مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۴۸

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

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۲ || شمارهٔ ۴۸ || زمستان ۱۴۰۲ ||

- تأثیر رشد جمعیت بر رشد اقتصادی با فرض درون‌زایی هم‌زمان جمعیت و تکنولوژی ۹-۳۸
  علی‌حسین استادزاد
- الگوسازی و برآورد سری زمانی نااطمینانی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی ایران با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک (دورهٔ ۱۴۰۰-۱۳۴۰) ۳۹-۷۱
  طیبه رهنمون‌پیروج، مجتبی الماسی، شهرام فتاحی
- تحلیل اثر ناترازی بودجهٔ دولت بر رفاه اقتصادی در ایران ۷۳-۱۰۵
  شهریار زروکی، سحر نصرنژادنشلی، میترا نوروزی، معصومه خوشه‌گل‌گروسی
- به‌کارگیری هوش مصنوعی در پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری و تأثیر متقابل آن‌ها بر یک دیگر در اقتصاد ایران ۱۰۷-۱۳۲
  مرضیه شیری، محمدحسن فطرس
- برآورد ارزش اقتصادی نهادهٔ انرژی برق در صنایع انرژی‌بر ایران ۱۳۳-۱۶۰
  سیدمهدی نیکزادالحسینی، مهدی صادقی‌شاهدانی
- اثر شاخص استرس مالی بر روی بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ۱۶۱-۱۹۲
  فرجاد بخشور، محمد سخنور، طاهره آخوندزاده‌یوسفی، شهاب جهانگیری
- اثر صنایع خلاق بر نرخ اشتغال (روش گشتاورهای تعمیم‌یافته) ۱۹۳-۲۲۱
  هدی زیبری، مریم احسانی
- بررسی آثار نامتقارن شاخص‌های اقتصاد باز بر ضریب جینی دهک‌های درآمدی در ایران ۲۲۳-۲۶۱
  رضا اشرفگنجویی

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

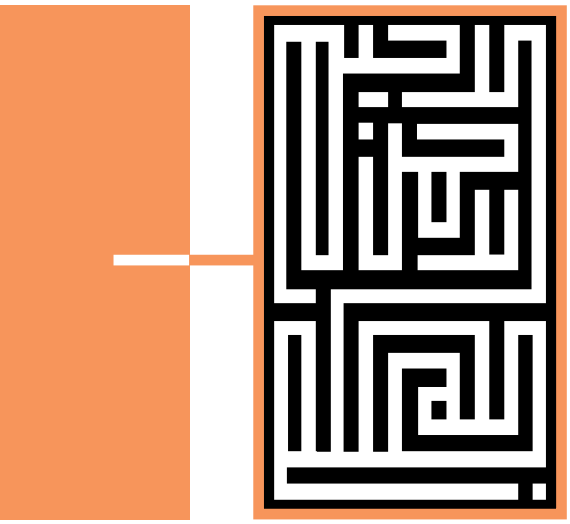
– ارجاع در متن مقاله

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 ۱۴۰۱): **الف**

ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۴۰۰): **Q1 - 0.667**

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۲، شمارهٔ ۴۸، پاییز ۱۴۰۲
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۴۰۱): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۴۰۰): **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 کشاورزی، 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: aesi@basu.ac.ir Email:
وب‌سایت: https://aes.basu.ac.ir/
آدرس نشریه: همدان، چهارباغ شهید احمدی روشن، دانشگاه بوعلی‌سینا، ساختمان مرکزی، معاونت پژوهشی، دفتر نشریات علمی دانشگاه.
تلفن: ۳۸۳۸۱۱۹۲-۰۸۱

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

فهرست مقالات

تأثیر رشد جمعیت بر رشد اقتصادی با فرض درون‌زایی هم‌زمان جمعیت و تکنولوژی ۹-۳۸
علی‌حسین استادزاد

الگوسازی و برآورد سری زمانی نااطمینانی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی ایران با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک (دورهٔ ۱۴۰۰-۱۳۴۰) ۳۹-۷۱
طیبه رهنمون‌پیروج، مجتبی الماسی، شهرام فتاحی

تحلیل اثر ناترازی بودجهٔ دولت بر رفاه اقتصادی در ایران ۷۳-۱۰۵
شهریار زروکی، سحر نصرنژادنشلی، میترا نوروزی، معصومه خوشه‌گل‌گروسی

به‌کارگیری هوش مصنوعی در پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری و تأثیر متقابل آن‌ها بر یک‌دیگر در اقتصاد ایران ۱۰۷-۱۳۲
مرضیه شیری، محمدحسن فطرس

برآورد ارزش اقتصادی نهادهٔ انرژی برق در صنایع انرژی‌بر ایران ۱۳۳-۱۶۰
سیدمهدی نیکزادالحسینی، مهدی صادقی‌شاهدانی

اثر شاخص استرس مالی بر روی بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ۱۶۱-۱۹۲
فرجاد بخشور، محمد سخنور، طاهره آخوندزاده‌یوسفی، شهاب جهانگیری

اثر صنایع خلاق بر نرخ اشتغال (روش گشتاورهای تعمیم‌یافته) ۱۹۳-۲۲۱
هدی زبیری، مریم احسانی

بررسی آثار نامتقارن شاخص‌های اقتصاد باز بر ضریب جینی دهک‌های درآمدی در ایران ۲۲۳-۲۶۱
رضا اشرفگنجویی

Vol. 12, No. 48, Winter (2024)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

The Impact of Population Growth on Economic Growth with the Assumption of Simultaneous Endogeneity of Population and Technology

Ali-Hossein Ostadzad[1]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28321.3633
Received: 2023.09.20; Accepted: 2023.11.13
Pp: 9-38

Abstract

Demographic discussions as well as studies in the field of economic growth are among the oldest economic topics. Despite a wide range of theoretical and empirical research, economists and demographers have not yet reached a single point of view on the relationship between economic growth and population. Countries with rapidly growing populations tend to have low economic growth rates. This negative relationship is usually not shown in different studies. What social welfare theory can argue that the population of Iran is under or overhead of optimal value? In literature, most studies focus specifically on exogenous population changes. Endogenous population changes in an endogenous growth model have been hypothesized only in restricted studies. The production function in the Ramsey model is generally a function of capital, labor and technology (knowledge level). In the developed model, the population is assumed to be endogenous in the Ramsey model. Also we assumed the technology level is a function of the population as a sigmoid function. So in this study, technology is endogenous. The dynamic problem is solved (Bellman function formed and optimal solution of this objective function was found) and optimal population growth rate is calculated in extended Ramsey growth model with simultaneous endogenous population growth rate and technology level. The optimal population growth rate for the Iranian economy is 2%. However, according to the Iran Statistics Center, the population growth rate was 1.1 percent in 2018. A lower population size than optimal can have negative effects on social welfare in the long run. Therefore, the government should implement appropriate population policies to achieve the optimal population growth rate of 2%.

Keywords: Technology level, Optimal Population Growth Rate, Endogenous Growth Models, Bellman Equation.

JEL Classification: O47, O11, P23, R23.

1. Assistant Professor, Department of Energy Engineering, University of Larestan, Larestan, Iran.
Email: a.ostadzad@lar.ac.ir

Citations: Ostadzad, A. H., (2024). "The Impact of Population Growth on Economic Growth with the Assumption of Simultaneous Endogeneity of Population and Technology". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(48): 9-38. doi: 10.22084/aes.2023.28321.3633
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5470.html?lang=en

1. Introduction

Population growth rate in both developing and industrialized countries is acknowledged as a vital factor influencing sustainable economic development. Population issues and studies on economic growth are some of the oldest subjects in economics. In order to explore the relationship between economic growth and population growth, three main perspectives have been presented in this subject's literature: optimistic perspective, pessimistic perspective, and neutral perspective. The optimistic perspective views population growth as a fuel for economic performance. This may be the result of knowledge production or changes in production technology. The optimistic perspective is also supported by theoretical foundations. In contrast, the neutral perspective has empirical foundations. When examining empirical models assessing the impact of population growth on economic growth, additional factors are considered as well. Based on various studies conducted across different nations, little evidence suggests that an increase in population growth will Increase or decrease economic growth. In the majority of empirical studies, population growth has no meaningful effect on economic growth. The pessimistic perspective is likely the most perplexing one. It considers population growth harmful to economic growth and predicts a slowdown in economic development in case of population Increase. Based on examinations, most research focuses on the impact of population growth on economic growth established on empirical models. This is despite the fact that the subject's literature is completely limited when it comes to optimal population growth rate and population changes and particularly focuses on exogenous Population changes. Only a small number of examined studies focus on endogenous Population changes.

This research initially expanded on Ramsey's endogenous growth model while incorporating endogenous population growth. Then by solving the dynamic problem (the formulation of the Bellman function and finding its optimal solution), the study calculated the optimal population growth rate in a steady state. Finally, the effects of the endogenous population growth rate on the economic growth rate have been examined. It is vital to note that among the innovations of this study is the consideration of the technology level as a sigmoid function of the population, meaning that in this study, the level of technology is assumed as dependent on population size. Based on the traits of the sigmoid function, the technology growth rate is initially increasing and eventually decreasing.

2. Purpose and Methodology

The inquiry of the research is based on a fundamental question within the literature and issues of the subject of population. What is the optimal population size and what effects does population growth have on economic growth? Based on which theory of social welfare can it be argued that Iran's population is below or above the optimal amount? To examine and calculate the optimal population, the research has employed the Ramsey model structure. Additionally, the social welfare function is implicitly considered a function of the population growth rate while simultaneously being a direct function of the population. Based on conducted examinations, most studies in the literature on this subject predominantly focus on

exogenous population changes. In only a small number of studies, population changes are assumed as endogenous. In Ramsey's model, production is generally a function of labor, capital, and technology (level of knowledge). In the extended model, in addition to the assumption of the population being endogenous in the Ramsey model, the level of technology is a sigmoid function of the population. Consequently, with these assumptions, technology becomes endogenous as well. This research expands on Ramsey's endogenous growth model. With both population growth and technology being endogenous. The dynamic problem (formulating the Bellman function and finding the optimal solution of this target function) is solved and the optimal population growth rate in steady state was calculated.

3. Conclusion

In accordance with economic theories, the principal feature of developed economies is the continued increase in finished product production (constant economic growth rate) which is driven by economic activities. Consequently, it can be stated that increased labor force productivity is a feature of developed economies. Then the inquiry regarding the effects of population growth on economic development will be focused on subjects such as technological development and capital creation.

Therefore, it can be stated that the population growth rate in developing and industrialized nations is recognized as a vital issue for sustainable economic development. In order to examine the correlation between economic growth and population growth, the literature on the subject has presented three main perspectives. Optimistic perspective, pessimistic perspective and neutral perspective. The optimistic perspective views population growth as a fuel for economic performance. This may be the result of knowledge production or changes in production technology. However, the findings of this research indicate that population growth has not significantly influenced technology growth in Iran's economy. Based on neutral perspectives' regarding various countries around the world, little evidence shows that an increase in population growth will result in an increase or a decrease in economic growth. It could be stated that in most empirical studies, population growth does not have a meaningful effect on economic growth. The pessimistic perspective states that population growth has a negative impact on economic growth and causes a slowdown in economic growth.

Based on the examinations, the majority of studies concentrate on the impact of population growth on economic growth with an empirical model. This is despite the fact that the subject's literature is completely limited when it comes to optimal population growth rate and population changes and particularly focuses on exogenous population changes. Only a small number of examined studies focus on endogenous population changes. It is important to note that among the innovations of this study is the consideration of the technology level as a sigmoid function of the population, meaning that in this study the level of technology is assumed as dependent on population size. Based on the traits of the sigmoid function, the technology growth rate is initially increasing and eventually decreasing.

This research initially expanded on Ramsey's endogenous growth model while incorporating endogenous population growth. Then by solving the dynamic problem (the formulation of the Bellman function and finding its optimal solution), the study calculated the optimal population growth rate in the steady state. The optimal population growth rate for Iran's economy is identified as 2% while the reported population growth rate for Iran in 2018 was recorded at 1.1% according to the Iranian Center of Statistics. A population below the optimal level could have negative effects on social welfare in the long run. A large economy can benefit from specialism in various ways. This is not feasible in smaller and closed economies. A high population could be of vital importance for Iran's economy and cause an increase in production productivity. Therefore, the government must implement appropriate population policies to achieve the optimal population growth rate of 2% per year. Based on the experiences of other nations, financial incentive policies could be employed to stimulate and increase the population growth rate.

Based on the data from 1967-2022, the average long-term realized economic growth for Iran's economy has been calculated as 3.5% (based on GDP data at constant prices of 2016) and the realized population growth has been 2%. With an optimal long-term population growth rate of 2% per year, the optimal long-term economic growth rate of 3.4% should be realized for Iran's economy. The variation between optimal and realized economic growth rates could be attributed to the low influence of population on technology which has decreased the labor force efficiency and has resulted in disparities between optimal and realized economic growth.

Acknowledgments

In the end, the author of this study considers it necessary to thank and appreciate the respected reviewers of the article who have helped a lot to improve the text and also, the research method.

Conflict of Interest

The author declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۸، پاییز ۱۴۰۲

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

تأثیر رشد جمعیت بر رشد اقتصادی با فرض درون‌زایی هم‌زمان جمعیت و تکنولوژی

علی‌حسین استادزاد[1]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28321.3633
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۲۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۲
صص: ۳۸-۹

چکیده

با بررسی صورت‌گرفته، اکثر مطالعات در ادبیات موضوع، به‌طور خاص بر تغییرات جمعیتی برون‌زا تمرکز دارند. تنها در تعداد محدودی از مطالعات تغییرات جمعیتی درون‌زا فرض شده است. در الگوی بسط داده شده در این پژوهش علاوه‌بر این‌که جمعیت در الگوی رمزی به‌صورت درون‌زا فرض شده است، سطح تکنولوژی نیز به صورت یک تابع سیگموید تابعی از جمعیت است و عملاً با این فرض تکنولوژی نیز درون‌زا می‌باشد. پس از بسط الگوی رشد درون‌زای رمزی با وجود رشد جمعیت و تکنولوژی درون‌زا به‌صورت هم‌زمان به حل مسأله دینامیکی، (تشکیل تابع بلمن و حل بهینه این تابع هدف) پرداخته و نرخ رشد جمعیت بهینه در حالت پایا محاسبه شده است. با توجه به فروض درنظر گرفته نرخ رشد بهینهٔ جمعیت برای اقتصاد ایران حدود ۲٪ برآورد شده است. با توجه به داده‌های ۱۳۴۶-۱۴۰۱ میانگین بلندمدت رشد اقتصادی تحقق‌یافته برای اقتصاد ایران ۳/۵٪ (براساس داده‌های تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵) و رشد جمعیت تحقق‌یافته ۲٪ محاسبه شده است. این درحالی است که با نرخ رشد بهینهٔ جمعیت بلندمدت ۲٪ در سال برای اقتصاد ایران باید نرخ رشد بهینه بلندمدت اقتصادی ۴/۳ محقق گردد. این اختلاف رشد اقتصادی تحقق‌یافته و بهینه می‌تواند به‌دلیل تأثیرپذیری کم تکنولوژی از جمعیت باشد که کارایی نیروی کار را کاهش داده و باعث اختلاف رشد اقتصادی بهینه و تحقق‌یافته شده است.

کلیدواژگان: سطح تکنولوژی، نرخ رشد بهینهٔ جمعیت، الگوی رشد درون‌زا، معادلهٔ بلمن.
طبقه‌بندی JEL: O47, O11, P23, R23.

