ناایستا است؛ بنابراین پیش‌شرط اصلی روش هم‌انباشتگی پسران و همکاران (۲۰۰۱) که همان ناایستا بودن متغیر وابسته تحقیق است، تأمین می‌شود. حال اگر متغیرهای توضیحی تحقیق همگی ناایستا باشند یا ترکیبی از متغیرهای ایستا و ناایستا، می‌توان از روش پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده کرد.

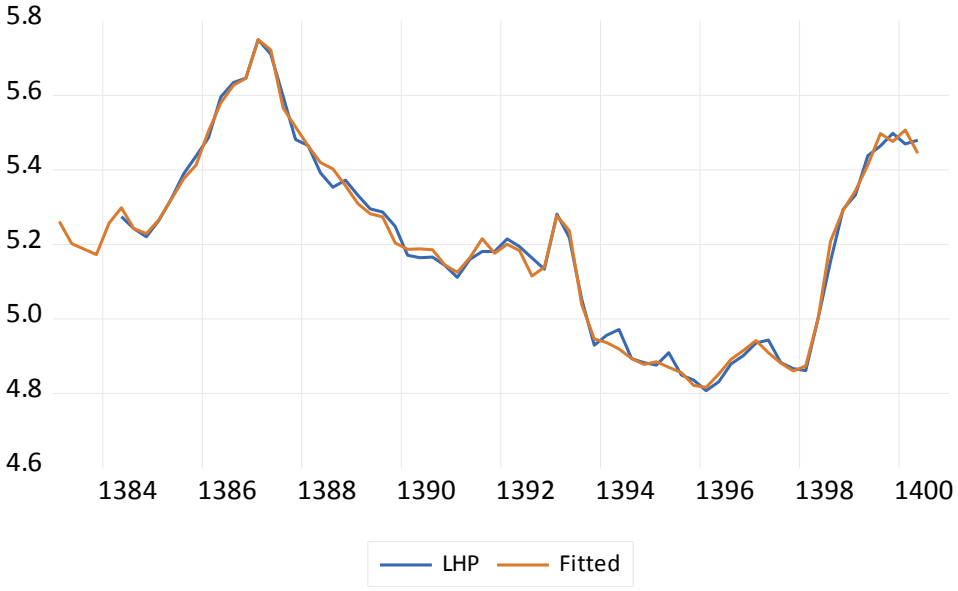
همان‌طورکه مشاهده می‌شود، به‌جز متغیر خوش‌بینی فعالان اقتصادی، مابقی متغیرهای تحقیق، در سطح ناایستا هستند. همچنین هیچ متغیری از درجه انباشتگی مرتبه دو یا $I(2)$ نیست؛ بنابراین شروط روش هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) که مبتنی‌بر مدل ARDL است، تأمین می‌شود.

پس از اطمینان از مناسب بودن داده‌های تحقیق برای استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی مبتنی‌بر ARDL، در اینجا به برآورد مدل و آزمون هم‌انباشتگی پرداخته می‌شود. پیش از انجام آزمون هم‌انباشتگی، لازم است تا مدل پویای مدل ARDL برآورد شود. برای برآورد این مدل نیز ضروری است تا تعداد وقفه‌های بهینهٔ مدل تعیین شود. تعیین اشتباه تعداد وقفه‌ها می‌تواند منجر به نتیجه‌گیری نادرست درخصوص رابطه بین متغیرها شود. انتخاب وقفهٔ بهینه معمولاً براساس آماره‌های اطلاعاتی «آکاییک»[1] یا «شوارتز»[2] انجام می‌شود. این‌که از کدام‌یک از معیارهای مذکور استفاده شود، بیشتر بستگی به هدف تحقیق و ملاحظات آن دارد. آمارهٔ اطلاعاتی آکاییک یک آمارهٔ اطلاعاتی

---

1. Akaike Information Criterion
2. Bayesian Information Criterion

ناسازگار است و حتی اگر حجم نمونه افزایش پیدا کند، نخواهد توانست مدل بهینه را به‌درستی تعیین کند. اما آمارهٔ اطلاعاتی شوارتز یک آمارهٔ اطلاعاتی سازگار بوده و با افزایش در تعداد مشاهدات، مدل بهینه را به‌درستی تعیین می‌کند؛ البته آمارهٔ اطلاعاتی آکاییک نیز دارای یک مزیت عمده نسبت به شوارتز است و آن این‌که نسبت به آمارهٔ اطلاعاتی شوارتز کاراتر است. با درنظر گرفتن جمیع جوانب در این مطالعه، از آمارهٔ اطلاعاتی شوارتز استفاده شده است. چون تعیین مدل بهینه در اینجا از اهمیت بیشتری برخوردار است؛ چراکه می‌تواند رابطهٔ بلندمدت استخراج شده بین متغیرها را تحت‌تأثیر قرار دهد. براساس آمارهٔ اطلاعاتی شوارتز مدل بهینه تعیین شده، ARDL(3, 3, 2, 1, 0, 5) است. با توجه به این‌که تعداد مشاهدات موجود در این مطالعه برابر ۷۰ است، با ازدست رفتن تعدادی از درجه‌های آزادی براساس مدل انتخاب شده، همچنان تعداد مطلوبی از درجهٔ آزادی باقی می‌ماند و این موضوع می‌تواند اطمینان به نتایج حاصل شده را افزایش دهد. نمودار ۴، متغیر وابسته تحقیق و مقادیر برازش شده توسط مدل را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در نمودار مشاهده می‌شود، مدل برآورد شده به‌خوبی توانسته تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهد. ضریب تعیین مدل برآورد شده نیز موید همین موضوع است. مقدار ضریب تعیین برآورد شده برابر ۰/۹۹۲ و ضریب تعیین تعدیل شده نیز برابر ۰/۹۸۷ است که نشان از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل است.



نمودار ٤: روند متغیر لگاریتم قیمت واقعی مسکن و مقادیر برازش شده (منبع: یافته‌های تحقیق).
Diag. 4: The logarithmic trend of real housing prices and fitted values.

پس از تعیین مدل بهینهٔ پویا، در مرحلهٔ بعدی، آزمون هم‌انباشتگی انجام شده است. جدول ۳ نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در این جدول مشاهده می‌شود، مقدار آماره از مقدار کرانهٔ بالا بزرگ‌تر بوده و این نشان می‌دهد که متغیرها هم‌انباشته هستند. در جدول ۳، کرانهٔ پایین و کرانهٔ بالا در ۵٪ گزارش شده است. اما حتی اگر سطح ۱٪ هم درنظر گرفته شود، مقدار آمارهٔ به‌دست آمده از کرانهٔ بالای سطح معنی‌داری ۱٪ نیز بزرگ‌تر خواهد بود و این نشان می‌دهد که فرضیهٔ صفر با احتمال بسیار بالایی رد می‌شود و نتیجه‌گیری انجام شده صحیح است.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی
Tab. 3: Co-integration test results.

کرانهٔ بالا (سطح معنی‌داری ۵ درصد)	کرانهٔ پایین (سطح معنی‌داری ۵ درصد)	مقدار آماره
۳/۶۷۷	۲/۵۹۶	۱۳/۳۲

(منبع: یافته‌های تحقیق).

پس از اطمینان از هم‌انباشته بودن متغیرها، در ادامه براساس رابطه پویا، رابطهٔ بلندمدت استخراج شده است که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

جدول ٤: نتایج رابطهٔ بلندمدت
Tab. 4: long-run relationship results

متغیر	مقدار ضریب	آمارهٔ t	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	-۳۵/۳۴	-۴/۵۴	۰/۰۰۰
H_t	-۰/۱۴	-۱/۹۷	۰/۰۵۵
LOP_t	۰/۵۶	۱۱/۲۴	۰/۰۰۰
LM_t	۱/۵۶	۳/۴۱	۰/۰۰۲
$LGDP_t$	۰/۸۰	۱/۸۳	۰/۰۷۵
LEX_t	۰/۹۸	۶/۳۹	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق).

مطابق نتایج به‌دست آمده، به جز ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی که در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است، ضریب مابقی متغیرها در سطح ۵٪ معنی‌دار هستند و این نشان می‌دهد که متغیرهای وارد شده در مدل، مطابق تئوری به‌درستی انتخاب شده و همگی روی متغیر وابسته اثرگذار هستند.

ضریب به‌دست آمده برای متغیر رفتار تقلیدگونه برابر ۰/۱۴- است که نشان از تأثیر مثبت رفتار تقلیدگونه بر قیمت واقعی مسکن است. همان‌طورکه در بالا توضیح داده شد، متغیر H که به‌عنوان نماینده رفتار تقلیدگونه محاسبه شده است، به این شکل است: $H = \log(1-h_{mt})$. درواقع، افزایش در رفتار تقلیدگونه (h) به‌معنی کاهش در متغیر محاسبه شده برای رفتار تقلیدگونه (H) است؛ بنابراین در تفسیر ضریب این متغیر باید دقت لازم را داشت و می‌بایست در جهت عکس تفسیر کرد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، ضریب منفی به‌دست آمده برای این متغیر به‌معنی اثرگذاری مثبت رفتار تقلیدگونه بر قیمت واقعی مسکن است. این موضوع نشان می‌دهد که فارغ از ارزش واقعی مسکن در هر شهر کشور، صرفاً به‌دلیل وجود رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن، فعالان و سرمایه‌گذاران این بازار، عقاید خود درخصوص ارزش واقعی مسکن در شهرهای مختلف کشور را کنار گذاشته و تلاش می‌کنند که هم‌جهت با بازار حرکت کنند. در چنین شرایطی، در صورتی‌که یک شوک به اقتصاد (مانند ترحیم‌ها) وارد شود، افراد اطلاعات خصوصی خود را نادیده گرفته و با تکیه‌بر مشاهداتی که از رفتار سرمایه‌گذاری دیگران دارند، اقدام به سرمایه‌گذاری در بازار می‌کنند. حال اگر روند بازار در چنین شرایطی صعودی باشد، با وقوع رفتار تقلیدگونه فرآیند

افزایش قمیت تشدید شده و حتی ممکن است در بازار حباب تشکیل شود. به‌نظر می‌رسد اتفاقی که در دورهٔ دوم تحریم‌ها رخ‌داده، اتفاقی از این دست باشد.