۱. استادیار گروه مهندسی انرژی، مجتمع آموزش عالی لارستان، لارستان، ایران.
Email: a.ostadzad@lar.ac.ir

ارجاع به مقاله: استادزاد، علی حسین، (۱۴۰۲). «تأثیر رشد جمعیت بر رشد اقتصادی با فرض درون‌زایی هم‌زمان جمعیت و تکنولوژی». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۸): ۹-۳۸. doi: 10.22084/aes.2023.28321.3633
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5470.html?lang=fa

۱. مقدمه

نرخ رشد جمعیت در کشورهای صنعتی و درحال توسعه به‌عنوان یک موضوع مهم و اصلی برای توسعهٔ اقتصادی پایدار شناخته شده است. این موضوع در تحقیقات دانشگاهی و هم‌چنین در بحث‌های جهانی بسیار موردتوجه بوده است (بلوم و همکاران[۱]، ۲۰۰۸؛ ۲۰۱۰ الف؛ ۲۰۱۰ ب؛ ۲۰۱۱). بحث‌های جمعیتی و هم‌چنین مطالعات در زمینهٔ رشد اقتصادی از قدیمی‌ترین موضوعات اقتصادی است. باوجود طیف وسیعی از تحقیقات نظری و تئوری، اقتصاددانان و جمعیت‌شناسان هنوز به یک دیدگاه واحد درمورد رابطهٔ رشد اقتصادی و جمعیت دست‌نیافته‌اند. کشورهای با سرعت درحال رشد جمعیت میل به داشتن نرخ رشد اقتصادی پایین دارند. این رابطهٔ منفی معمولاً در مطالعات مختلف نشان داده نمی‌شود (حتی در بسیاری از مطالعات به‌صورت رابطهٔ مستقیم تعریف می‌شود). به‌منظور بررسی این موضوع (رابطهٔ رشد جمعیت و رشد اقتصادی)، سه رویکرد اصلی در ادبیات موضوع ارائه شده است: دیدگاه خوش‌بینانه، بدبینانه و بی‌طرفانه. دیدگاه خوش‌بینانه رشد جمعیت را مانند سوخت برای عملکرد اقتصادی می‌داند. این نتیجه ممکن است به‌دلیل تولید دانش[۲] یا تغییر تکنولوژی تولید[۳] باشد (هاوقس[۴] و همکاران، ۲۰۰۵). دیدگاه خوش‌بینانه از پایه‌های تئوری برخوردار می‌باشد. در عوض دیدگاه بی‌طرفانه[۵] از پایه‌های تجربی برخوردار است. در بررسی الگوهای تجربی که تأثیر نرخ رشد جمعیت بر نرخ رشد اقتصادی، عوامل دیگری نیز درنظر گرفته شوند. براساس مطالعات انجام شده برای کشورهای مختلف، شواهد کمی نشان می‌دهد که افزایش رشد جمعیت ممکن است باعث‌شدت یافتن رشد اقتصادی یا کندی رشد اقتصادی شود. می‌توان گفت که در اکثر مطالعات تجربی رشد جمعیت بر رشد اقتصادی تأثیر معناداری ندارد (بلوم و همکاران، ۲۰۰۸). دیدگاه بدبینانه[۶] احتمالاً گیج‌کننده‌ترین دیدگاه ممکن است. این دیدگاه جمعیت را مضر برای رشد اقتصادی می‌داند و بیان می‌کند که افزایش جمعیت رشد اقتصادی را کند خواهد کرد (بارو و بکر[۷]، ۱۹۸۹). تأثیر منفی رشد جمعیت بر رشد اقتصادی از دو کانال کار می‌کند. اولاً در یک اقتصاد با منابع طبیعی ثابت و بدون هر منبع رشد تکنولوژی، فعالیت‌های تولیدی تحت‌تأثیر فشارهای رشد جمعیت قرارگرفته و این می‌تواند نرخ رشد بهره‌وری را کاهش و تولید سرانه (مانند تولید

---

[1]. Bloom et al., 2008

[۲]. در این دیدگاه، جمعیت ورودی (نهاده) فرآیند تولید دانش است، جمعیت بیشتر محققان بیشتر و محققان بیشتر دانش بیشتری تولید می‌کنند. افزایش دانش، کارایی اقتصادی و کارایی اقتصادی تولید را افزایش خواهد داد.

[۳]. رشد جمعیت بیشتر رشد نوآوری را افزایش می‌دهد؛ بنابراین تکنولوژی افزایش‌یافته و کارایی اقتصادی افزایش می‌یابد. با افزایش کارایی، تولید افزایش خواهد یافت. در نتیجه رشد اقتصادی منجر به رشد اقتصادی می‌شود.

[4]. Hughes et al.
[5]. Neutralist view
[6]. Pessimistic
[7]. Barro & Becker

مواد خوراکی) موجود را پایین‌تر از سطح معیشت قرار دهد (پرتنر[1]، ۲۰۱۳). ثانیاً در اقتصاد با رشد جمعیت بالا، بخش بزرگی از سرمایه‌گذاری برای برآورده کردن نیازهای جمعیت رو به رشد استفاده می‌شود، که (کیلی[2]، ۱۹۸۸). این اثر را تقسیم سرمایه‌گذاری نام‌گذاری می‌کند. رشد سرمایه‌گذاری به‌جای افزایش سرمایه‌های طبیعی سرانه، تأثیر منفی‌بر شدت این سرمایه‌ها می‌گذارد (با رشد سرمایه‌گذاری برداشت از منابع طبیعی افزایش خواهد یافت). طرف‌داران این دیدگاه استدلال خود را بر این‌مبنا قرار می‌دهند که افزایش اندازهٔ جمعیت منجر به کاهش منابع تجدیدناپذیر سرانه می‌شود؛ البته ذکر این نکته ضروری است که دیدگاه بدبینانه وجود رشد تکنولوژی و دانش و بهره‌وری را درنظر نمی‌گیرد و در بین اقتصاددانان به‌خصوص در مطالعات حال‌حاضر جایگاهی ندارد.

با بررسی صورت گرفته، اکثر مطالعات بر تأثیر رشد جمعیت بر رشد اقتصادی براساس الگوهای تجربی تمرکز دارند. این درحالی است که در ادبیات موضوع بررسی نرخ رشد بهینهٔ جمعیت و تغییرات جمعیتی کاملاً محدود می‌باشد و در مطالعات بررسی شده، به‌طور خاص بر تغییرات جمعیتی برون‌زا تمرکز دارند. تنها تعداد محدودی از مطالعات ازجمله (رازین و صدکا[3]، ۱۹۹۵) بر تغییرات جمعیتی درون‌زا تمرکز دارند.

در این تحقیق در ابتدا الگوی رشد درون‌زای رمزی باوجود رشد جمعیت درون‌زا بسط داده شده است. سپس با حل مسأله دینامیکی، (تشکیل تابع بلمن و حل بهینهٔ این تابع هدف) نرخ رشد جمعیت بهینه در حالت پایا محاسبه شده است. پس از آن با تحلیل حساسیت صورت گرفته تأثیر پارامترهای الگو بر نرخ رشد بهینهٔ جمعیت مورد بررسی قرار گرفته است. درنهایت نیز تأثیر نرخ رشد جمعیت درون‌زا بر نرخ رشد اقتصادی بررسی شده است. ذکر این نکته ضروری است که از دیگر نوآوری‌های این مطالعه، درنظر گرفتن سطح تکنولوژی به‌صورت یک تابع سیگموید از جمعیت است؛ یعنی در این مطالعه فرض شده است که سطح تکنولوژی به جمعیت وابسته است. با توجه به ویژگی‌های تابع سیگموید رشد تکنولوژی در ابتدا به‌صورت فزاینده و درنهایت به‌صورت کاهنده است. در قسمت مبانی نظری و بسط الگو درمورد این تابع بحث شده است.

در ادامهٔ چارچوب پژوهش به این‌صورت است که در قسمت بعد ادبیات موضوع مورد بررسی قرار گرفته است. پس از آن مبانی نظری و بسط الگو را داریم؛ سپس الگو برای اقتصاد ایران کالیبره شده است. درنهایت نرخ رشد

---

[1]. Prettner
[2]. Kelley
[3]. Razin & Sadka

بهینهٔ جمعیت برای اقتصاد ایران در سناریوهای مختلف محاسبه شده و تحلیل حساسیت برای نرخ رشد جمعیت بهینه براساس پارامترهای مختلف الگو صورت‌گرفته است.

۲. پیشینهٔ پژوهش

در این قسمت به بررسی مطالعات پیشین در زمینهٔ تأثیر رشد جمعیت بر رشد اقتصادی پرداخته شده است. ازطرفی مطالعات محدودی که به محاسبهٔ نرخ رشد بهینه پرداخته‌اند نیز بررسی شده است و درنهایت تفاوت این مطالعه با مطالعات موجود بررسی گردیده است.

پرسش این پژوهش درواقع یک پرسش اساسی در مسائل و ادبیات موضوع جمعیت است؛ اندازهٔ بهینهٔ جمعیت چه مقداری است؟ با کدام نظریهٔ رفاه اجتماعی می‌توان استدلال کرد که جمعیت ایران کمتر از مقدار بهینه است یا بیشتر از این مقدار است؟ همان‌طورکه توسط (داسگوپتا[1]، ۲۰۰۵) بیان شده است، پرسش‌های اثرات بهینه در اندازهٔ جمعیت به دوران باستان باز می‌گردد.

ادبیات اولیهٔ بررسی‌های اقتصادی جمعیت مربوط به (ادگیورث[2]، ۱۹۲۵) می‌باشد؛ او ادعا کرد که استفاده از مطلوبیت‌گرایی (درنظر گرفتن مجموع مطلوبیت‌های هر یک از افراد به‌عنوان تابع رفاه اجتماعی[3]) در محاسبهٔ مقدار جمعیت بسیار مشکل‌ساز است؛ زیرا منجر به انتخاب جمعیت بزرگ‌تر با استاندارد زندگی بسیار پایین می‌شود. برخی از مطالعات موجود در این‌زمینه نیز به‌همین نتیجه رسیده‌اند؛ به‌عنوان مثال (نرلاو و همکاران[4]، ۱۹۸۵)، قدرت بحث «اجورث» را در یک مدل استاتیک ساده با فرض والدین نوع‌دوست آزمون کرده‌اند؛ نتایج این تحقیق نشان‌داد، در صورت افزایش تابع مطلوبیت بزرگ‌سالان با افزایش فرزند افزایش یابد، ادعای اجورث هنوز درست است (پالیواس و ییپ[5]، ۱۹۹۳). با استفاده از یک الگوی دینامیکی نشان‌دادند که ادعای اجورث در چارچوب یک الگوی رشد درون‌زا همراه با تابع تولید AK صحیح نمی‌باشد. در این مطالعه، تعیین نرخ رشد جمعیت بهینه نتیجهٔ برآیند دو فرآیند است. از یک‌طرف، تابع مطلوبیت به‌طور ضمنی تابعی مثبت از نرخ رشد جمعیت است و از طرف دیگر، افزایش جمعیت باعث کاهش سرمایهٔ سرانه و درنتیجه کاهش تولید سرانه و درنهایت کاهش رشد اقتصادی خواهد شد؛ بنابراین، براساس الگوی «پالیوس» و «ییپ» از یک‌طرف جمعیت باعث افزایش رفاه، و از طرف دیگر باعث

---

1. Dasgupta
2. Edgeworth
3. A utilitarian welfare function (also called a Benthamite welfare function)
4. Nerlove et al.
5. Palivos & Yip

کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. پالیوس و ییپ اثبات کردند، با فرض تابع رفاه مطلوبیت‌گرا، اندازهٔ جمعیت بهینه پایین‌تر و رشد اقتصادی بالاتر حاصل خواهد شد.

«بوکین» و همکاران[۱] (۲۰۱۳) در یک چارچوب جامع‌تر، در یک الگوی AK نرخ رشد جمعیت را درون‌زا درنظر گرفته‌اند، با فرض درون‌زایی جمعیت در یک الگوی رشد درون‌زا، هر نوع رابطه بین رشد اقتصادی و رشد جمعیتی در تعادل اجازه داده شده است. در الگوهای (بوکن و همکاران[۲]، ۲۰۱۳)، (پالیووس و ییپ[۳]، ۱۹۹۳؛ نرلاو و همکاران[۴] ۲۰۱۴) با توجه به این‌که تابع تولید AK فرض شده است، جمعیت هیچ نقشی در بخش تولید ندارد. به‌صورت مشخص درنظر نگرفتن انسان‌ها در تولید یک فرض اشتباه و بسیار قوی است. حال این پرسش مطرح می‌شود که جمعیت به چه صورت وارد تابع تولید در الگوهای رشد نئوکلاسیکی می‌شود؟

در بیشتر موارد تابع تولید به‌صورت AN درنظر گرفته می‌شود (یعنی تنها سرمایهٔ انسانی در تابع تولید مهم است). «بوکین» و همکاران[۵] (۲۰۱۷ و ۲۰۱۴) نشان‌دادند که نتایج الگوهای AN در حالت پایا به‌شدت به طول عمر انسان‌ها بستگی دارد. اگر طول عمر انسان‌ها به اندازهٔ کافی طولانی باشد، همهٔ نسل‌ها به‌صورت جداگانه مصرف برابری دریافت خواهند کرد؛ بنابراین همهٔ نسل‌ها از تابع رفاه یکسانی برخوردار خواهند شد.

مطالعات بیشتر در زمینهٔ محاسبهٔ نرخ بهینهٔ جمعیت در الگوهای رشد می‌توان به (لیانوس[۶]، ۲۰۱۸)، (گریاوس[۷]، ۲۰۱۹)، (سیمون[۸]، ۲۰۱۹) و (لیانوس و پسیریدیس[۹]، ۲۰۱۶) اشاره نمود.

در مطالعهٔ حاضر به‌منظور بررسی‌های جمعیتی، از ساختار الگوی رمزی استفاده شده است. الگوی رمزی دارای تابع تولید جامع‌تری نسبت به الگوهای AK و AN می‌باشد. تابع تولید در الگوی رمزی در حالت کلی تابعی از سرمایه و نیروی کار (نیروی کار را می‌توان تابعی از جمعیت درنظر گرفت) است. در این مطالعه، علاوه‌بر این‌که جمعیت در الگوی درون‌زای رمزی به‌صورت درون‌زا فرض شده است، سطح تکنولوژی نیز تابعی از جمعیت درنظر گرفته شده است؛ که در قسمت مبانی نظری به بررسی این تابع تولید پرداخته خواهد شد.

---

1. Boucekkine et al., 2013
2. Boucekkine, Camacho et al.
3. Palivos and Yip
4. Nerlove, Razin et al.
5. Boucekkine et al., 2013
6. Lianos
7. Greaves
8. Simon
9. Lianos and Pseiridis

۳. مبانی نظری

در این بخش به بررسی مبانی نظری و بسط الگو پرداخته شده است. در ابتدا در اقتصاد فرضی الگوی این مطالعه دولت نقش برنامه‌ریز اجتماعی را دارد. دولت یا برنامه‌ریز اجتماعی به‌دنبال حداکثرسازی تابع رفاه اجتماعی در طول زمان است؛ بنابراین هدف برنامه‌ریز اجتماعی حداکثرسازی تابع رفاه اجتماعی، آورده شده در رابطه (۱) در مدت T دوره می‌باشد. در این رابطه $U(C_t,N_t)$ تابع مطلوبیت لحظه‌ای می‌باشد، که این تابع مطلوبیت تابعی از مصرف (C_t) در هر دوره t و اندازه جمعیت (N_t) در همان دوره است. $\beta=\frac{1}{1+\rho}$ عامل تنزیل است و ρ نرخ تنزیل می‌باشد.

$$Max \sum_{t=1}^{T} U(C_t,N_t)\beta^t \qquad (۱)$$

در رابطهٔ (۱) تابع مطلوبیت لحظه‌ای می‌تواند شکل‌های متفاوتی داشته باشد. این تابع را می‌توان جدایی‌پذیر و یا جدایی‌ناپذیر فرض نمود. در مطالعهٔ (فیرارا و گویرینی[1]، ۲۰۰۹) تابع مطلوبیت لحظه‌ای به‌صورت جدایی‌ناپذیر ($U(C_t,N_t)=N_t\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}$) درنظر گرفته شده است. این نوع تابع مطلوبیت لحظه‌ای به «تابع رفاه بنتامیت»[2] مشهور می‌باشد. ازطرفی $\frac{1}{\sigma}$ در این رابطه کشش جانشینی بین دوره‌ای می‌باشد. ویژگی این نوع تابع جدایی‌ناپذیر این است که تغییرات مطلوبیت ناشی از مصرف در هر دوره تابعی از جمعیت نیز می‌باشد. هم‌چنین تغییرات مطلوبیت ناشی از تغییرات جمعیتی تابعی از مصرف همان دوره است. در این تحقیق فرض می‌کنیم که مطلوبیت نهایی نسبت به مصرف در هر دوره تنها تابعی از مصرف باشد و با افزایش مصرف کاهش‌یابد؛ هم‌چنین فرض دیگر نیز این می‌باشد که مطلوبیت نهایی نسبت به جمعیت نیز تنها تابعی از جمعیت همان دوره باشد. با این فرض تابع مطلوبیت لحظه‌ای به‌صورت جدایی‌پذیر درنظر گرفته شده است. این تابع مطلوبیت در رابطه (۲) آمده است.

$$U(C_t,N_t)=\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}+\Theta\frac{N_t^{1-\tau}}{1-\tau} \qquad (۲)$$

در این پژوهش یک نوآوری در تابع مطلوبیت لحظه‌ای به‌وجود آورده که در مطالعات پیشین این نوآوری مشاهده نشده است. در رابطه (۲) پارامتر Θ مشخص‌کننده تأثیرگذاری جمعیت بر مطلوبیت لحظه‌ای است (در اکثر مطالعات

---

[1]. Ferrara and Guerrini
[2]. Benthamite welfare function.

این پارامتر برابر با ۱ فرض شده است). با درنظر گرفتن این پارامتر، تأثیر جمعیت بر رفاه اجتماعی از قبل مشخص نیست.

در صورتی‌که $\Theta > 0$ باشد اثر جمعیتی بر مطلوبیت مثبت و با $\Theta < 0$ اثر جمعیتی بر مطلوبیت منفی است. در صورتی‌که $|\Theta| > 1$ فرض گردد، نشان‌دهندهٔ این موضوع است که تأثیر جمعیت بر مطلوبیت بیشتر از تأثیر مصرف بر رفاه اجتماعی است چه مثبت و چه منفی). ازطرفی اگر $|\Theta| < 1$ باشد به این معنی است که تأثیر جمعیت بر مطلوبیت جامعه کمتر از اثر مصرف بر رفاه اجتماعی است. حال پرسش اساسی این است که این پارامتر مثبت است یا منفی؟ بزرگ‌تر از یک می‌باشد یا کمتر از یک؟[۱]

با توجه به تابع رفاه اجتماعی لحظه‌ای تعریف‌شده در رابطه (۲)، مطلوبیت نهایی نسبت به مصرف و جمعیت به ترتیب در روابط (۳) و (۴) آورده شده است.

$$U_c = \frac{\partial U}{\partial c} = c_t^{-\sigma} \qquad (۳)$$

$$U_N = \frac{\partial U}{\partial N} = \Theta N_t^{-\tau} \qquad (۴)$$

در ادامه به بررسی تابع تولید خواهیم پرداخت. در این تحقیق تابع تولید، تابعی از سرمایه (K_t)، نیروی کار[۲] (ξN_t) و سطح تکنولوژی (A_t) درنظر گرفته شده است. تغییرات تکنولوژی عامل بسیار مهمی است که تولید را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. به‌گونه‌ای که اگر همهٔ نهاده‌های تولید را ثابت درنظر بگیریم با افزایش دانش و پیشرفت تکنولوژی تولید افزایش خواهد یافت به دو صورت می‌توان تغییرات تکنولوژی را بر تولید به‌حساب آورد؛ ۱. تغییرات تکنولوژی خنثی هیکس[۳] که در مطالعهٔ (دوپی[۴]، ۲۰۰۶) بررسی شده است؛ ۲. تغییرات تکنولوژی که یک نهاده تولید را تقویت می‌کند (کلامپ و همکاران[۵]، ۲۰۰۷). در این مطالعه، تکنولوژی خنثی هیکسی فرض شده است. تابع تولید تابع کاب داگلاس با بازده نسبت به مقیاس متغیر درنظر گرفته شده است. با توجه به مطالعات (اسلاملوئیان و استادزاد، ۲۰۱۶) و (کریمی، ۲۰۱۸) با تقریب خوبی می‌توان تابع تولید کاب داگلاس را برای اقتصاد ایران درنظر

---

۱. برآورد این پارامتر می‌تواند موضوعی برای مطالعات آتی باشد؛ بنابراین موضوعی با عنوان «برآورد پامتر تأثیرگذاری جمعیت بر رفاه اجتماعی» را به مطالعات آتی موکول می‌کنیم.

۲. ذکر این نکته ضروری است که در این پژوهش نیروی کار تابعی خطی (بدون عرض از مبدأ) از جمعیت درنظر گرفته شده است ($L_t = \xi N_t$).

3. Hicks-neutral
4 Dupuy
5 Klump, McAdam et al.

گرفت؛ بنابراین تابع تولید درنظر گرفته شده در این پژوهش به صورت کاب داگلاس فرض‌شده و در رابطه (۵) نشان داده شده است. در این رابطه υ، α و θ به ترتیب کشش تولید نسبت به تکنولوژی، سرمایه و نیروی کار می‌باشد.

$$Y_t = f\left(A_t, K_t, \xi N_t\right) = A_t^{\vartheta} K_t^{\alpha} \left(\xi N_t\right)^{\theta} \qquad (۵)$$

در بسیاری از مطالعات انجام شده در زمینهٔ رشد اقتصادی سطح تکنولوژی (A_t) با نرخ رشد ثابت ($\frac{\dot{A}}{A} = \gamma \Rightarrow A_t = A_0 e^{\gamma t}$) درنظر گرفته شده است (لئون-لیدیسما و ساتچی[1]، ۲۰۱۹) و (آنزواتیگو و همکاران[2]، ۲۰۱۹).

در مطالعهٔ (کوکیا[3]، ۲۰۱۴) ، رابطهٔ نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد نوآوری و تکنولوژی مورد بررسی قرار گرفته است. از دیگر نوآوری‌های پژوهش حاضر این است که در یک الگوی رشد درون‌زا سطح تکنولوژی در هر دوره به‌صورت تابعی از جمعیت درنظر گرفته شده است. استدلال این موضوع، آنجاست که با جمعیت بیشتر احتمال نوآوری بیشتر خواهد شد؛ بنابراین سطح دانش (سطح تکنولوژی) نیز افزایش خواهد یافت؛ بنابراین $A_t = F(N_t)$ می‌باشد. همچنین در این مطالعه تابع تکنولوژی تابعی از جمعیت و به‌صورت یک تابع لوجستیک فرض شده است. با توجه به این تابع لوجستیک سری زمانی و روند رشد تکنولوژی در قسمت یافته‌های تجربی تحقیق برای اقتصاد ایران برآورد شده است. در قسمت یافته‌های پژوهش برآوردی که صورت گرفته است نشان می‌دهد که این تابع برای اقتصاد ایران نیز تابع مناسب و معناداری است.

$$A_t = F(N_t) = \frac{a}{1 + be^{-rN_t}} \qquad (۶)$$

[1]. León-Ledesma and Satchi
[2]. Anzoategui, Comin et al.
[3]. Coccia

رابطه (۶) نشان‌دهندهٔ تابع لوجستیک تکنولوژی نسبت به جمعیت می‌باشد. a,b,r پارامترهای تابع لوجستیک می‌باشد که در این پژوهش برای اقتصاد ایران این پارامترها برآورد شده است. با توجه به تابع تکنولوژی نرخ رشد تکنولوژی در رابطه (۷) آورده شده است.[1]

$$g_A = \frac{bre^{-rN_t}}{1+be^{-rN_t}} \qquad (۷)$$

همان‌گونه‌که در این رابطه مشاهده می‌شود نرخ رشد تکنولوژی در این پژوهش برخلاف تحقیقات موجود درون‌زا و تابعی از جمعیت هر دوره می‌باشد.

بنابراین شکل کلی تابع تولید که در این مطالعه مورد بررسی قرار خواهد گرفت با ترکیب روابط ۵ و ۶ به‌صورت رابطه (۸) خواهد بود.

$$Y_t = \left(\frac{a}{1+be^{-rN_t}}\right)^{\vartheta} K_t^{\alpha} (\xi N_t)^{\theta} \qquad (۸)$$

در ادامه، تغییرات تولید (تولید نهایی) نسبت به تکنولوژی، سرمایه و نیروی کار به‌ترتیب در رابطهٔ ۹ آمده است.

$$\begin{cases} \dfrac{\partial f}{\partial A_t} = MP_A = \vartheta \dfrac{Y_t}{A_t} \\ \dfrac{\partial f}{\partial K_t} = MP_K = \alpha \dfrac{Y_t}{K_t} \\ \dfrac{\partial f}{\partial N_t} = MP_L = \theta \dfrac{Y_t}{N_t} + \vartheta \dfrac{Y_t}{A_t}\dfrac{\partial A}{\partial N} \end{cases} \qquad (۹)$$

در این مطالعه فرض می‌شود که درآمد خانوار با تولید کل برابر باشد (تعادل اقتصادی داریم.)؛ بنابراین $Y_t = f(A_t, K_t, \xi N_t)$.

ازطرفی درآمد خانوار یا پس‌انداز می‌شود و یا مصرف خواهد شد. که پس انداز خانوار مستقیم در بنگاه تولیدی سرمایه‌گذاری می‌گردد. پس رابطهٔ تعادلی (۱۰) برای درآمد و مخارج خانوار برقرار خواهد بود.

$$C_t + I_t = f(A_t, K_t, \xi N_t) \qquad (۱۰)$$

---

[1] $A_t = \dfrac{a}{1+be^{-rN_t}} \xrightarrow{takeLog}$
$Ln(A_t) = Ln(a) - Ln(1+be^{-rN_t}) \xrightarrow{takeDiff.}$
$\dfrac{\Delta A_t}{A_t} = 0 + \dfrac{bre^{-rN_t}}{1+be^{-rN_t}}$

بنابراین سرمایه در دورهٔ $t+1$ برابر با مجموع سرمایه و سرمایه‌گذاری در دورهٔ t منهای استهلاک آن دوره خواهد بود. پس رابطهٔ سرمایه برای دورهٔ $t+1$ به‌صورت زیر خواهد بود.

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t \qquad (۱۱)$$

با جای‌گزاری رابطه (۱۰) در رابطه (۱۱) و کمکی جابه‌جایی متغیرها رابطهٔ مصرف براساس سرمایه را خواهیم داشت (رابطهٔ ۱۲).

$$C_t = f(A_t, K_t, \xi N_t) + (1-\delta)K_t - K_{t+1} \qquad (۱۲)$$

نرخ رشد جمعیت در این تحقیق درون‌زا درنظر گرفته شده است. رابطه (۱۳) معادلهٔ حرکت جمعیت را نشان می‌دهد.

$$N_{t+1} = (1+n)N_t \qquad (۱۳)$$

با توجه به رابطهٔ بازگشتی جمعیت (رابطه ۱۳) در صورت داشتن جمعیت در دورهٔ صفر (N_0) می توان جمعیت در هر دوره را به‌صورت $N_t = (1+n)^t N_0$ نوشت[1].

با توجه به بررسی صورت‌گرفته تا اینجا به‌طور خلاصه برنامه‌ریز اجتماعی به‌دنبال حداکثرسازی رفاه اجتماعی با توجه به محدودیت‌های زیر می‌باشد.

$$\begin{aligned}
&\underset{C,N}{Max} \sum_{t=1}^{T} U(C_t, N_t)\beta^t \\
&S.t \\
&K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t \qquad (۱۴) \\
&N_{t+1} = (1+n)N_t \\
&C_t + I_t = \left(\frac{a}{1+be^{-rN_t}}\right)^{\vartheta} K_t^{\alpha} (\xi N_t)^{\theta}
\end{aligned}$$

برای حل این مسأله در ابتدا «تابع ارزش بلمن» تشکیل می‌شود؛ تابع ارزش بلمن این فرض را بیان می‌دارد که در سال t تنها برای t+1 تصمیم گرفته خواهد شد؛ بنابراین تابع ارزش بلمن به‌صورت زیر خواهد بود. متغیرهای

---

1. $$N_{t+1} = (1+n)N_t \Rightarrow \begin{cases} N_1 = (1+n)N_0 \\ N_2 = (1+n)N_1 \Rightarrow N_2 = (1+n)^2 N_0 \\ \vdots \\ N_t = (1+n)^t N_0 \end{cases}$$

کنترلی این تابع ارزش K_{t+1}, N_{t+1} می‌باشد؛ یعنی برنامه‌ریز اجتماعی برای مصرف و جمعیت کنونی برای سرمایه و جمعیت دورهٔ t+1 تصمیم‌گیری می‌نماید.

$$\begin{aligned} &V(K_t, N_t) = Max\ \{U(C_t, N_t) + \beta V(K_{t+1}, N_{t+1})\} \\ &S.t \\ &C_t = \left(\frac{a}{1+be^{-rN_t}}\right)^{\vartheta} K_t^{\alpha}(\xi N_t) + (1-\delta)K_t - K_{t+1} \\ &N_{t+1} = (1+n)N_t \end{aligned} \qquad (۱۵)$$

برای حل این مسأله در ابتدا شروط اولیهٔ بهینه‌سازی[1] و پس از آن قضیهٔ پوش[2] نوشته خواهد شد. با حل و ساده‌سازی معادلات به‌دست آمده نرخ رشد جمعیت محاسبه شده است. حل مسأله بهنیه‌سازی در پیوست آمده است. در این قسمت تنها به بررسی نتایج خواهیم پرداخت.

نتیجهٔ نهایی شروط اولیهٔ بهینه‌سازی و قضیهٔ پوش[3] در رابطه‌های ۱۶ و ۱۷ آمده است.

$$\beta\left\{(c')^{-\sigma}\left(\alpha\frac{Y'}{K'} + (1-\delta)\right)\right\} = C^{-\sigma} \qquad (۱۶)$$

رابطهٔ ۱۶، همان معادلهٔ اویلر است. این رابطه نشان می‌دهد با کاهش یک واحدی مصرف در دورهٔ فعلی (C)، در دورهٔ آتی به اندازهٔ نرخ بهره ($MP_k = \alpha\frac{Y'}{K'}$) منهای استهلاک مصرف افزایش خواهد یافت. در این رابطه عامل تنزیل (β) مصرف دوره‌های مختلف را تنزیل می‌نماید.

$$C'^{-\sigma}\left(\theta\frac{Y'}{N'} + \vartheta Y'\frac{rbe^{-rN'}}{(1+be^{-rN'})}\right) + \Theta(N')^{-\tau} = 0 \qquad (۱۷)$$

با توجه به رابطهٔ پ۲۲، نرخ رشد اقتصادی در حالت پایا به‌صورت رابطهٔ ۱۸ می‌باشد.

$$g^* = \frac{\vartheta\frac{bre^{-rN}}{1+be^{-rN}} + \theta n}{1-\alpha} \qquad (۱۸)$$

با توجه به رابطهٔ ۱۸، نرخ رشد اقتصادی در حالت پایا با نرخ رشد جمعیت (n) و جمعیت (N) رابطهٔ مستقیم دارد.

با توجه به رابطهٔ پ۲۷، معادلهٔ مصرف بلندمدت براساس تولید در رابطهٔ ۱۹ آمده است. همان‌گونه که مشخص است.

---

[1]. First Order Condition
[2]. Envelop theorem

[3]. برای اثبات به پیوست و روابط پ۱۰ و پ ۱۷ رجوع شود.

$$\Rightarrow C=\left(\frac{\theta+be^{-rN}\left(\theta+N\vartheta r\right)}{-\Theta\left(N\right)^{1-\tau}\left(1+be^{-rN}\right)}\right)^{\frac{1}{\sigma}}Y^{\frac{1}{\sigma}} \qquad (۱۹)$$

با فروض ساده‌سازی

$$a_1=be^{-rN} \qquad (۲۰)$$

$$a_2=\frac{\beta\alpha}{\left(g^*+1\right)^{\sigma}-\beta\left(1-\delta\right)} \qquad (۲۱)$$

$$a_3=\frac{a}{1+a_1} \qquad (۲۲)$$

$$a_4=\left(a_3\right)^{\vartheta}\left(a_2\right)^{\alpha}\left(\xi N\right) \qquad a_5=1-a_2\left(\delta+g^*\right) \qquad (۲۳)$$

(۲۴)

$$a_6=\theta+a_1\left(\theta+N\vartheta r\right) \qquad (۲۵)$$

$$a_7=\Theta\left(N\right)^{1-\tau}\left(1+a_1\right)\left[a_5\right]^{\sigma} \qquad (۲۶)$$

و با توجه به رابطهٔ پ۳۱، معادله‌ای که برای محاسبهٔ نرخ رشد جمعیت بهینه مورداستفاده قرار می‌گیرد، در زیر آمده است.

$$\left[a_4\right]^{\frac{1-\sigma}{1-\alpha}}+\frac{a_7}{a_6}=0 \qquad (۲۷)$$

که در روابط ۲۰ تا ۲۷: $g^*=\frac{a_1\left(\vartheta r+\theta n\right)+\theta n}{\left(1-\alpha\right)\left(1+a_1\right)}$ می‌باشد.

٤. برآورد پارامترهای الگو و سری زمانی سطح تکنولوژی برای اقتصاد ایران[۱]

در این قسمت به برآورد پارامترهای تابع تولید غیر خطی بررسی شده در رابطهٔ ۸ خواهیم پرداخت $\left(Y_t=\left(\frac{a}{1+be^{-rN_t}}\right)^{\vartheta}K_t^{\alpha}\left(\xi N_t\right)^{\theta}\right)$.

[۱]. این بخش از مطالعه خود می‌تواند به عنوان یک مطالعه کاملا مجزا مورد بررسی قرار گیرد. در اینجا تنها نتایج برآورد پارامترهای تابع تولید مطرح شده است.