درواقع، بازار مسکن یکی از بازارهایی است که در آن عدم تقارن اطلاعات شدیدی وجود دارد. و خریداران جزو گروهی هستند که در این بازار از کمترین اطلاعات برخوردار هستند. در چنین شرایطی، معمولا خریداران از مقدار ارزندگی مسکن اطلاعات دقیقی ندارند و نمی‌توانند قیمت‌های موجود در بازار را ارزیابی کنند. این موضوع سبب می‌شود تا خریداران تصمیمات خود را منوط به اطلاعاتی کنند که از تصمیم سایر خریداران (مبنی‌بر خرید و فروش) در اختیار آن‌ها قرار می‌گیرد؛ به‌عبارت دیگر، خریداران در شرایطی که هیچ اطلاعات خصوصی با کیفیتی ندارند توجه خود را به اخباری که از بازار مسکن منتشر می‌شود، معطوف می‌کنند. اگر اخباری در جهت افزایش قیمت مسکن منتشر شود، خریداران بدون این‌که دید خاصی نسبت به عقلایی بودن تصمیم خود داشته باشند، صرفاً به این‌دلیل که دیگران اقدام به خرید مسکن می‌کنند و با تکیه‌بر این امید که قیمت مسکن ممکن است در آینده افزایش پیدا کند، اقدام به خرید مسکن می‌کنند و از این کانال موجبات افزایش قیمت مسکن را فراهم می‌کنند.

ضریب متغیر خوش‌بینی بیش از حد سرمایه‌گذاران نیز مثبت بوده و برابر ۰/۵۶ است. ضریب این متغیر در سطح اطمنیان بالایی معنی‌دار است و نشان‌دهندهٔ وجود تورش رفتاری خوش‌بینی بیش از حد در بازار مسکن است. به‌عبارت دیگر، یکی از مؤلفه‌هایی که قیمت در بازار مسکن را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، خوش‌بینی بیش از حد در این بازار است. خوش‌بینی بیش از حد که از اعتماد به نفس بیش از حد سرمایه‌گذاران نشات می‌گیرد، موجب می‌شود که افراد به این امید که بتوانند در آینده به قیمت بالاتری به یک فرد خوشبین‌تر بفروشند، اقدام به سرمایه‌گذاری بیش از حد در بازار مسکن بکنند که نتیجهٔ آن نیز افزایش در قیمت مسکن است.

خوش‌بینی بیش از حد، یکی از اصلی‌ترین تورش‌های رفتاری است که در بازار مسکن ایران رخ می‌دهد و قیمت‌ها را در این بازار تحت تأثیر قرار می‌دهد. نگاهی به روند تاریخی قیمت اسمی مسکن در ایران حاکی از آن است که قیمت اسمی مسکن به‌دلیل تورم شدید و مزمنی که بر اقتصاد ایران همواره حاکم است (و همچنین به‌دلیل بیماری هلندی)، همانند سایر کالاها دارای روند صعودی بوده و به‌جز در موارد معدود این روند افزایشی همواره حفظ شده است. در چنین شرایطی خریداران مسکن همواره این دارایی را به‌عنوان یک دارایی امن تلقی کرده و تصوری که از قیمت‌های آتی این دارایی دارند، همواره در جهت صعود است. این موضوع سبب می‌شود تا در فرآیند تصمیم‌گیری، سرمایه‌گذاران با اعتماد به نفس زیاد، موفقیت تجارب گذشته خود را به‌جای شانس، به توانایی برتر خود در شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری نسبت داده به رفتار غیرمنطقی در مبادلات و توسعهٔ سرمایه‌گذاری در مسکن ادامه دهند. طبیعتاً به این‌دلیل که عرضه مسکن در کوتاه‌مدت ثابت است، افزایش در تقاضا که از خوش‌بینی بیش از حد سرمایه‌گذاران نشأت می‌گیرد سبب افزایش قیمت در این بازار می‌شود.

متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی که نماینده تقاضای بالفعل در بازار مسکن و قدرت خرید افراد است، دارای تأثیر مثبت بر قیمت در بازار مسکن است. ارزش احتمال به‌دست آمده برای ضریب این متغیر، برابر ۰/۰۷۵ است که نشان می‌دهد، ضریب این متغیر در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است.