برای دستیابی به حل مسائل واقعی اقتصاد، روش‌های حل تصادفی و قطعی[۱] توسعه یافته است. از آنجا که روش‌های حل قطعی مسائل، فروض و محدودیت‌های اساسی نیاز دارند، در بعضی موارد روش‌های قطعی برای حل مسائل دنیای واقعی نامناسب می‌باشند؛ بنابراین روش‌های حل تصادفی به‌عنوان جایگزینی برای حل‌های قطعی توسعه پیدا کرده است. در این مطالعه یک راه‌حل تصادفی جایگزین با عنوان رویکرد الگوریتم ژنتیک (GA) برای برآورد تابع تولید غیرخطی بسط داده شده است. GA روشی مبتنی‌بر تئوری اصل تکامل بوده و به‌طور گسترده در راه‌حل‌های بهینه‌سازی تصادفی مورداستفاده قرار می‌گیرد؛ هم‌چنین الگوریتم‌های ژنتیک (GA) یک برنامه‌نویسی تکاملی (EP) یا استراتژی تکاملی (ES) با کاربرد بهینه‌سازی تصادفی در علوم مختلف می‌باشد. امروزه الگوریتم‌های ژنتیک، شناخته‌شده‌ترین و پرکاربردترین الگوریتم در بین الگوریتم‌های تکاملی هستند.

رابطهٔ کلی الگوهای رگرسیون غیرخطی می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود.

$$Y = f(X,\theta) + \varepsilon \qquad (۲۸)$$

که در رابطه (۲۸)، Y: متغیر وابسته، X: یک بردار (N*1) مربوط به متغیرهای مستقل است، که N تعداد متغیرهای مستقل می‌باشد، θ: بردار پارامترهای غیرخطی و ε: خطای تصادفی می‌باشد.

با توجه به (رویلی[۲]، ۲۰۱۸) و (میخاییل و همکاران[۳]، ۲۰۱۸) الگوهای غیرخطی در مقایسه با الگوهای خطی واقعیت‌های اقتصادی را بهتر نشان می‌دهند؛ بنابراین در بیشتر مدل‌سازی‌های اقتصادی، الگوهای غیرخطی نسبت به الگوهای خطی ترجیح داده می‌شوند. مانند مدل‌های خطی، در تخمین پارامترهای مدل غیرخطی نیز از روش‌های حداقل خطای مربع یا روش حداکثر درست نمایی[۴] می‌تواند استفاده شود. در کارهای تجربی خطا باید یک متغیر تصادفی مستقل با توزیع نرمال و واریانس ثابت باشد (جیاو و همکاران[۵]، ۲۰۱۷) و (استرود و همکاران[۶]، ۲۰۱۷).

در مدل‌های غیرخطی، فضای حل برای کلیهٔ مقادیر ممکن بردار پارامترها، در یک فضای خمیده[۷] تعریف می‌شود. از طرف دیگر، فضای خمیده در مدل‌های خطی با فضای مسطح[۸] تقریب زده می‌شود؛ بنابراین تخمین پارامتر در مدل‌های غیرخطی متفاوت و دشوارتر از مدل‌های خطی است. از آنجا که روش‌های قطعی مورداستفاده

---

1. deterministic and stochastic
2. Ruelle
3. Mikhail, Radi et al.
4. Maximum likelihood
5. Jiao, Venkat et al.
6. Stroud, Stein et al.
7. Curvature space
8. Plane space

در برآورد پارامترهای مدل‌های خطی در حالت‌های غیرخطی کارایی ندارد، باید از روش‌های جایگزین، مانند روش‌های حل عددی استفاده کرد (ویلکو[1]، ۲۰۱۷).

در روش حداقل مربعات خطا[2]، با به حداقل رساندن RSS در معادلهٔ ۲۹، می‌توان پارامترهای مدل رگرسیون غیرخطی را برآورد نمود. برخلاف مدل‌های خطی، روش‌های حل تحلیلی (روش‌های لاگرانژ و دیفرانسیل‌گیری) در برآورد پارامترهای مدل‌های غیرخطی کارایی ندارند؛ بنابراین لازم است از روش‌های جایگزین مانند روش جستجوی عددی تکراری[3] استفاده کنیم.

$$RSS = \sum_{i=1}^{n} [Y_i - f(X_i, \theta)]^2 \qquad (۲۹)$$

برای به‌دست آوردن معادلات قابل برآورد در الگوی رگرسیون غیرخطی فرض شده در رابطهٔ ۲۸، از روش حداقل مربعات خطا (MSE) استفاده خواهد شد. برای حداقل‌سازی مربعات خطا باید از RSS در معادلهٔ ۲۹ با توجه به پارامتر θ مشتق گرفته و برابر با صفر قرار داده شود. از این مرحله به بعد از الگوریتم ژنتیک برای برقرار بودن روابط (۳۰) استفاده خواهد شد.

$$\frac{\partial RSS}{\partial \theta_j} = 0 \qquad j = 1,2,\ldots,N \qquad (۳۰)$$

به‌منظور بررسی دقیق روش برآورد پارامترهای الگوهای غیرخطی با استفاده از الگوریتم ژنتیک به (اسلاملوئیان و استادزاد، ۲۰۱۶) مراجعه فرمایید.

به‌منظور برآورد غیرخطی تابع تولید باید از روش‌های حل عددی پارامترهای الگو را به‌گونه‌ای تعیین شده که تابع ضرر[4] ($RSS = \sum_{t=1346}^{1397} (Y_t - \hat{Y}_t)^2$) حداقل گردد.

به‌منظور آغاز فرآیند حداقل‌سازی RSS، تنظیم متغیرها توسط الگوریتم ژنتیک، یک کروموزوم را به‌صورت آرایه‌ای از مقادیر متغیرها (در اینجا پارامترهای تابع تولید می‌باشد) که تابع هدف براساس این متغیرها باید بهینه شود، تعریف می‌گردد. کروموزوم‌های مسأله مورد بررسی این مطالعه $Chro = (a, b, r, \vartheta, \alpha, \theta, \xi)$ می‌باشد.

ضریب تشخیص (R^2) که میزان خوبی برازش را نشان می‌دهد، توسط رابطهٔ ۳۱، قابل محاسبه است.

---

1. Vîlcu
2. Least square method
3. Iterative numerical search methods
4. Loss Function

$$R^2 = 1 - \sum_{t=1346}^{1397} \frac{\left(Y_t - \hat{Y}_t\right)}{\left(Y_t - \bar{Y}\right)} \qquad (۳۱)$$

که در این رابطه $\hat{Y}_t$ تولید برآورد شده و $\bar{Y}$ میانگین جمعیت بین سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. تابع هدف الگوریتم ژنتیک با توجه به تعریف RSS در رابطهٔ ۳۲ آمده است.

$$RSS = \sum_{t=1346}^{1397} \left(Y_t - \left(\frac{a}{1+be^{-rN_t}} \right)^{\vartheta} K_t^{\alpha} \left(\xi N_t\right)^{\theta} \right)^2 \qquad (۳۲)$$

با استفاده از الگوریتم ژنتیک، RSS نشان داده شده در رابطه (۳۲) را با توجه به ۷ پارامتر $Chro = (a,b,r,\vartheta,\alpha,\theta,\xi)$ حداقل درنظر گرفته می‌شود. (تنظیمات الگوریتم ژنتیک در پاورقی آمده است[1])؛ درنهایت پس از تکمیل چرخهٔ الگوریتم بسط داده شده، نتایج برآورد در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱: نتایج تخمین الگوی غیرخطی تولید

Tab. 1: The results of estimating the nonlinear model of production

پارامتر	مقدار برآورد شده
a	0.8436
b	0.0004
r	0.9851
ϑ	0.9739
α	0.7079
θ	0.6658
ξ	0.3243
ضریب تشخیص (R^2): .9532	

[1]. Population Type: Double Vector
Population Size: 20
Creation Function: Uniform
Scaling Function: Rank
Selection Function: Stochastic Uniform
Crossover Fraction: 0.80
Mutation: Adaptive Feasible
Crossover Function: Heuristic
Ratio: 2
Migration Direction (Forward, Fraction:1.0, Interval: 20)
Algorithm Settings (Initial Penalty: 10, Penalty Factor: 100)
Hybrid Function: None
Stopping Criteria (Generations: 1000, Time Limit: lnf, Fitness Limit: lnf, Stall Generations: 1000, Stall Time Limit: 20, Function Tolerance: 1e-006, Nonlinear Constraint Tolerance: 1e-006).

در ادامه، مقادیر واقعی تولید و مقادیر برآورد شده توسط الگوی غیرخطی تولید در شکل ۱، رسم شده است. باتوجه به این نمودارها، الگوی توسعه داده شده قدرت بالایی در پیش‌بینی دارد که این به‌دلیل برآورد غیرخطی الگو می‌باشد.

ازطرفی با توجه به مقادیر برآورد شده در این الگو (جدول ۱) و هم‌چنین رابطه تکنولوژی در تابع تولید ($A_t = \frac{a}{1+be^{-rN_t}}$)، مقادیر سطح تکنولوژی در شکل ۲، آمده است. با توجه به محاسبات صورت‌گرفته سطح تکنولوژی بین سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۷ حدود ۲۰٪ رشد داشته است. در تابع لوجستیک پیشنهاد شده برای سطح تکنولوژی مقدار پارامتر b تأثیرپذیری جمعیت بر سطح تکنولوژی را نشان می‌دهد. در صورتی‌که این پارامتر برابر با صفر شود، عملاً تکنولوژی عدد ثابت و برون‌زا خواهد بود و تابعی از جمعیت نمی‌شود. ولی زمانی‌که این پارامتر مقدار بیشتر از صفر داشته باشد تأثیرپذیری جمعیت بر تکنولوژی را داریم. برای اقتصاد ایران با توجه به جدول ۱، این پارامتر مقدار ۰/۰۰۰۴ محاسبه شده است. این نشان می‌دهد تأثیر جمعیت بر تکنولوژی ناچیز است. البته بررسی تأثیر جمعیت بر تکنولوژی موضوع این تحقیق نمی‌باشد، ولی می‌تواند موضوع بسیار مناسب و جدیدی برای مطالعات آتی باشد. به‌نظر می‌رسد که همین پارامتر را بتوان تابعی از جمعیت درنظر گرفت و برآوردهای آستانه‌ای و تحلیل آستانه‌ای برای آن داشت.

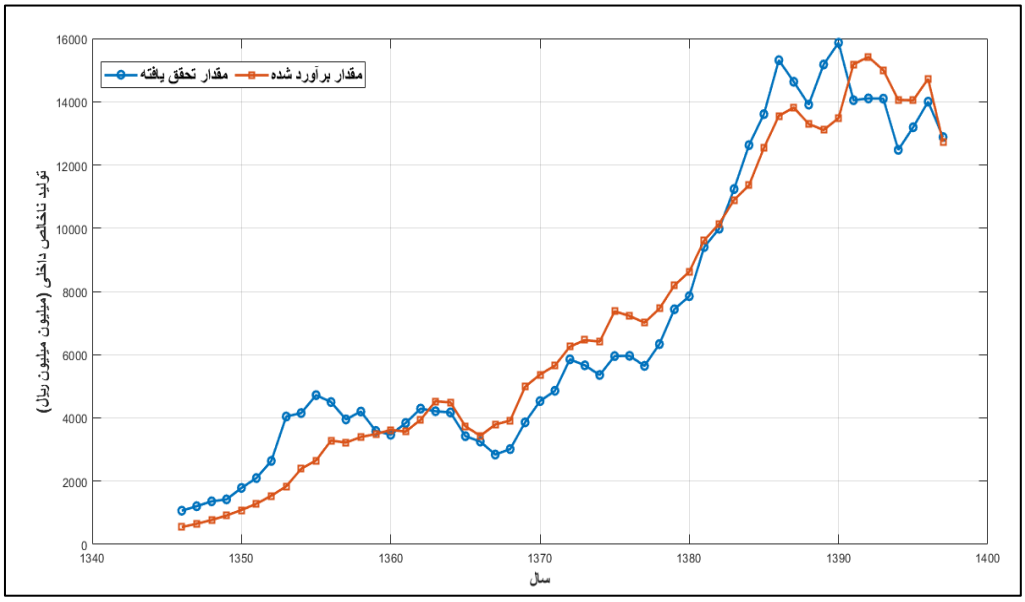
در ادامه به بررسی پارامترهای دیگر الگو پرداخته شده است.

برای پارامتر نرخ تنزیل (ρ) که پارامتر تنزیل به این نرخ بستگی دارد ($\beta = \frac{1}{1+\rho}$) تنوع وسیعی از مقادیر مورداستفاده در مطالعات وجود دارد. در این تحقیق با توجه به ساختار اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور درحال توسعه این پارامتر باید از مقدار نسبتاً بالای برخوردار باشد؛ بنابراین در مطالعهٔ حاضر مقدار پارامتر موردنظر مطابق با مطالعهٔ (عبدولی، ۲۰۰۹) برابر ۰/۰۷۲ درنظر گرفته شده است.

هم‌چنین براساس مطالعه (استادزاد و بهپور، ۲۰۱۵) نرخ استهلاک (δ) برای اقتصاد ایران ۰/۰۳۷ درنظر گرفته شده است.

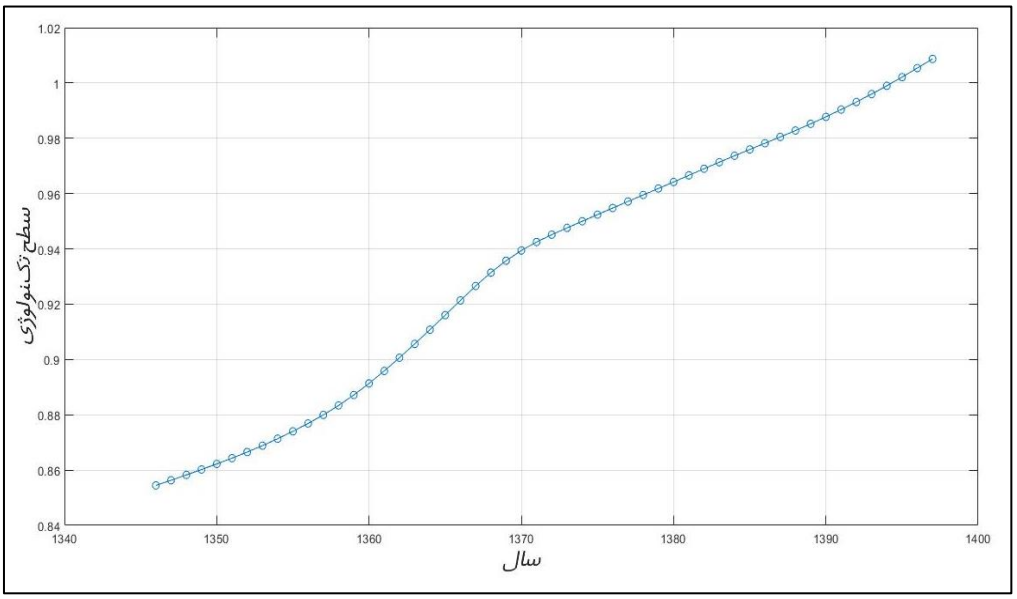
ازطرف دیگر، با توجه به (روشن، ۲۰۱۹)، کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف ($\frac{1}{\sigma}$) بین ۱/۱ تا ۳/۶۶ قرار دارد. بیشتر بودن مقدار کشش جانشینی بین دوره‌ای از یک در الگوی مصرفی ایرانیان، نشان‌دهندهٔ آن است که

آنان به مصرف زمان آینده بیشتر اهمیت می‌دهند. در پژوهش حاضر، این کشش جانشینی برابر با میانگین مقدار گزارش شده توسط روشن (۲۰۱۹)، یعنی ۲/۳ درنظر گرفته شده است.



شکل ۱: تولید ناخالص داخلی واقعی تحقق‌یافته و برآورد شده

Fig. 1: Realized and estimated real GDP



شکل ۲: روند برآورد شده سطح تکنولوژی برای اقتصاد ایران

Fig. 2: The estimated trend of the technology level for Iran's economy

۵. کالیبره کردن الگو برای اقتصاد ایران

در این قسمت با توجه به رابطهٔ ۲۷ ($[a_4]^{\frac{1-\sigma}{1-\alpha}} + \frac{a_7}{a_6} = 0$) و پارامترهای الگو محاسبه شده در بخش قبل به محاسبهٔ نرخ بهینهٔ جمعیت پرداخته شده است[۱]. رابطهٔ ۲۷، یک معادلهٔ کاملاً غیرخطی نسبت به نرخ رشد جمعیت (n) است. برای حل این معادلهٔ غیرخطی از نرم‌افزار متلب استفاده شده است.