متغیرهای نقدینگی و نرخ ارز نیز در بلندمدت، بر قیمت مسکن اثرگذار هستند و انتظار بر این است که با افزایش در این دو متغیر، قیمت مسکن در بلندمدت افزایش پیدا کند. این‌که این دو متغیر، بر قیمت مسکن اثرگذار هستند،

کاملاً مطابق انتظار بوده و مشاهدات تجربی و مبانی تئوریک مؤید اثرگذاری این دو متغیر بر قیمت مسکن هستند. خصوصاً متغیر نقدینگی، یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن است. نقدینگی می‌تواند از چند مکانیزم مختلف، مثل تعدیل بهینهٔ پورتفولیو و کانال اعتبارات، قیمت مسکن را تحت‌تأثیر قرار دهد. افزایش در عرضهٔ پول سبب می‌شود تا حجم و مطلوبیت نهایی دارایی‌های نقد نسبت به حجم و مطلوبیت نهایی سایر دارایی‌ها تغییر پیدا کند. عوامل اقتصادی پس از مشاهده این موضوع، تلاش خواهند کرد تا مجدداً تعادل را بازیابی کنند. برای بازیابی تعادل، لازم خواهد بود تا عوامل اقتصادی حجم دارایی‌های را که در اختیار دارند و همچنین میزان مصرفشان را به‌گونه‌ای تغییر دهند که نسبت مطلوبیت‌های نهایی مجدداً برابر با نسبت قیمت‌ها شود. این موضوع به این معنی خواهد بود که با افزایش در حجم پول، قیمت بسیاری از دارایی‌ها مانند مسکن افزایش یافته و قیمت دارایی‌های نقد (انواع نرخ بهره) کاهش یابد. مشاهدات دو بحران اخیر که در اقتصاد ایران رخ داده، کاملاً مؤید این موضوع بوده است. با افزایش در سرعت رشد نقدینگی، فعالان اقتصادی، وزن دارایی‌هایی مانند مسکن را در پورتفولیوی خود افزایش داده‌اند تا بتوانند خود را در مقابل کاهش ارزش پول، مصون نگه‌دارند. این موضوع نیز سبب افزایش قیمت مسکن در این بازه‌های زمانی شده است.

زمانیکه با متغیرهای ناایستا کار می‌شود، ممکن است به‌دلیل وارد شدن شوک‌ها و ماندگار بودن اثر آن‌ها روی متغیرها، در هرلحظه از زمان، رابطهٔ بلندمدتی که در بالا برآورد شد، دقیقاً برقرار نباشد و خطای کوچکی را در رابطه وجود داشته باشد. در صورتی‌که رابطهٔ هم‌انباشتگی که در بالا برآورد شد، یک رابطه درست باشد، انتظار بر این است که یک رابطهٔ تصحیح خطا نیز وجود داشته باشد که خطاهای کوتاه‌مدت را تعدیل کرده و موجب برقراری مجدد رابطهٔ بلندمدت می‌شود. جدول ۵، نتایج برآورد ضریب تصحیح خطا را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در این جدول قابل مشاهده است، مقدار ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۳۲۸- بوده و معنی‌دار است. منفی بودن این ضریب تضمین می‌کند که خطایی که در کوتاه‌مدت ممکن است در رابطه شکل بگیرد، تعدیل شده و رابطهٔ تعادلی بلندمدت مجدداً برقرار خواهد شد. همچنین این‌که این ضریب به‌لحاظ قدر مطلق کوچک‌تر از یک (یا به‌لحاظ جبری بزرگ‌تر از ۱- است) نشان می‌دهد که در هر دوره، بخشی از خطا تعدیل می‌شود و ممکن است تعدیل خطا چندین دوره به‌طول بینجامد. براساس ضریب تصحیح خطای برآورد شده، در هر دوره ۳۲/۸٪ از خطای کوتاه‌مدت تعدیل می‌شود و بر این‌اساس، خطاهای کوتاه‌مدت احتمالی، طی سه دوره تعدیل شده و نهایتاً رابطهٔ تعادلی بلندمدت مجدداً برقرار خواهد شد.

جدول ۵: نتایج برآورد ضریب تصحیح خطا

Tab. 5: The results of the estimation of error correction coefficients

متغیر	مقدار ضریب	آمارهٔ t	ارزش احتمال
تصحیح خطا	۰/۳۲۸-	۱۰/۳۴-	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق).

نتایج برآورد مدل ARDL در صورتی قابل اتکا است که جملات خطای رگرسیون برآوردی دارای ویژگی‌های مطلوب مبتنی‌بر فروض کلاسیک باشد؛ یا به‌عبارت دیگر، فاقد ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی بوده و همچنین توزیع تولیدکننده داده‌های جملات خطا نرمال باشد. جدول ۶، نتایج آزمون مربوط به خودهمبستگی، ناهمسانی

واریانس و نرمال بودن جملات خطا را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در این جدول قابل مشاهده است، جملات خطا، فروض کلاسیک را تأمین می‌کنند؛ بنابراین نتایج ارائه شده در بالا دارای اعتبار است.

جدول ٦: نتایج آزمون فروض کلاسیک
Tab. 6: test statistics results estimated using Classical Test Theory

آزمون	مقدار آماره	ارزش احتمال
ناهمسانی واریانس (آزمون ARCH)	۰/۸۱۶	۰/۳۶۹
خودهمبستگی (آزمون بروش-گادفری)	۱/۶۶	۰/۲۰۳
نرمال بودن جملات خطا (آزمون جارکوا-برا)	۰/۰۵۷	۰/۹۷۲

(منبع: یافته‌های تحقیق).

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، به بررسی عوامل رفتاری بر قیمت در بازار مسکن ایران پرداخته شد. در این‌راستا، دو تورش رفتاری عمده که ممکن است در بازارهای دارایی من‌جمله بازار مسکن رخ‌دهد، موردتوجه قرار گرفت و اثر آن‌ها بر قیمت مسکن مورد تأکید قرار گرفت. رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش از حد دو عامل رفتاری هستند که می‌توانند نقش عمده‌ای را در جهت‌دهی به قیمت در بازارها داشته باشند و حتی ممکن است بازار را از وضعیت کارا دور کرده و موجب تشکیل حباب شوند.

نتایج برآورد رفتار تقلیدگونه نشان می‌دهد که درمواقع بحرانی بازار مسکن که قیمت‌ها به‌شدت در حال افزایش است، افزایش چشمگیری در رفتار تقلیدگونه رخ‌می‌دهد. این موضوع هم در دور اول تحریم‌ها و هم در دور دوم تحریم‌ها، که پس از آن بازار مسکن ملتهب شده، به‌وضوح قابل مشاهده است. نتایج بررسی همبستگی میان قیمت مسکن و رفتار تقلیدگونه نیز این موضوع را مورد تأیید قرار داد.

آزمون هم‌انباشتگی پسران و همکاران (۲۰۰۱) حاکی از وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای تحقیق است. برآورد رابطهٔ بلندمدت براساس روش ARDL نیز نشان‌دهندهٔ اثرگذاری متغیرهای توضیحی مدل بر قیمت واقعی مسکن است. نتایج به‌دست آمده بیانگر آن است که عوامل رفتاری، در بازار مسکن نیز همانند سایر بازارهای دارایی، نقش تعیین‌کننده‌ای را در رفتار قیمت ایفا می‌کند. نتیجهٔ به‌دست آمده برخلاف نظر برخی از اقتصاددانان است که نقش مسائل رفتاری مانند رفتار تقلیدگونه را در بازار مسکن، کم‌رنگ قلمداد می‌کنند و آن را فاقد موضوعیت می‌دانند. مطابق نتایج به‌دست آمده در این تحقیق، رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش از حد، هر دو اثر معنی‌داری بر قیمت واقعی مسکن داشته و موجب افزایش قیمت در بازار مسکن می‌شوند. دیگر متغیرهای تحقیق نیز، شامل تولید ناخالص داخلی واقعی، ماندهٔ واقعی پول و نرخ ارز بازار غیررسمی نیز اثر معنی‌دار بر قیمت مسکن دارند و همگی دارای رابطهٔ هم‌جهت با این متغیر هستند.

مقایسهٔ نتایج به‌دست آمده در این تحقیق، با مطالعات پیشین حاکی از همسویی نتایج آن با مطالعات پیشین است؛ چراکه در مطالعات قبلی، که البته برای اقتصادهایی غیر از اقتصاد ایران انجام شده‌اند، نتایج به‌دست آمده مؤید وجود رفتار رمه‌ای و تورش خوش‌بینی بیش از حد در بازار مسکن بوده و همچنین بر نقش این عوامل بر

افزایش قیمت مسکن تأکید دارند. با توجه به این‌که نتایج بسیار مشابهی در این تحقیق با مطالعات پیشین به‌دست آمده می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که فعالان اقتصادی بازار مسکن در اقتصاد ایران، از الگوهای رفتاری مشابهی با سرمایه‌گذاران بازار مسکن در سایر کشورها برخوردار هستند.

نتایج این تحقیق، نکته‌های مهمی را برای سیاست‌گذاران اقتصادی، خصوصاً مسئولین بخش مسکن به‌همراه دارد؛ اول این‌که، در سیاست‌هایی که برای این بخش تدوین می‌شود می‌بایست نقش عوامل رفتاری موردتوجه قرار گیرد و از هر سیاستی که به‌نوعی موجب تحریک تورش‌های رفتاری مانند رفتار تقلیدگونه و... می‌شود، اجتناب شود. از آنجایی‌که دسترسی نداشتن به اطلاعات واضح و آشکار، یکی از مهم‌ترین عوامل شکل‌گیری رفتار تقلیدگونه در بازارها است، سیاست‌گذاران می‌توانند برای پیشگیری از شکل‌گیری بحران‌های ناشی از تورش‌های رفتاری، اقدام به اطلاع‌رسانی‌های دقیق درخصوص پیامدهای هر سیاستی بکنند تا حتی افرادی که قادر به تحلیل دقیق اخبار و پیامد سیاست‌ها نیستند، بتوانند درک صحیحی از شرایط کسب کنند. توصیهٔ سیاستی دیگری که نتایج این تحقیق به همراه دارد، متوجه سیاست‌گذاران پولی کشور است. همان‌طورکه نتایج این تحقیق نشان‌داد، دو متغیر اصلی اقتصاد که تحت کنترل مستقیم بانک مرکزی هستند، یعنی نرخ ارز و حجم نقدینگی دارای اثر معنی‌دار و مثبت بر قیمت مسکن هستند؛ بنابراین، در صورتی‌که هدف سیاست‌گذار اقتصادی ثبات قیمت‌ها و کاهش نوسانات قیمت در بازار مسکن باشد، می‌بایست در تدوین سیاست‌های پولی و ارزی کشور دقت لازم را به خرج دهد تا مانع از افزایش نامتناسب قیمت‌ها در بازار مسکن شود.