همان‌طورکه در قسمت مبانی نظری مطرح شد، برای پارامتر حساسیت مطلوبیت نسبت به جمعیت (Θ) مقدار مشخصی برای اقتصاد ایران محاسبه نشده است؛ بنابراین نرخ رشد بهینهٔ جمعیت را به ازای مقادیر مختلف این پارامتر محاسبه شده است. در شکل (۳) نمودار تحلیل حساسیت نرخ رشد جمعیت بهینه براساس پارامتر حساسیت مطلوبیت نسبت به جمعیت به ازای $-100 < \Theta < 100$ رسم شده است؛ هم‌چنین برای بازهٔ کوچک‌تری از $-1 < \Theta < 1$ در شکل ۴، این تحلیل حساسیت صورت گرفته است؛ با توجه به این دو نمودار نتایج زیر حاصل خواهد شد.

۱. در صورتی‌که $\Theta = 0$ درنظر گرفته شود. یعنی رفاه اجتماعی مستقل از جمعیت باشد. در این‌صورت نرخ رشد بهینهٔ جمعیت نیز برابر با صفر به‌دست آمده است. نیروی کار یکی از عوامل تولید است. افزایش جمعیت و به‌تبع آن نیروی کار تنها زمانی می‌تواند موجب افزایش تولید شود که سرمایهٔ مالی (K) و فنی (A) افزایش‌یابد. اگر این تغییرات اقتصادی تحقق نیابد و روش‌های تولید بدون تغییر باقی بمانند، آنگاه می‌توان انتظار داشت که تولید سرانهٔ نیروی کار کاهش پیدا کند و به‌بیان دیگر رشد تولید کل نمی‌تواند از رشد عرضهٔ نیروی کار پیشی بگیرد. البته اگر نیروی کار ناشی از رشد جمعیت وارد بازار کار نشده یا به‌طور نسبتاً ناقص وارد بازار کار بشود، آنگاه بهره‌وری متوسط نیروی کار کاهش پیدا نمی‌کند. ولی از آنجا که لازم است مقدار ثابتی از محصول تولید شده در بین تعداد بیشتری از جمعیت یک جامعه تقسیم شود سرانهٔ مصرف و بنابراین رفاه اجتماعی کاهش خواهد یافت.

۲. درصورتی‌که $\Theta < 0$ باشد؛ یعنی افزایش جمعیت تأثیر منفی بر رفاه اجتماعی داشته باشد. با توجه به شکل ۳ نرخ رشد جمعیت بهینه در این حالت مثبت می‌باشد. دلیل این امر حاکی از آن است که افزایش جمعیت تأثیری که بر تولید دارد بیشتر از تأثیر منفی‌ای است که بر رفاه اجتماعی دارد. این نشان از این موضوع دارد که با فازایش جمعیت تولید و به‌تبع آن مصرف افزایش خواهد یافت؛ در نتیجه، اثر منفی تأثیر جمعیت بر رفاه کاهش خواهد یافت.

---

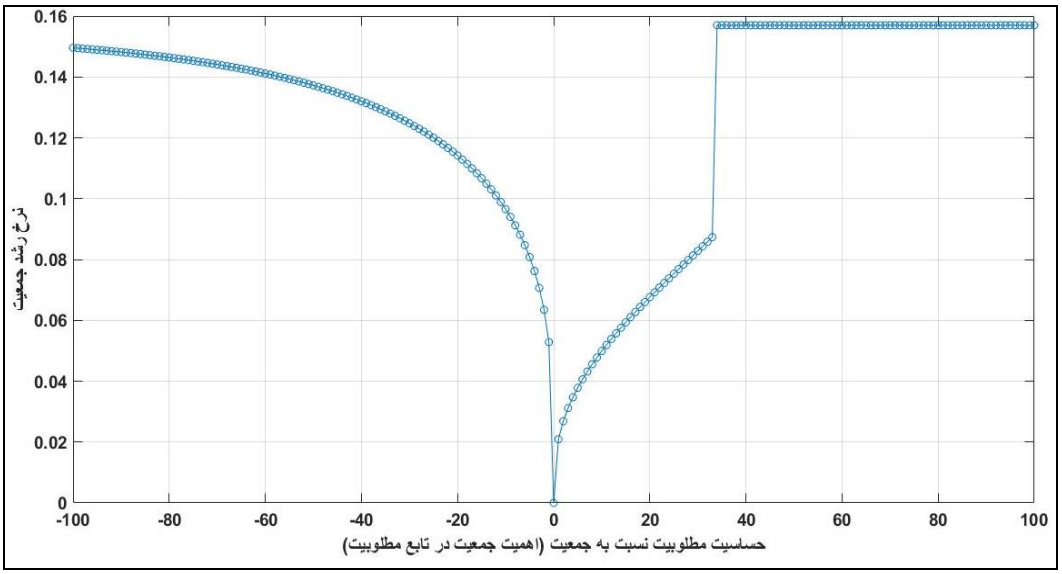
[۱]. تمام پارامترها در معادله غیر خطی (۲۷) در روابط (۲۰) تا (۲۷) مورد بررسی قرار گرفته است.

۳. در صورتی‌که $\Theta > 0$ باشد؛ با توجه به نمودار ۳ نرخ رشد بهینهٔ جمعیت نیز مثبت خواهد بود (این امر بدیهی است).

۴. تغیرات نرخ رشد جمعیت براساس تغییر حساسیت مطلوبیت نسبت به جمعیت در مقادیر کمتر Θ بسیار بیشتر از مقادیر بیشتر Θ می‌باشد؛ به این‌دلیل شکل ۴، برای بازهٔ کوچک‌تر Θ رسم شده است. هرچه Θ مقدار بیشتری داشته باشد به این‌معنی است که تأثیر جمعیتی بر رفاه مهمتر از تأثیر مصرف بر رفاه اجتماعی است. در مقادیر خیلی زیاد Θ عملاً تأثیر مصرف بر رفاه اجتماعی برابر با صفر خواهد بود و تنها تأثیر جمعیتی مهم است.

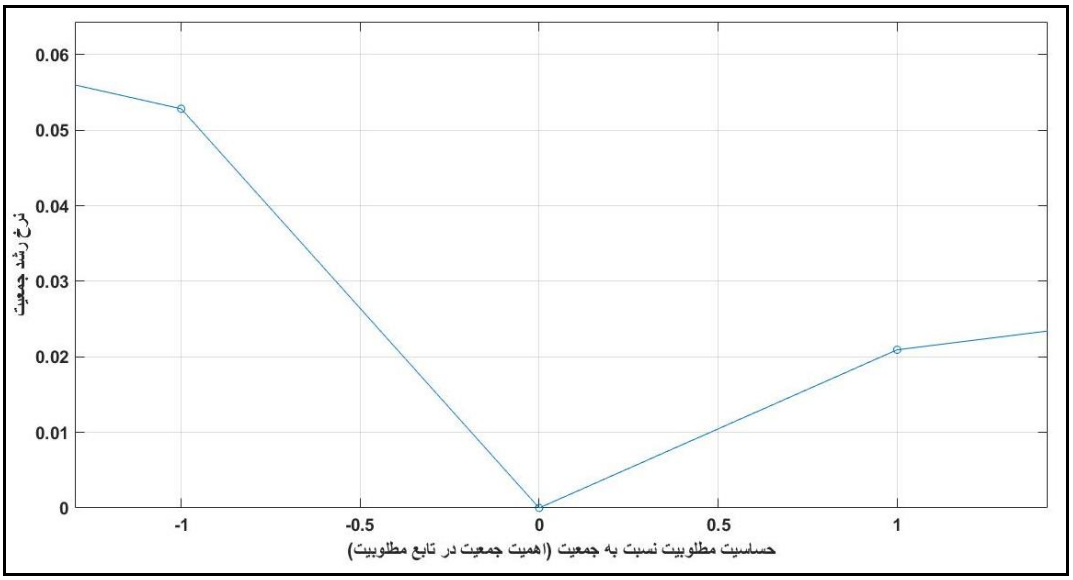
۵. با مقادیر بالای اهمیت جمعیت در رفاه ($\Theta \to \infty$) نرخ رشد بهینهٔ جمعیت برای اقتصاد ایران به مثبت ۶٪ میل خواهد کرد؛ و برای ($\Theta \to -\infty$) این نرخ به ۱۵٪ میل خواهد کرد.

۶. در صورت درنظر گرفتن $\Theta = 1$، یعنی اهمیت مصرف و جمعیت در رفاه اجتماعی یکسان باشد. نرخ رشد بهینهٔ جمعیت برای اقتصاد ایران برابر با ۲٪ محاسبه شده است. این حالت منطقی‌ترین سناریو ممکن می‌باشد.



شکل ۳: نمودار تحلیل حساسیت نرخ رشد جمعیت بهینه بر اساس پارامتر حساسیت مطلوبیت نسبت به جمعیت $(-100 < \Theta < 100)$.

Fig. 3: Sensitivity analysis diagram of the optimal population growth rate based on the sensitivity parameter of the desirability of the population $(-100 < \Theta < 100)$.



شکل ٤: نمودار تحلیل حساسیت نرخ رشد جمعیت بهینه براساس پارامتر حساسیت مطلوبیت نسبت به جمعیت $(-1<\Theta<1)$

Fig. 4: The optimal population growth rate sensitivity analysis chart based on the sensitivity parameter of the Utility to the population ($-1<\Theta<1$).

در این مطالعه، نرخ رشد بهینه برای اقتصاد ایران ۲٪ محاسبه شده است. این درحالی است که براساس گزارش مرکز آمار ایران نرخ رشد جمعیت برای ایران ۱/۱٪ گزارش شده است؛ یعنی نرخ رشد جمعیت کنونی برای ایران از حالت بهینه ۰/۹٪ در سال فاصله دارد. مقدار کمتر جمعیت از حالت بهینه در بلندمدت می‌تواند تأثیرات منفی بر رفاه اجتماعی داشته باشد. یک اقتصاد بزرگ می‌تواند از راه‌های گوناگونی از تخصص‌گرایی بهره‌مند شود، که این امکان برای اقتصادهای کوچک و بسته فراهم نیست. نیروی کار می‌تواند به تخصص‌گرایی روی‌آورد. تجار و صاحبان کسب و کار می‌توانند بنگاه‌هایی داشته باشند که در رشته‌های خاص تخصص دارند. این اندیشه درمیان غالب اقتصاددانان پذیرفته شده است و جمعیت بالا می‌تواند برای توسعهٔ اقتصاد اهمیت داشته باشد و باعث افزایش بهره‌وری در تولید شود؛ بنابراین دولت باید سیاست‌های جمعیتی مناسبی را اجرایی کند تا نرخ رشد بهینهٔ جمعیت به ۲٪ در سال برسد؛ به‌عنوان مثال، در سال ۱۳۹۸ دولت روسیه برای کنترل و افزایش نرخ رشد جمعیت اعلام کرده است رئیس‌جمهور روسیه به هر خانواده‌ای که در سال ۲۰۲۰م. صاحب فرزند شود ۷۶۰۰ دلار هدیه خواهد داد؛ هم‌چنین در صورت تولد فرزند دوم در همین‌سال این خانواده۲۴۰۰ دلار دیگر هم دریافت می‌کند. با توجه به

تجربهٔ کشورهای دیگر، سیاست‌های تشویقی اقتصادی (مالی) می‌تواند محرکی برای افزایش نرخ رشد جمعیت باشد.

با توجه به رابطهٔ ۱۸، با نرخ رشد جمعیت ۲٪ و جایگزاری در این رابطه نرخ رشد بهینهٔ اقتصادی در حالت پایا ۴/۳ ٪ می‌باشد.

٦. نتیجه‌گیری

با توجه به نظریه‌های اقتصادی، ویژگی اصلی اقتصادهای توسعه‌یافته افزایش پیوسته در تولید محصول نهایی (نرخ رشد اقتصادی ثابت) ناشی از فعالیت‌های اقتصادی است. پس می‌توان ادعا نمود که یکی از ویژگی‌های اقتصادهای توسعه یافته، افزایش در بهره‌وری نیروی کار می‌باشد؛ بنابراین پرسش مربوط به اثر رشد جمعیت بر توسعهٔ اقتصادی به موضوعاتی نظیر اثر آن بر مؤلفه‌های دیگری از قبیل تغییرات تکنولوژیک و تشکیل سرمایه متمرکز می‌شود.

بنابراین می‌توان ادعا نمود که نرخ رشد جمعیت در کشورهای صنعتی و درحال توسعه به‌عنوان یک موضوع مهم و اصلی برای توسعهٔ اقتصادی پایدار شناخته شده است. به‌منظور بررسی رابطهٔ رشد جمعیت و رشد اقتصادی، سه رویکرد اصلی در ادبیات موضوع ارائه شده است؛ دیدگاه خوش بینانه، بدبینانه و بی‌طرفانه. دیدگاه خوش‌بینانه رشد جمعیت را مانند سوخت برای عملکرد اقتصادی می‌داند. این نتیجه ممکن است به‌دلیل تولید دانش یا تغییر تکنولوژی تولید باشد. با توجه به برآورد صورت‌گرفته در تحقیق حاضر رشد جمعیت بر رشد تکنولوژی برای اقتصاد ایران تأثیر معناداری نداشته است.

با توجه به دیدگاه بی‌طرفانه برای کشورهای مختلف، شواهد کمی نشان می‌دهد که افزایش رشد جمعیت ممکن است باعث شدت یافتن رشد اقتصادی یا کندی رشد اقتصادی شود. می‌توان گفت که در اکثر مطالعات تجربی رشد جمعیت بر رشد اقتصادی تأثیر معناداری ندارد. دیدگاه بدبینانه جمعیت را مضر برای رشد اقتصادی می‌داند و بیان می‌کند که افزایش جمعیت رشد اقتصادی را کند خواهد کرد.

با بررسی صورت گرفته، اکثر مطالعات بر تأثیر رشد جمعیت بر رشد اقتصادی بر اساس الگوهای تجربی تمرکز دارند. این درحالی است که در ادبیات موضوع بررسی نرخ رشد بهینهٔ جمعیت و تغییرات جمعیتی کاملاً محدود می‌باشد و در مطالعات بررسی‌شده به‌طور خاص بر تغییرات جمعیتی برون‌زا تمرکز دارند. تنها تعداد محدودی از مطالعات بر تغییرات جمعیتی درون‌زا تمرکز دارند. از دیگر نوآوری‌های این مطالعه، درنظر گرفتن سطح تکنولوژی به‌صورت یک تابع سیگموید از جمعیت است. یعنی در این مطالعه فرض شده است که سطح تکنولوژی به جمعیت

وابسته است. با توجه به ویژگی‌های تابع سیگموید رشد تکنولوژی در ابتدا به‌صورت فزاینده و درنهایت به‌صورت کاهنده است.

بنابراین در این پژوهش در ابتدا الگوی رشد درون‌زای رمزی با وجود رشد جمعیت درون‌زا بسط داده شده است. سپس با حل مسأله دینامیکی، (تشکیل تابع بلمن و حل بهینهٔ این تابع هدف) نرخ رشد جمعیت بهینه در حالت پایا محاسبه شده است. در این مطالعه نرخ رشد بهینهٔ جمعیت برای اقتصاد ایران ۲٪ محاسبه شده است. این درحالی است که براساس گزارش مرکز آمار ایران نرخ رشد جمعیت برای ایران در سال ۱۳۹۷ برابر با ۱/۱٪ گزارش شده است. مقدار کمتر جمعیت از حالت بهینه در بلندمدت می‌تواند تأثیرات منفی‌بر رفاه اجتماعی داشته باشد. یک اقتصاد بزرگ می‌تواند از راه‌های گوناگونی از تخصص‌گرایی بهره‌مند شود، که این امکان برای اقتصادهای کوچک و بسته فراهم نیست. برای اقتصاد ایران جمعیت بالا می‌تواند برای توسعهٔ اقتصاد اهمیت داشته باشد و باعث افزایش بهره‌وری در تولید شود؛ بنابراین دولت باید سیاست‌های جمعیتی مناسبی را اجرایی کند تا نرخ رشد بهینهٔ جمعیت به ۲٪ در سال برسد. با توجه به تجربه کشورهای دیگر، سیاست‌های تشویقی اقتصادی (مالی) می‌تواند محرکی برای افزایش نرخ رشد جمعیت باشد.

با توجه به داده‌های ۱۳۴۶-۱۴۰۱ میانگین بلندمدت رشد اقتصادی تحقق‌یافته برای اقتصاد ایران ۳/۵٪ (براساس داده‌های تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵) و رشد جمعیت تحقق‌یافته ۲٪ محاسبه شده است. این درحالی است که با نرخ رشد بهینهٔ جمعیت بلندمدت ۲٪ در سال برای اقتصاد ایران باید نرخ رشد بهینهٔ بلندمدت اقتصادی ۴/۳ محقق گردد. این اختلاف رشد اقتصادی تحقق‌یافته و بهینه می‌تواند به‌دلیل تأثیرپذیری کم تکنولوژی از جمعیت باشد که کارایی نیروی کار را کاهش داده و باعث اختلاف رشد اقتصادی بهینه و تحقق‌یافته شده است.