کتابنامه

– حیدری، ح.؛ جوهری‌سلماسی، پ.؛ راسخی، س.؛ و فعالجو، ح.، (۱۳۹۸). «آزمون فرضیهٔ ناهمگنی عاملین بازار با استفاده از مدل $STAR$ با تابع انتقال چند متغیره (مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران)». *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۱۲(۴۱): ۸۳–۹۹.

– سپهردوست، حمید، (۱۳۸۹). «بررسی مقایسه‌ای عملکرد تولید مسکن در کشور». *مدیریت تولید و عملیات*، ۱(۱): ۱۰۳–۱۱۸.

– قاسمی، محمدرضا؛ جعفری، الناز؛ و اربابیان، شیرین، (۱۳۹۲). «اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن در ایران و تأثیر سیاست‌های پولی بر آن». *پژوهش‌های پولی–بانکی*، ۱۸(۶): ۱–۲۱.

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و کمیاب، بهناز، (۱۳۸۹). «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری». *تحقیقات اقتصادی*، ۴۵(۳): ۲۰۷–۲۳۸. (doi:20.1001.1.00398969.1389.45.3.9.4).

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ کمیاب، بهناز، (۱۳۸۹). «ارتباط بلند مدت بازار مسکن و تورم در ایران». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۸: ۶۸–۵۱. (doi: 10.22096/esp.2010.26221).

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و طهوری‌متین، مسعود، (۱۳۹۰). «انتخاب سبد دارایی‌ها در دوره رکود و رونق مسکن». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۱ (۳): ۹۲–۷۱.

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ عسگری، مهدی؛ و جعفری‌سرشت، داود، (۱۳۹۸). «نابرابری درآمد و استطاعت خرید مسکن در کلان‌شهرهای ایران با رویکرد شبه‌پنل». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۲۷ (۹۰): ۱۳۶–۱۰۳.

- Abildgren, K.; Hansen, N. L. & Kuchler, A., (2018). "Overoptimism and house price bubbles". *Journal of Macroeconomics*, 56: 1-14. doi:https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2017.12.006

- Andersson, M.; Hedesstrom, M. & Garling, T., (2014). "A social-psychological perspective on herding in stock markets". *Journal of Behavioral Finance,* 15(3): 226-234. doi: https://doi.org/10.1080/15427560.2014.941062

- Baddeley, M., (2010). "Herding, social influence and economic decision-making: socio-psychological and neuroscientific analyses". *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, *365*(1538): 281-290. doi: https://doi.org/10.1098/rstb.2009.0169

- Bahmani-Oskooee, M. & Wu, T. P., (2018). "Housing prices and real effective exchange rates in 18 OECD countries: a bootstrap multivariate panel Granger causality". *Economic Analysis and Policy*, 60: 119-126. doi: https://doi.org/10.1016/j.eap.2018.09.005

- Case, B.; Goetzmann, W. N. & Rouwenhorst, G. K., (2000). "Global real estate markets: Cycles and fundamentals". *Working, Paper No. 7566*, International Center of Finance. doi: http://dx.doi.org/10.3386/w7566

- De Stefani, A., (2021). "House price history, biased expectations, and credit cycles: The role of housing investors:. *Real Estate Economics*, *49*(4): 1238-1266. doi: https://doi.org/10.1111/1540-6229.12328

- Del Negro, M., & Otrok, C. (2007). 99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across US states. *Journal of Monetary Economics*, *54*(7), 1962-1985. doi: https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.11.003

- Demary, Markus, The Link Between Output, Inflation, Monetary Policy and Housing Price Dynamics, *MPRA Paper* No. 15978, posted 30. June 2009.

- Descak, I., (2017). *The role of behavioral economics in the real estate market:* Example of Croatia.

- Dong, F.; Miao, J. & Wang, P., (2020). "Asset bubbles and monetary policy". *Review of Economic Dynamics*, 37: S68-S98. doi: http://dx.doi.org/10.1016/j.red.2020.06.003

- Fama, E. F., (1970). "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work". *The journal of Finance*, *25*(2): 383-417. doi: https://doi.org/10.2307/2325486

- Ferson, W. E. & Korajczyk, R. A., (1995). "Do Arbitrage Pricing Models Explain the Predictability of Stock Returns?". *The Journal of Business*, *68*(3): 309–349.

- Ferson, W. E. & Harvey, C. R., (1991). "The variation of economic risk premiums". *Journal of Political Economy*, 99: 285 – 315. doi: 10.1086/261755

- Ferson, W. E. & Harvey, C. R., (1993). "The risk and predictability of international equity returns". *Review of Financial Studies*, 6: 527– 566. doi: https://doi.org/10.1093/rfs/6.3.527

- Franičević, V., (1995). "Some Problems with the Rational Economic Man". *Revija za sociologiju, 26* (3-4): 151-168. https://hrcak.srce.hr/154569.