سپاسگزاری

در پایان نویسنده این مطالعه برخود لازم می‌داند که از داوران محترم مقاله که جهت بهبود متن و هم‌چنین روش تحقیق کمک بسیاری نموده‌اند، تشکر و قدردانی نماید.

تضاد منافع

نویسنده ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارد.

کتابنامه

– استادزاد، علی‌حسین؛ و بهپور، سجاد، (۱۳۹۳). «رویکردی نوین در محاسبه سری زمانی سرمایه در ایران: روش الگوریتم بازگشتی با استفاده از الگوریتم ژنتیک (۱۳۳۸–۱۳۸۹)». تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۵ (۱۸): ۱۴۱–۱۷۸. DOR: 20.1001.1.22286454.1393.5.18.2.8

– اسلاملوئیان، کریم؛ و استادزاد، علی‌حسین، (۱۳۹۵). «برآورد تابع تولید مناسب برای ایران با وجود نهاده انرژی و تحقیق و توسعه: روش الگوریتم ژنتیک». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۶ (۱) :۲۱–۴۸. DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.1.1.4

– عبدلی، قهرمان. (۱۳۸۸). «تخمین نرخ تنزیل اجتماعی برای ایران». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۹(۳۴): ۱۳۵–۱۵۶. https://joer.atu.ac.ir/article_2889.html?lang=fa

– روشن، رضا، (۲۰۱۹). «جداسازی و محاسبه ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای (رویکرد ترجیحات بازگشتی و برنامه‌ریزی پویا)». *مدلسازی اقتصادی*، ۱۳(۴۵): ۱۵۹–۱۸۲. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_666200.html

- Abdoli, G., (2009). “Estimation of Social Discount Rate for Iran”. *Economics Research,* 9(34): 135-156. https://joer.atu.ac.ir/article_2889.html?lang=en (In Persian).

- Anufriev, M.; Radi, D. & Tramontana, F., (2018). “Some reflections on past and future of nonlinear dynamics in economics and finance”. *Decisions in Economics and Finance*, 41: 91-118. DOI: https://doi.org/10.1007/s10203-018-0229-9

- Anzoategui, D. et al., (2019). “Endogenous technology adoption and R&D as sources of business cycle persistence”. *American Economic Journal :Macroeconomics* 11(3): 67-110. DOI: https://doi.org/10.1257/mac.20170269

- Barro, R. J. & Becker, G. S., (1989). “Fertility choice in a model of economic growth”. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 57(2): 481-501. DOI: https://doi.org/10.2307/1912563

- Bloom, D. E. et al., (2010). “Implications of population ageing for economic growth”. *Oxford Review of Economic Policy*, 26(4): 583-612. DOI: https://doi.org/10.1093/oxrep/grq038

- Bloom, D. E. et al., (2010). “Population aging and economic growth”. *Globalization and Growth*, 297.

- Bloom, D. E. et al., (2011). “Population aging: facts, challenges, and responses”. *Benefits and compensation International*, 41(1): 22 . https://core.ac.uk/download/pdf/6494803.pdf

- Bloom, D. et al., (2008). *Population Aging and Economic Growth.* The World Bank.

- Boucekkine, R. et al., (2013). "Spatial dynamics and convergence: The spatial AK model". *Journal of Economic Theory*, 148(6): 2719-2736. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jet.2013.09.013

- Boucekkine, R. et al., (2014). "Egalitarianism under population change: age structure does matter". *Journal of Mathematical Economics*, 55: 86-100. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jmateco.2014.10.007

- Boucekkine, R.; Fabbri, G.; Federico, S. & Gozzi, F., (2017). "Growth and Agglomeration in the Heterogeneous Space: A Generalized AK Approach". halshs-01399995v2. https://shs.hal.science/halshs-01399995v2

- Coccia, M., (2014). "Driving forces of technological change: the relation between population growth and technological innovation: analysis of the optimal interaction across countries". *Technological Forecasting and Social Change*, 82: 52-65. DOI: https://doi.org/10.1016/j.techfore.2013.06.001

- Dasgupta, P., (2005). "Regarding Optimum Population". *Journal of Political Philosophy*, 13(4): 414-442. https://www.econ.cam.ac.uk/people-files/emeritus/pd10000/publications/07/RegOptPop.pdf

- Dupuy, A., (2006). "Hicks neutral technical change revisited: CES production function and information of general order". *Topics in macroeconomics*, 6(2). DOI: https://doi.org/10.2202/1534-5998.1339

- Eslamloueyan, K. & Ostadzad, A. H., (2016). "Estimating a Production Function for Iran with Emphasis on Energy and Expenditure on Research and Development: An Application of Genetic Algorithm Method". QJER, 16 (1): 21-48. DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.1.1.4 (In Persian).

- Ferrara, M. & Guerrini, L., (2009). "The Ramsey model with logistic population growth and Benthamite felicity function". *WSEAS International Conference,* Proceedings. Recent Advances in Computer Engineering, WSEAS.

- Greaves, H., (2019). "Climate change and optimum population". *The Monist*, 102(1): 42-65. DOI: https://doi.org/10.1093/monist/ony021

- Hughes, J. et al., (2005). "Review of the radiation exposure of the UK population". *Journal of Radiological Protection,* 25(4): p. 493. DOI: https://doi.org/10.1088/0952-4746/25/4/010

- Jiao, J. et al., (2017). "Maximum likelihood estimation of functionals of discrete distributions". *IEEE Transactions on Information Theory*, 63(10): 6774-6798. DOI: https://doi.org/10.1109/TIT.2017.2733537

- Kelley, A. C., (1988). "Economic consequences of population change in the Third World". *Journal of Economic Literature*, 26(4): 1685-1728. https://www.jstor.org/stable/2726858

- Klump, R. et al., (2007). "Factor substitution and factor-augmenting technical progress in the United States :a normalized supply-side system approach". *The Review of Economics and Statistics*, 89(1): 183-192. DOI: https://doi.org/10.1162/rest.89.1.183

- León-Ledesma, M. A. & Satchi, M., (2019). "Appropriate technology and balanced growth". *The Review of Economic Studies*, 86(2): 807-835. DOI: https://doi.org/10.1093/restud/rdy002

- Lianos, T. P. & Pseiridis A., (2016). "Sustainable welfare and optimum population size". *Environment, development and sustainability*, 18(6): 1679-1699. DOI: https://doi.org/10.1007/s10668-015-9711-5

- Lianos, T. P., (2018). "Steady state economy at optimal population size". *The journal of population and sustainability*, *3*(1), 75-99. DOI: https://doi.org/10.3197/jps.2018.3.1.75

- Nerlove, M. et al., (1984). "Bequests and the size of population when population is endogenous". *Journal of Political Economy*, 92 (3): 527-531. DOI: https://doi.org/10.1086/261240

- Nerlove, M. et al., (1985). "Population size: individual choice and social optima". *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2): 321-334. DOI: https://doi.org/10.2307/1885384

- Nerlove, M. et al., (2014). *Household and economy: Welfare economics of endogenous fertility*, Academic Press.

- Ostadzad, A. H. & Behpour, S., (2014). "A New Approach to Calculate the Time Series of Capital Stock for Iranian Economy: The Recursive Algorithm Method Using Genetic Algorithms (1959-2011). *Jemr*, 5 (18): 141-178. DOR: 20.1001.1.22286454.1393.5.18.2.8 (In Persian).

- Palivos, T. & Yip, C. K., (1993). "Optimal population size and endogenous growth". *Economics Letters,* 41(1): 107-110. DOI: https://doi.org/10.1016/0165-1765(93)90120-2

- Prettner, K., (2013). "Population aging and endogenous economic growth". *J Popul Econ*, 26(2): 811-834. DOI: https://doi.org/10.1007/s00148-012-0441-9

- Razin, A. & Sadka, E., (1995). *Population economics*. Mit Press.

- Roshan, R., (2019). "Separation and Computation of Relative Risk Aversion and Elasticity of Inter Temporal Substitution: Recursive Preferences and Dynamic Programming Approach". *Economic Modeling,* 13(45): 159-182. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_666200.html?lang=en (In Persian).

- Ruelle, D., (2018). *Can nonlinear dynamics help economists? The economy as an evolving complex system.* CRC Press: 194-204.

- Simon, J. L., (2019). *The economics of population growth.* Princeton university press.

- Stroud, J. R. et al., (2017). "Bayesian and maximum likelihood estimation for Gaussian processes on an incomplete lattice". *Journal of computational and Graphical Statistics*, 26(1): 108-120. DOI: https://doi.org/10.1080/10618600.2016.1152970

- Vîlcu, A.-D. & Vîlcu, G.-E., (2017). "A survey on the geometry of production models in economics". *Arab Journal of Mathematical Sciences*, 23(1): 18-31. DOI: https://doi.org/10.1016/j.ajmsc.2016.08.003

Vol. 12, No. 48, Winter (2024)

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

Modeling and Estimation of Uncertainty Time Series of Iran's Private and Public Investments Using Vasicek's Mean Reverting Stochastic Differential Equation (Period 1340-1400)

Tayyebeh Rahnemoon Piruj[1], Mojtaba Almasi[2], Shahram Fattahi[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28090.3611
Received: 2023.07.24; Accepted: 2023.11.02
Pp: 39-71

Abstract

Investigating the investment trend of the past decade in the country shows that the average growth of investment in those years has been decreasing. Factors such as the high attractiveness of the country's non-productive markets, the high cost of the business environment, currency fluctuations, and the problems caused by the embargo, etc, have led to a decrease in investment and created a volatile environment with uncertainties in this variable. Due to the importance of investment in the macro economy, unfavorable conditions of the country and resulting insecurities will lead to a decrease in investment and economic growth. Therefore, this research aims to simulate the uncertainty variables of private and government investment due to the base years of 1997 and 2011, from 1961 to 2021. we performed This simulation using the Vasichek mean reversion stochastic differential equations method, which has an advantage due to the examination of the assumptions of competing models (neural network, ARIMA, etc.) [1, 2]. According to the simulation results, in all the years except 1963, Private investment uncertainties were more than government investment uncertainties. Also, the highest amount of private investment uncertainties are related to 2014, 2015, and 2013, respectively, and the lowest amount is related to 1961, 1963, and 1962, respectively. Meanwhile, the highest amount of government investment uncertainties are related to 1978, 1979, and 1980, respectively, and the lowest amount is related to 1961, 1962, and 1964, respectively.

Keywords: Uncertainty, Public and Private Gross Fixed Capital Formation, Private and Public Investment, Vasicek's Mean Reverting Stochastic Differential Equation.

JEL Classification: R42, D81, E22, C60, E27.

1. Ph.D. Student in Economics-Economic development and planning, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi Universit, Kermanshah, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author).
Email: mojtabaalmasi@razi.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran

Citations: Rahnemoon Piruj, T.; Almasi, M. & Fattahi, S., (2024). "Modeling and Estimation of Uncertainty Time Series of Iran's Private and Public Investments Using Vasicek's Mean Reverting Stochastic Differential Equation (Period 1340-1400)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(48): 39-71. doi: 10.22084/aes.2023.28090.3611
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5359.html?lang=en

1. Introduction

Investigating the investment trend in the last decade of the country shows that it was not even able to cover the depreciation of previous investments, which had very negative consequences on the country's economic conditions, employment, etc.

Based on this, in developing countries and especially in Iran, in terms of geographical, political, and economic location, there is a high degree of uncertainties that are very influential on the economy and macroeconomic variables, and neglecting those leads to making wrong decisions and unacceptable results. Investment, especially private and government investments, as one of the important and influential variables on the economic growth and development of countries, is affected by several factors, which will face uncertainties as a result. Therefore, to simulate the uncertainties of the two mentioned variables, it is appropriate to use stochastic processes; which, while considering the effects of uncertainty, model the randomness of the variable with higher accuracy due to its continuous and non-derivative Wiener component.

Therefore, identifying and simulating the uncertainty of private and public investment variables will be a guide for policymakers and investors, based on this and according to the importance of the topic, in this study, modeling and simulating the uncertainties time series of private and government investments using the method of Vasicek‘s Mean Reverting Stochastic Differential Equation method from 1961 to 2021 based on the base years of 1997 and 2011 has been addressed.

2. Methodology

According to the characteristics of the data of this study, Vasicek ‘s Mean Reverting Stochastic Differential Equation method has advantages over competing methods to simulate the uncertainty variables of private and public investments. This model was introduced in 1977 by Uldrich Vasicek and then, due to the slowness or speediness of reaching the average, was modified as follows. In this model the instantaneous interest rate follows the bottom stochastic differential equation:

$$dx(t)= \theta(\mu-x(t))dt+\sigma dw_t \quad (1)$$

In it, x(t) is a random variable, θ is the rate or speed at which the simulation response approaches the long-term mean, μ is the long-term mean, σ is the standard deviation; W_t is a risk-neutral Wiener process that models a continuous stochastic flow into the system. That is the equation of motion that approaches the average value of the random variable over time (Vasichek, 1977).

This model cannot be used in the MATLAB program in the same way because to enter the information into the programming, the discretization and the solution numerical method must first be determined for it. The solution numerical method used in this study is Euler-Maruyama discretization which transforms the information into vectors and updates them frequently in the simulation to provide the best possible solution within the time limitation, which means that the

simulation results will be close to the long-term average. It should be noted that the basis for calculating the uncertainties of this study was the time-varying standard deviation of the real data and the updating of their vectors during the simulation process.

3. Data

The data in this research are the formation of public and private gross fixed capital based on the base years of 1997 and 2011 from 1961 to 2021, whose we extracted those statistics from the Central Bank website.

4. Discussion

In this study, we simulate the 4-time series of private and government investment uncertainties based on the base years of 1997 and 2011 using the Vasichek mean reversion stochastic differential equations method from 1961 to 2021. In addition, we extract the random model based on Vasichek for two uncertainty variables of private and public investment in the period under review as follows:

$$dx(t) = 0.5(\mu_i - x(t))dt + \sigma_i dw_t \quad (2)$$

The simulation results of private and public investment uncertainties show that in all the years except 1963, Private investment uncertainties were more than government investment uncertainties. Also, the highest amount of private investment uncertainties are related to 2014, 2015, and 2013, respectively, and the lowest amount is related to 1961, 1963, and 1962, respectively. One of the main reasons for the high uncertainty of private investment in the mentioned years is the occurrence of severe currency fluctuations and its lag impact on economic variables. On the other hand, the years 1963 and 1962, respectively, have had the least uncertainty of private investment, and the events affecting them include the expansion of economic cooperation between Iran and America; the granting of a 35-million-dollar loan to Iran by the American time president, as well as the sale of state-owned factories and Privatization was mentioned to support the implementation of the land reform plan. The sum of these factors has led to an increase in private sector investment and a decrease in the uncertainty of this investment in the two years mentioned. Meanwhile, the highest amount of government investment uncertainties are related to 1978, 1979, and 1980, respectively, and the lowest amount is related to 1961, 1962, and 1964, respectively. One of the main reasons for the high uncertainty of government investment in the mentioned years can be related to the enormous political and social transformation or the change of the ruling regime of Iran and the victory of the Islamic Revolution, as well as the occurrence of an imposed war. For the years 1962 and 1964, which respectively had the least uncertainty of public sector investment, in addition to the mentioned reasons for lowest private investment uncertainty, we can state the granting of two hundred million dollars of credit for the sale of military weapons to Iran by the American time president.

5. Conclusion

The simulation results of private and public investment uncertainties show that in all the years except 1963, Private investment uncertainties were more than government investment uncertainties. Also, the highest amount of private investment uncertainties are related to 2014, 2015, and 2013, respectively, and the lowest amount is related to 1961, 1963, and 1962, respectively. One of the main reasons for the high uncertainty of private investment in the mentioned years is the occurrence of severe currency fluctuations and its lag impact on economic variables. The highest amount of government investment uncertainties are related to 1978, 1979, and 1980, respectively, and the lowest amount is related to 1961, 1962, and 1964, respectively. One of the main reasons for the high uncertainty of government investment in the mentioned years can be related to the enormous political and social transformation or the change of the ruling regime of Iran and the victory of the Islamic Revolution, as well as the occurrence of an imposed war. In the end, the policy recommendations include 1) attention to the important issue of the uncertainty of private and government investments due to the importance of the aforementioned variables on the country's growth and employment; 2) periodic simulation of the uncertainties of these variables using Vasichek mean reversion stochastic differential equations to analyze and investigate periodic differences and identify the causes of their fluctuations and try to reduce them, 3) and also provide public access to the periodic simulation statistics these variables for guidance of domestic and foreign investors; we can present to policymakers.

Acknowledgments

Here, I need to express my thanks and appreciation for the valuable efforts and guidance of Dr. Masoud Khosrowtash and Dr. Seyyed Saleh Akbar Mousavi.

Observation Contribution

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

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۸، پاییز 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

الگوسازی و برآورد سری زمانی نااطمینانی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی ایران با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک (دورهٔ ۱۴۰۰-۱۳۴۰)*

طیبه رهنمون‌پیروج[۱]، مجتبی الماسی[۲]، شهرام فتاحی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28090.3611
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۰۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۱۱
صص: ۷۱-۳۹

چکیده

بررسی روند سرمایه‌گذاری طی دههٔ اخیر نشان می‌دهد که رشد متوسط سرمایه‌گذاری کاهنده بوده است؛ عواملی نظیر: جذابیت زیاد بازارهای غیرمولد، پرهزینه بودن فضای کسب‌وکار، نوسانات ارزی، مشکلات ناشی از تحریم و ... منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و ایجاد فضای پرنوسان توأم با نااطمینانی‌هایی در این متغیر شده است. با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری در اقتصاد کلان، نامساعد شدن شرایط کشور و به‌تبع آن نااطمینانی‌های ایجاد شده، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و درنهایت، کاهش رشد اقتصادی خواهد شد؛ از این‌رو، هدف این پژوهش، شبیه‌سازی متغیرهای نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی براساس سال‌های پایه ۱۳۷۶ و ۱۳۹۰، طی دورهٔ زمانی ۱۴۰۰-۱۳۴۰ است. این شبیه‌سازی با استفاده از روش معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک انجام شده که با توجه به بررسی فروض مدل‌های رقیب (شبکهٔ عصبی، ARIMA و ...)، دارای مزیت بوده است. مطابق نتایج، در تمامی سال‌ها به استثنای سال ۱۳۴۲ نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری خصوصی بیشتر از نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری دولتی بوده است. هم‌چنین، بیشترین مقدار نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری خصوصی، به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۲ و کمترین مقدار آن به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۴۰، ۱۳۴۲ و ۱۳۴۱ است. این درحالی است که، بیشترین مقدار نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری دولتی به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۵۷، ۱۳۵۸ و ۱۳۵۹ و کمترین مقدار آن به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۴۰، ۱۳۴۱ و ۱۳۴۳ است. براساس نتایج به‌دست‌آمده، توجه به موضوع نااطمینانی و شبیه‌سازی دوره‌ای نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و عمومی و در دسترس عموم قرار دادن آمار آن به‌منظور راهنمایی سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، توصیه می‌شود.

کلیدواژگان: نااطمینانی، تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص دولتی و خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی، معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک.

طبقه‌بندی JEL: R42, D81, E22, C60, E27.

---

*. این مقاله مستخرج از رساله دکتری نگارندهٔ اول در گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه است.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی- توسعهٔ اقتصادی و برنامه‌ریزی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
Email: tayyebehpiruj@gmail.com
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: mojtabaalmasi@razi.ac.ir
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
Email: sfattahi@razi.ac.ir

ارجاع به مقاله: رهنمون‌پیروج، طیبه؛ الماسی، مجتبی؛ و فتاحی، شهرام، (۱۴۰۲). «الگوسازی و برآورد سری زمانی نااطمینانی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی ایران با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک (دورهٔ ۱۴۰۰-۱۳۴۰)». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۸): ۳۹-۷۱. doi: 10.22084/aes.2023.28090.3611
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5359.html?lang=fa

۱. مقدمه

بررسی روند سرمایه‌گذاری انجام‌شده در دههٔ اخیر کشور نشان می‌دهد مقدار سرمایه‌گذاری شده حتی قادر به پوشش استهلاک سرمایه‌گذاری‌های پیشین نیز نبوده که این امر، خود تبعات بسیار منفی بر شرایط اقتصادی کشور، اشتغال و... داشته و عامل مهم عدم تحقق متوسط رشد اقتصادی هدف‌گذاری شده در برنامه‌های پنج‌سالهٔ پنجم و ششم توسعهٔ اقتصادی کشور[۱] بوده است.

سرمایه‌گذاری به‌عنوان یکی از متغیرهای بسیار مهم و اثرگذار بر اشتغال، پیشرفت و موفقیت کشورهای توسعه‌یافته است. در یک طبقه‌بندی می‌توان سرمایه‌گذاری را به دو نوع سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی تقسیم کرد[۲] که بر یک‌دیگر اثرگذار هستند؛ ازطرفی، با توجه به تفاوت اهداف هرکدام از سرمایه‌گذاری‌های فوق، اهمیت و جایگاه آن‌ها در اقتصاد نیز منحصربه‌فرد خواهد بود.

ازطرفی، در تئوری‌های سنتی سرمایه‌گذاری، تصمیم‌گیری در محیطی مطمئن و بدون نااطمینانی[۳] بوده که بالحاظ نااطمینانی در نظریه‌های سرمایه‌گذاری، الگوهای تصادفی در ادبیات اقتصادی مطرح شدند (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶).

بر این‌اساس، در کشورهای درحال توسعه و به‌ویژه ایران نیز، به‌لحاظ موقعیت جغرافیایی، سیاسی و اقتصادی، درجهٔ بالایی از نااطمینانی‌ها وجود دارد که بر فضای اقتصاد، متغیرهای مهم و کلان اقتصادی بسیار تأثیرگذار هستند و مغفول ماندن از آن‌ها منجر به اخذ تصمیمات اشتباه و حصول نتایج غیرقابل قبول و نیز نارضایتی خواهد شد. سرمایه‌گذاری نیز به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر رشد و توسعهٔ اقتصادی کشورها، تحت‌تأثیر عوامل متعددی، ازجمله: متغیرهای پولی، مالی، سیاسی و ساختاری قرار می‌گیرد و از این امر مستثنا نیست.

با توجه به تأثیرگذاری عوامل متعدد بر سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی و نااطمینانی‌های آن‌ها، شناسایی تمامی این عوامل، امکان‌پذیر نیست؛ بنابراین، برای شبیه‌سازی نااطمینانی‌های دو متغیر مذکور استفاده از فرآیندهای تصادفی[۴] مناسب است؛ که ضمن درنظر گرفتن اثرات نااطمینانی، به‌دلیل جزء وینری[۵] پیوسته و مشتق‌ناپذیر خود، تصادفی بودن متغیر را با دقت بالاتر مدل‌سازی می‌کنند و در الگوی آن‌ها ضریب این جزء، همان σ یا نااطمینانی موردنظر را ارائه خواهد داد.

از این‌رو، شناسایی و برآورد مقدار نااطمینانی متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی، نقش مهمی در توجه به این موضوع داشته و راهنمای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران خواهد بود؛ برهمین‌اساس و بنا به اهمیت موضوع، در این مطالعه به الگوسازی و شبیه‌سازی سری زمانی نااطمینانی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی با استفاده از روش معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک[۶] طی دورهٔ ۱۴۰۰-۱۳۴۰ براساس سال‌های پایهٔ ۱۳۷۶ و ۱۳۹۰ پرداخته شده است.

---

۱. عملکرد برنامه‌های پنج‌سالهٔ پنجم و ششم توسعهٔ اقتصادی کشور.
۲. حاجی و عسگری، ۱۳۹۰

3. Uncertainty
4. Stochastic Processes
5. Wiener Component
6. Vasicek's Mean Reverting Stochastic Differential Equation.

نکتهٔ قابل ذکر آن است که داده‌های متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی ویژگی‌هایی دارند که براساس آن روش واسیچک، دارای مزیت است که عبارتنداز: ۱) پیروی رفتار داده‌های متغیرهای مذکور در بلندمدت از الگوی بازگشت به میانگین که به کمک میانگین‌های متحرک[۱] قابل مشاهده است. ۲) اطلاعات این متغیرها از پیش معلوم و ثابت هستند و نرخ نوسانات آن‌ها کاملاً قابل محاسبه و ثابت است. ۳) تمام داده‌های متغیرهای مذکور، دارای مقادیر مثبت هستند. با توجه به ویژگی‌های مذکور، می‌توان گفت معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک که شامل حرکت براونی[۲] نیز هست نسبت به سایر روش‌های معادلات دیفرانسیل تصادفی دارای مزیت است؛ به‌گونه‌ای‌که در روش اورنشتاین اولنبک[۳]، با وجود شباهت به روش واسیچک، بخش تصادفی شامل ضریبی از خود نرخ داده‌ها است که در نتیجه نوسانات بیشتری حاصل می‌سازد و بیشتر، نوسانات ذاتی یک سیستم مکانیکی را مدل می‌کند؛ هم‌چنین برای داده‌های دارای مقادیر منفی به‌کار می‌رود. ازطرفی، در مدل‌های کاکس، اینگر، سول، راس[۴]، فوکر پلانک[۵] و... رشد نوسانات وجود دارد که منجر به پیچیدگی توابع می‌شود و تأثیر قابل‌توجهی در کارایی ندارد. رویکرد دو عاملی شوارتز[۶] نیز با توجه به‌وجود یک عامل نوسانی در روش مطالعهٔ حاضر، قابل استفاده نیست (اکسندال[۷]، ۲۰۰۰). به‌علاوه، روش واسیچک نسبت به روش شبکه‌های عصبی[۸] نیز دارای مزیت است؛ چراکه نیاز به بررسی ماهیت اولیهٔ سری زمانی مانند آشوبناک بودن رفتار سری زمانی، عدم ارائه معادلهٔ دربردارندهٔ رفتار پویای سری زمانی؛ تعیین تعداد لایه‌های ورودی[۹]، میانی[۱۰] و یا پنهان[۱۱]، و هم‌چنین تعیین تعداد نرون‌ها[۱۲] در لایه‌های پنهان ندارد. ازطرفی دیگر، مزیت روش واسیچک نسبت به روش اقتصادسنجی ARIMA[۱۳] آن است که روش ARIMA نیازمند بررسی آشوبناک بودن رفتار سری‌زمانی و اطمینان از آن است. این درحالی است که روند تصادفی مدل‌های دیفرانسیل تصادفی برخلاف مدل‌های ARIMA، در قالب فرآیند تصادفی وینر در مدل حفظ می‌شود (پلاسینیک، ۲۰۱۰)[۱۴].

این پژوهش در چند بخش مقدمه، ادبیات و پیشینهٔ پژوهش (شامل سه طبقه‌بندی سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی (دولتی)، نااطمینانی و سرمایه‌گذاری، معادلات دیفرانسیل تصادفی و بررسی مطالعات داخلی و خارجی)، روش‌شناسی پژوهش، یافته‌های پژوهش و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

---

1. Moving Averages

۲. حرکت براونی در مقیاس کوچک همان نویز است که در همه جا وجود دارد و در مقیاس بزرگ، همان گام تصادفی است، اما این حرکت به‌خودی‌خود نمی‌تواند فرآیندهای مانند بازگشت به میانگین را توضیح دهد و مدل‌سازی آن را انجام دهد و تنها برای داده‌هایی که دارای میانگین صفر هستند کاربرد پیدا می‌کند؛ اما در معادلات دیفرانسیل تصادفی، حرکت براونی، خود، بخشی از روند کلی بازگشت به میانگین می‌شود.

3. Ornstein-uhlenbeck
4. Cox- Ingersoll- Ross- model (1985)
5. Fokker–Planck
6. Schwartz (1997) – Commodity models
7. Øksendal, Bernt.
8. Neural Neworks
9. Input Layer
10. Intermediate layers
11. Hidden Layers
12. Neuron
13. AutoRegressive Integrated Moving Average
14. Pluciennik, p. (2010)

۲. ادبیات موضوع و پیشینهٔ پژوهش

این بخش، از دو قسمت تشکیل شده است؛ در بخش اول به مرور ادبیات موضوع، و در بخش دوم به بررسی پیشینهٔ تحقیق شامل مطالعات تجربی داخلی و خارجی پرداخته شده است.

۲-۱. ادبیات موضوع

در این بخش، مبانی نظری با سه طبقه‌بندی سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی (دولتی)، نااطمینانی و سرمایه‌گذاری، و معادلات دیفرانسیل تصادفی ارائه شده است.

۲-۱-۱. سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی (دولتی)

به اعتقاد «نارکس»[1]، مفهوم تمرکز سرمایهٔ آن است که یک جامعه، تمام ظرفیت‌های مولد جاری خود را صرف نیازهای مصرفی خود نمی‌کند؛ بلکه بخشی از منابع مالی خود را صرف تولید کالاهای سرمایه‌ای (ماشین‌آلات، تجهیزات، ابزارهای تولید و تسهیلات حمل‌ونقل) می‌کند؛ به‌عبارتی، ماهیت جریان تمرکز سرمایه، تخصیص بخشی از منابع جاری سرمایهٔ جامعه به بخش‌های دیگر به‌منظور افزایش ذخایر سرمایه به‌صورت کالاهای سرمایه‌ای است، تا بتوان در آینده امکان بسط و توسعهٔ بخش‌های تولید کالاهای مصرفی را ایجاد کرد (قره‌باغیان، ۱۳۷۱).

برای تبیین رفتار سرمایه‌گذاری، تئوری‌های مختلفی ارائه شده که شامل نظریهٔ سرمایه‌گذاری کلاسیک‌ها، نظریهٔ سرمایه‌گذاری کینز، نظریهٔ سرمایه‌گذاری نئوکلاسیکی، نظریهٔ وجوه داخلی سرمایه‌گذاری، نظریهٔ سرمایه‌گذاری تئوری q توبین، تئوری شتاب سرمایه‌گذاری (اصل شتاب، شتاب کینزی، نظریهٔ شتاب نئوکلاسیکی–کینزی، تعامل ضریب فزآینده–شتاب و نظریهٔ شتاب نئوکلاسیکی) بوده است (رحمانی، ۱۴۰۰). در این مطالعه باتوجه به تمرکز بر تقسیم‌بندی سرمایه‌گذاری به خصوصی و عمومی به بررسی مبانی نظری در این‌خصوص پرداخته شده است.

در نوعی طبقه‌بندی از انواع سرمایه‌گذاری می‌توان به دو نوع سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی اشاره کرد که این‌ها اثراتی بر یک‌دیگر دارند. درخصوص اثر سرمایه‌گذاری دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی سه دیدگاه وجود دارد؛ دیدگاه اول، سرمایه‌گذاری دولت با فراهم کردن زیرساخت‌های لازم، منجر به افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود (Crowding In)؛ دیدگاه دوم، به‌دلیل محدودیت منابع جامعه، افزایش سرمایه‌گذاری دولت منجر به کاهش منابع بخش خصوصی شده و سبب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود (Crowding Out)[2]؛ و دیدگاه سوم، نیز اثر بلندمدت سرمایه‌گذاری دولت را حاصل برآیند دو نیروی مثبت و منفی می‌داند (خان و رینهارت[3]، ۱۹۹۰).

مطالعات متعددی درمورد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی انجام‌شده که اکثر آن‌ها سرمایه‌گذاری دولت در امور مختلف را تفکیک نمی‌کنند و بیشتر به اثر جایگزینی پرداخته‌اند؛ درحالی‌که در سرمایه‌گذاری در بخش‌های زیربنایی دولت (سرمایه‌گذاری عمومی در حمل‌ونقل، مخابرات و آموزش)، بحث جایگزینی، آن‌چنان مطرح نیست و اجزای مختلف سرمایه‌گذاری دولت می‌تواند آثار متفاوتی ایجاد کند. هم‌چنین، ممکن است اثر منفی سرمایه‌گذاری دولت

---

[1]. Nurkse

[2]. برای مطالعهٔ بیشتر به کتاب *اقتصاد کلان* «تیمور رحمانی» جلد اول رجوع شود.

[3]. Khan and Reinhart

در بخشی از اقتصاد، اثر مثبت سرمایه‌گذاری دولت در بخش دیگر را خنثی کند و این‌طور تحلیل شود که سرمایه‌گذاری دولتی باعث خروج بخش خصوصی شده است و یا برعکس باشد (خان و رینهارت، ۱۹۹۰).