- Galí, J. & Gambetti, L., (2015). "The effects of monetary policy on stock market bubbles: Some evidence". *American Economic Journal: Macroeconomics*, *7*(1): 233-57. doi: 10.1257/mac.20140003

- Ghasemi, M.; Arbabian, Sh. & Jafari, E., (2014). "Measuring the House Price Bubble in Iran and the Effect of Monetary Policy on it". *Journal of Monetary and Banking Reaserch,*18(6): 1-21. (In Persian).

- Gholi Zadeh, A. A.; Asgari M. & Jafari Seresht, D., (2019). "Income Inequality and Housing Affordability in Selected Metropolises of Iran: A Pseudo-Panel Approach". *Journal of Economic Research and Policies*, 27 (90): 103-136. (In Persian).

- Gholizadeh, A. A. & Kamyab, B., (2010). "A Long-Term Analysis of Housing Markets and Inflation in Iran". *The Journal of Economic Studies and Policies*, 18: 51-68. doi: 10.22096/esp.2010.26221. (In Persion)

- Gholizadeh, A. A. & Kamyab, B., (2010). "The Analysis of Effect of The Monetary Policy on House Price Bubble: A Cross-Country Study". *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, *45*(3). doi: 20.1001.1.00398969.1389.45.3.9.4 (In Persion)

- Glaeser, E. L.; Gyourko, J. & Saiz, A., (2008). "Housing supply and housing bubbles". *Journal of urban Economics*, *64*(2): 198-217. doi: https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.07.007

- Glavatskiy, K. S.; Prokopenko, M.; Carro, A.; Ormerod, P. & Harre, M., (2021). "Explaining herding and volatility in the cyclical price dynamics of urban housing markets using a large-scale agent-based model". *SN Business & Economics*, 1(6): 1-21. doi: https://doi.org/10.1007/s43546-021-00077-2

- Griffin, M. A.; Neal, A. & Parker, S. K., (2007). "A new model of work role performance: Positive behavior in uncertain and interdependent contexts". *Academy of management journal*, *50*(2): 327-347.doi: https://doi.org/10.5465/amj.2007.24634438

- Harris, R. & Sollis, R., (2003). *Applied time series modelling and forecasting*. Wiley.

- Harvey, C. R., (1989). Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, 24: 289– 317. doi: https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90049-4

- He, Y. & Xia, F., (2020). "Heterogeneous traders, house prices and healthy urban housing market: A DSGE model based on behavioral economics". *Habitat International*, *96*: 102085.doi: https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2019.102085

- Heidari, H.; Johari Salmasi, P.; Rasekhi, S. & Faaljoo, H., (2019). "Hypothesis testing of Heterogeneous agents using STAR model with multivariate transition function: A case study of Tehran Stock market". *Financial Knowledge of Securities Analysis*, *12*(41): 83-99. (In Persian)

- Hirshleifer, D., (2015). "Behavioral finance". *Annual Review of Financial Economics, 7*(1): 133-159. doi: https://doi.org/10.1146/annurev-financial-092214-043752

- Hwang, S. & Salmon, M., (2004). "Market stress and herding". *Journal of Empirical Finance*, *11*(4): 585-616. doi: https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2004.04.003

- Jalil, A. & Ma, Y., (2008). "Financial development and economic growth: time series evidence from Pakistan and China". *Journal of economic cooperation*, *29*(2): 29-68.

- Kallinterakis, V.; Munir, N. & Radovic-Markovic, M., (2010). "Herd behaviour, illiquidity and extreme market states: Evidence from Banja Luka". *Journal of Emerging Market Finance*, *9*(3): 305-324. doi: https://doi.org/10.1177/097265271000900303

- Kapor, P., (2014). "Bihevioralne finansije". *Megatrend revija, 11(2): 73–94.*

- Khiabani, N., (2015). "Oil inflows and housing market fluctuations in an oil-exporting country: Evidence from Iran". *Journal of Housing Economics*, *30*: 59-76. doi: https://doi.org/10.1016/j.jhe.2015.10.002

- Lam, C. H. L. & Hui, E. C. M., (2018). "How does investor sentiment predict the future real estate returns of residential property in Hong Kong?". *Habitat International*, *75*: 1-11. doi: https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2018.02.009

- Lan, T., (2014). "Herding behavior in China housing market". *International Journal of Economics and Finance*, *6*(2): 115-124. doi: http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v6n2p115

- Malmendier, U. & Taylor, T., (2015). "On the verges of overconfidence". *Journal of Economic Perspectives*, *29*(4): 3-8. doi: 10.1257/jep.29.4.3

- Marfatia, H. A.; Gupta, R. & Cakan, E., (2017). "The international REIT's time-varying response to the US monetary policy and macroeconomic surprises". *The North American Journal of Economics and Finance*, *42*: 640-653. doi: https://doi.org/10.1016/j.najef.2017.09.007

- Mayer, C. (2011). Housing bubbles: A survey. *Annu. Rev. Econ.*, *3*(1), 559-577. doi: https://doi.org/10.1146/annurev.economics.012809.103822

- Mayer, C. & Sinai, T., (2009). *US House Price Dynamics and Behavioral Finance. Policy Making Insights from Behavioral Economics.* Federal Reserve Bank of Boston, Boston.

- Miao, J.; Shen, Z. & Wang, P., (2019). "Monetary policy and rational asset price bubbles: Comment". *American Economic Review*, *109*(5): 1969-90. doi: 10.1257/aer.20180145

- Mullainathan, S. & Thaler, R. H., (2000). "Behavioral economics". *NBER Working Paper*, No. 7948.

- Njenga, E. N. & Kagiri, A., (2018). *Effect of Behavioral Bias on Real Estate Prices In Kenya* (A Case Of Real Estates In Kiambu County).

- 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. doi: https://doi.org/10.1002/jae.616

- Phung, A., (2010), Behavioral Finance.

- Qolizadeh, A. & Tahuri Matin, M., (2011). "Portfolio Selection with Housing Market Boom and Bust". *The Economic Research (Sustainable Growth and DevelopmenI* 11 (3): 71-92. (In Persian)

- Ruoxi, Q., (2019). "Behavior Analysis of Real Estate Investors". *Mfssr*: 308-312. doi: 10.25236/mfssr.2019.065

- Schinckus, C., (2011). "Archeology of Behavioral Finance". *IUP Journal of Behavioral Finance*, *8*(2).

- Sepehrdoust, H., (2010). "Comparative Study of the Housing Industry Performance in country". *Research in Production and Operations Management*, *1*(1): 103-118. (In Persian)

- Shefrin, H. & Statman, M., (2000). "Behavioral portfolio theory". *Journal of financial and quantitative analysis*, *35*(2): 127-151. doi: https://doi.org/10.2307/2676187

- Shiller, R. J., (2015). "Irrational exuberance". In: *Irrational exuberance*. Princeton university press. doi: https://doi.org/10.1515/9781400865536

- Sinha, P. C., (2015). "Stocks' pricing dynamics and behavioral finance: A review". *Management Science Letters*, 5(9): 797-820. doi: 10.5267/j.msl.2015.7.003

- Spyrou, S., (2013). "Herding in financial markets: a review of the literature". *Review of Behavioral Finance*. doi: https://doi.org/10.1108/RBF-02-2013-0009

- Tan, C., (2021). "A study of boundedly rational behaviour in housing choice: evidence from Malaysia". *International Journal of Housing Markets and Analysis*. doi: doi.org/10.1108/IJHMA-08-2021-0094

- Taylor, J. B., (2009). *The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong* (No. w14631). National Bureau of Economic Research.

- Venezia, I.; Nashikkar, A. & Shapira, Z., (2011). "Firm specific and macro herding by professional and amateur investors and their effects on market volatility". *Journal of Banking and Finance,* 35(7): 1599-1609. doi: https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.11.015

- Yang, J.; Cashel-Cordo, P. & Kang, J. G., (2020). "Empirical research on herding effects: case of real estate markets". *Journal of Accounting and Finance*, 20(1): 122-130.

- Zhang, Y.; Hua, X. & Zhao, L., (2012). "Exploring determinants of housing prices: A case study of Chinese experience in 1999–2010". *Economic modelling*, *29*(6): 2349-2361. doi: https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.06.025

- Zhou, Z. Y., (2018). "Housing market sentiment and intervention effectiveness: Evidence from China*".* *Emerging Markets Review,* 35: 91–110. doi: https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.12.005

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

46

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 12, No. 46, Summer (2023)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2022): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2020): **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

Quarterly Journal of
Applied Economics Studies, Iran

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

46

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 12 || No. 46 || Summer 2023 ||

- The Effect of Banking Crises on Macroeconomic Variables Within the Dsge Models...
  Chenarani, H., Yavari, K., Heydari, H., Sharifzadeh, M. J. 9-38
- Evaluation of Projection bias in People's Beliefs and Intentions Under the Influence...
  Asgari, H., Pouralimardan, M. 39-61
- Optimization of Modern Electricity Supply Chain with NSGA-II
  Seyed Hoseini, S. M., Mohammadzadeh, A., Seighali, M., Rezaei, F. 63-90
- Providing an Export Development Model in the Persian Gulf Petrochemical Industr...
  Heidari, M., Abbasian, E., Ebrahimi, M. 91-116
- Investigating the Impact of Wealth Tax on Income Distribution in Iran's Economy
  Saadatmehr, M., Bazgir, A. 117-137
- Analyzing the Effects of Financial Decentralization on Social Capital in Iran Provinces
  Khanzadi, A., Karimi, N., Delangizan, S. 139-165
- Investigating the Impact of Operational Risk on Economic Growth in Iran
  Amani, R., Ahmadzaeh, Kh., Habibi, F. 167-206
- The Evaluation of the Free Trade Zones Effects on Provincial Value-Added Using...
  Miri, A., Isazadeh, S. 207-240
- Investigating the Impact of Behavioral Factors on the Iranian Housing Price
  Samadipour, Sh., Qolizadeh, A. A., Sepehrdoust, H. 241-247