از سویی، بخش خصوصی برای دستیابی به هدف تولید مبنی بر حداکثر نمودن سود اقتصادی، از منابع موجود خود مانند کار و سرمایه در سطح بهینه استفاده می‌کند و انتظار می‌رود کارایی عوامل تولید در این بخش، نسبتاً بالاتر باشد. ازسوی دیگر، معمولاً هدف دولت و بخش عمومی حداکثر کردن سود اقتصادی نیست و در بخش‌هایی که بخش خصوصی تمایل به سرمایه‌گذاری ندارد، مانند امور زیربنایی سرمایه‌گذاری می‌کند تا شرایط لازم برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را فراهم آورد؛ بنابراین، معمولاً سرمایه‌گذاری‌های دولت دیربازده و سرمایه‌گذاری‌های خصوصی، زود بازده هستند، پس انتظار بر آن است که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نسبت به بخش عمومی، کارایی بیشتری داشته باشد (خان و رینهارت، ۱۹۹۰).

۲-۱-۲. نااطمینانی و سرمایه‌گذاری

نااطمینانی برای اولین‌بار توسط «فرانک نایت»[1] (۱۹۲۱) مطرح شد[2]. در ادامه اقتصاددانان متعددی، تعاریف مختلفی از نااطمینانی ارائه داده‌اند؛ به‌عنوان مثال، (هابارد[3]، ۲۰۰۷) عدم اطمینان را حالتی تعریف کرده است که در آن دانش فرد یا افراد محدود است و توضیح کامل حالت و یا نتیجه‌ای که به‌دست آمده و یا می‌آید ممکن نیست.

تشخیص تفاوت بین نااطمینانی و نوسان یا بی‌ثباتی در تئوری‌های اقتصادی بااهمیت بوده و تفاوت آن‌ها در کاربرد، قابل تشخیص است. نااطمینانی وضعیتی است که در آن، احتمال وقوع حوادث آتی، غیرقابل تشخیص است. نااطمینانی با حادثهٔ ریسکی متفاوت است. در حادثهٔ ریسکی می‌توان احتمال به‌خصوصی را به وقوع حادثه نسبت داد، در صورتی‌که اگر تغییرات آتی هر متغیر، شامل مجموعه‌ای از تغییرات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده باشد، آنگاه نااطمینانی آن متغیر، شامل تغییرات غیرقابل پیش‌بینی خواهد بود. در بحث نااطمینانی، عاملان اقتصادی، قسمتی از اطلاعات مفید را در اختیار ندارند؛ بنابراین درمورد متغیر موردنظر، یک جزء غیرقابل پیش‌بینی وجود دارد.

در تئوری‌های سنتی سرمایه‌گذاری، یکی از فروض، اخذ تصمیمات سرمایه‌گذاری در محیطی مطمئن و فاقد نااطمینانی بوده است که در آن‌ها دو ویژگی از مخارج سرمایه‌گذاری شامل: برگشت‌ناپذیری سرمایه، و تأخیر در امر سرمایه‌گذاری به‌دلیل انتظار جهت کسب اطلاعات به‌روز درمورد قیمت‌ها، هزینه‌ها و سایر شرایط بازار درنظر گرفته نشده است. قابلیت برگشت‌ناپذیری و انتظار برای اطلاعات جدید، سرمایه‌گذاران خصوصی را به نااطمینانی‌ها درمورد متغیرهای کلان اقتصادی حساس می‌کند. اما بعدها، نااطمینانی نیز در ادبیات سرمایه‌گذاری اهمیت یافت و به آن پرداخته شد (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶)؛ به‌طوری‌که ادبیات سنتی مبتنی‌بر فرض برگشت‌پذیری سرمایه‌گذاری، اثر مثبت نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری را پیشنهاد کرده‌اند؛ با این‌حال، برخی مطالعات نیز، فرض برگشت‌پذیری کامل

---

[1]. Knight

[2]. نایت معتقد است نااطمینانی برخلاف ریسک بوده و نااطمینانی را همان ناتوانی افراد در پیش‌بینی احتمال وقوع حوادث معرفی کرد. برای مطالعهٔ بیشتر به کتاب *ریسک، نااطمینانی و سود* این نویسنده رجوع شود.

[3]. Hubbard

مخارج سرمایه‌گذاری را به چالش کشیده و با به‌کارگیری نظریهٔ ارزش اختیار (هارتمن[۱]، ۱۹۷۲) بر منافع ناشی از کاهش سرمایه‌گذاری در محیط نامطمئن تأکید کرده‌اند (دیکسیت و پیندایک[۲]، ۱۹۹۴).

هم‌چنین، تأثیر شوک‌ها و نااطمینانی‌های کلان بر تصمیمات عوامل اقتصادی خرد توسط «برنانکه»[۳](۱۹۸۳) مطرح شد؛ وی معتقد بود نامشخص بودن روند کلی سیاست‌گذاری و استراتژی‌های اقتصادی کشور، عوامل اقتصادی و فعالان بخش خصوصی را با نااطمینانی‌هایی مواجه خواهد کرد. از طرفی، «بیکر» و همکاران[۴] (۲۰۱۶) معتقد بودند در شرایط نااطمینانی، عوامل اقتصادی در سیاست‌های مخارج–مالیات، قوانین و مقررات، نرخ‌های بهره آینده، و... با نااطمینانی مواجه‌اند و هرگونه اخذ تصمیم در ارتباط با اخراج یا استخدام کارگران، انجام پروژه‌ها ازسوی بنگاه‌ها و دیگر عوامل اقتصادی، پرهزینه بوده و عاملان اقتصادی تصمیمات خود را به‌شرایط باثبات‌تری موکول می‌کنند؛ درواقع، نااطمینانی‌های کلان اقتصادی و نااطمینانی‌های مربوط به سیاست‌گذاری اقتصادی، به‌عنوان عامل اصلی در گسترش رکود و کند شدن بازگشت از رکودهای دوره‌ای محسوب می‌شوند. در این بین چالشی مبنی‌بر این‌که معیار مشخصی از نااطمینانی وجود ندارد توسط «یورادو» و همکاران[۵] (۲۰۱۵) مطرح شد. به عقیدهٔ آن‌ها در مطالعات تجربی، بیشتر جانشین‌ها یا نماگرهایی که از نااطمینانی ارائه شده است، مستقیماً قابل مشاهده بوده‌اند، و مناسب بودن آن‌ها به این امر وابسته است که تا چه اندازه و با چه شدتی با فرآیند تصادفی پنهان نااطمینانی مرتبط هستند.

با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری در اقتصاد کلان، و موضوع نااطمینانی در سرمایه‌گذاری که ناشی از عوامل مختلفی نظیر شوک‌های کلان اقتصادی، وجود اطلاعات نامتقارن و... است؛ مطالعات مختلفی درخصوص تأثیر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری توسط محققین، انجام شده که ازجملهٔ آن‌ها می‌توان به «هویسمن»[۶] و همکاران (۲۰۰۴)، «گویال» و «نتسین»[۷] (۲۰۰۷)، »بویس» و همکاران[۸] (۲۰۰۹)، «کورت» و همکاران[۹] (۲۰۱۰)، هویسمن و کورت (۲۰۱۵)، «تیجسن»[۱۰] (۲۰۱۵)، «هنزل» و «رنگل»[۱۱] (۲۰۱۷)، «آکرون» و همکاران[۱۲] (۲۰۲۰)، «دلانی»[۱۳] (۲۰۲۱)، «فانینام» و همکاران[۱۴] (۲۰۲۳) و «فنگ» و «لین»[۱۵] (۲۰۲۳) اشاره کرد.

با لحاظ شرایط نااطمینانی در نظریه‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری، الگوهای تصادفی در ادبیات اقتصادی پدیدار شدند. این الگوها با درنظر گرفتن هزینه‌های تعدیل توسط «لوکاس» و «پرسکات»[۱۶] (۱۹۷۱)، «هارتمن» (۱۹۷۲)، «پیندایک» (۱۹۸۲) و «ابل»[۱۷] (۱۹۸۳) بسط یافته‌اند. در اکثر این الگوها فرض‌بر خنثی بودن سرمایه‌گذاری نسبت

---

1. Richard Hartman.
2. Dixit and Pindyck.
3. Bernanke
4. Baker et al.
5. Jurado, Ludvigson & Ng
6. Huisman et al.
7. Goyal & Netessine
8. Bouis et al.
9. Kort et al.
10. Thijssen, J.
11. Henzel & Rengel
12. Akron et al.
13. Delaney
14. Faninam et al.
15. Feng & Lin
16. Lucas & Prescott
17. Andrew B. Abel.

به ریسک بوده است و نحوهٔ اثر نااطمینانی، به رابطهٔ بین درآمد انتظاری محصول نهایی سرمایه و متغیرهای نامطمئن مانند قیمت محصول و یا نهاده بستگی دارد. «هارتمن» در حالت گسسته و «ابل» در حالت پیوسته و با لحاظ مدل بازدهی ثابت، سرمایه را تنها عامل ثابت مطرح برای بنگاه رقابتی درنظر گرفته‌اند که به هنگام تغییر قیمت محصول، هزینهٔ تعدیل برای سایر نهاده‌ها وجود ندارد. شوک‌های قیمتی، سبب تغییر ترکیب بهینهٔ سرمایه به‌کار، توسط بنگاه می‌شود و تغییر در درآمد نهایی سرمایه، بیشتر از تغییر قیمت نسبی محصول، خواهد شد. در این‌شرایط، سودآوری نهایی، تابع محدب از قیمت محصول بوده و نااطمینانی، بیشتر از قیمت، سودآوری انتظاری سرمایه را افزایش می‌دهد و سبب افزایش ذخیرهٔ سرمایه مطلوب و در نتیجه سرمایه‌گذاری خواهد شد.

در صورت جایگزینی فرض ریسک‌گریزی با خنثایی نسبت به ریسک، نااطمینانی، اثری مستقل و معکوس بر تصمیمات سرمایه‌گذاری خواهد داشت که سبب افزایش احتمال منفی شدن اثر کلی نااطمینانی خواهد شد. «لی» و «شین»[1] (۲۰۰۰) بر این باور بوده‌اند که با بزرگ‌تر شدن سهم نهاده‌های متغیر از محصول، اثر تحدب تابع سود، قوی‌تر و افزایش سرمایه‌گذاری ناشی از افزایش نااطمینانی، محتمل‌تر خواهد شد؛ هم‌چنین، وجود آثار آستانه‌ای در ارتباط سرمایه‌گذاری و نااطمینانی توسط «سرکار»[2] (۲۰۰۰) مطرح شد؛ به‌گونه‌ای که در سطوح پایین‌تر نااطمینانی، این رابطه، مثبت و در افزایش نااطمینانی به بیش از مقدار بحرانی، رابطهٔ مذکور، منفی می‌شود.

سپس یک مدل انباشت بهینهٔ سرمایه توسط «زییرا»[3] (۱۹۹۰) ارائه شد که در آن سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز در شرایط رقابت کامل، با قیمت‌های نسبی نامطمئن روبه‌رو بوده‌اند و نااطمینانی، اثری نامشخص بر سرمایه‌گذاری دارد؛ به‌طوری‌که ممکن است تحدب تابع سود، موجب افزایش سرمایه‌گذاری شود و یا به‌دلیل ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران، سرمایه‌گذاری کاهش‌یابد. برآیند اثر فوق، بستگی به تقعر تابع مطلوبیت (معرف درجهٔ ریسک‌گریزی)؛ تحدب تابع سود و نحوهٔ توزیع ریسک دارد (داروغه و محمدی، ۱۳۸۴).

۲-۱-۳. معادلات دیفرانسیل تصادفی

تغییرات پیوسته یک متغیر در طول زمان با معادلات دیفرانسیل تصادفی نشان داده می‌شود و معادله‌ای که با رفتار تصادفی ضرایب یک معادلهٔ دیفرانسیل حاصل می‌شود را معادلهٔ دیفرانسیل تصادفی گویند. معادلات دیفرانسیل تصادفی کاربردهای زیادی در علوم مختلف داشته و شبیه‌سازی جواب آن‌ها در تجزیه و تحلیل مدل مورد بررسی بسیار مفید است که باعث استنباط نتایج دقیق و عملی‌تری می‌شود (اکسندال، ۲۰۰۰). چند نمونه از کاربردهای معادلات دیفرانسیل تصادفی در جمعیت‌شناسی (مدل‌های رشد جمعیت)، در ریاضیات مالی و اقتصاد (بازارهای چندسطحی و فرابورس، مدل «بلک–شولز»[4]، اختیار خرید و فروش سهام در بازار بورس، میزان ریسک در قراردادهای تجاری و...)، در زیست‌شناسی و پزشکی (شبکه‌های عصبی، تعداد میکرو ارگانیسم‌ها در یک محیط کشت مایع، انتشار یک ویروس بیماری در فرد آلوده و انتقال به فرد جدید و...)، در فیزیک (واکنش‌های زنجیرهٔ

---

1. Lee & Shin.
2. Sarkar.
3. Ziera.
4. Black, Scholes

هسته‌ای، انتقال گرما، الکترومغناطیس و...) است (عسکری و کریچن[1]، ۲۰۰۸؛ خاشعی و بیجاری[2]، ۲۰۱۱).

معادلهٔ دیفرانسیل تصادفی به بیان ریاضی به‌صورت زیر است:

$$\begin{cases} \dfrac{dX(t)}{dt} = f(t, X(t)), t \in [t_0, T] \\ X(t_0) = X_0 \end{cases} \quad (۱)$$

که در آن X_0 یک متغیر تصادفی بوده (که می‌تواند توزیع اولیهٔ خاصی (مانند نرمال) هم داشته باشد) و مجهول $X(t)$ همانند $f(t, X(t))$ در طرف راست رابطهٔ فوق، فرآیندهای تصادفی تعریف شده روی فضای احتمال (Ω, F, P) هستند (که در آن Ω فضا یا زیر فضا، $\mathcal{F}$ میدان یا حوزهٔ عملیاتی و P تابع اندازه‌گیری یا احتمال است) و ابزاری قدرتمند در مدل‌بندی، مدل‌سازی و نیز شبیه‌سازی مسائل واقعی با عدم قطعیت یا به‌همراه نویز (نوفه) می‌باشند (خاشعی و حاجی‌رحیمی، ۲۰۱۸)[3].

به‌عبارت دیگر، فرمول معادلات دیفرانسیل تصادفی به‌صورت زیر نیز قابل بیان است:

$$\frac{dX_t}{dt} = b(t, X_t) + \sigma(t, X_t) W_t \quad (۲)$$

که در آن $b(t,x)$ و $\sigma(t,x)$ توابعی حقیقی و $W_t = \dfrac{dB_t}{dt}$ فرآیند نوفه سفید یا اغتشاش خالص یک بُعدی است و B_t نیز یک فرآیند حرکت براونی یک بُعدی است.

با انتگرال‌گیری از طرفین معادلهٔ فوق، فرم معادلهٔ انتگرال تصادفی به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$X_t = X_0 + \int_0^t b(s, X_s)\, ds + \int_0^t \sigma(s, X_s)\, dB_s \quad (۳)$$

و فرم دیفرانسیلی آن به شکل زیر است:

$$dX_t = b(t, X_t)dt + \sigma(t, X_t)dB_t \quad (۴)$$

لازم به ذکر است برخی از معادلات دیفرانسیل تصادفی را می‌توان با استفاده از فرمول «ایتو»[4] حل کرد (اکسندال، ۲۰۰۰؛ کوتلنز[5]، ۲۰۰۸).

نکتهٔ قابل‌ذکر در ارتباط با معادلات دیفرانسیل تصادفی آن است که، ضمن درنظر گرفتن ماهیت تصادفی و روند رفتار سری زمانی درون معادله، نیازی به تشخیص اولیهٔ سری زمانی نیست و سری‌های زمانی با هر ماهیتی، قابل پیش‌بینی هستند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۲).

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

«طهماسبی» و «تیموری» (۱۴۰۱)، مطالعهٔ خود را با هدف بررسی چگونگی تحول سبد دارایی‌های افراد با درجات

---

1. Askari & Krichene
2. Khashei & Bijar
3. Khashei & Hajirahimi
4. Ito
5. Kotelenez

متفاوت ریسک‌پذیری در نتیجهٔ تغییر رشد اقتصادی انجام‌دادند. آن‌ها از از داده‌های قیمت ۷ طبقهٔ دارایی از سال ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ برای بررسی چگونگی شکل‌گیری سبد بهینهٔ افراد با درجات متفاوت ریسک‌پذیری استفاده کرده‌اند. ضمن آن‌که با استفاده از مدل میانگین–واریانس (مارکویتز[1])، بازدهی، بازدهی انتظاری، ریسک دارایی‌ها و ضرایب هم‌بستگی بین بازدهی آن‌ها را نیز محاسبه کردند؛ در نتیجه، زمین، سپرده‌های بانکی و ارز، هیچ سهمی از سبد بهینه نداشتند؛ درحالی‌که برای افراد با درجات ریسک‌پذیری پایین، متوسط و بالا بیشترین سهم سبد دارایی در دوره‌های دارای رشد اقتصادی، به‌ترتیب مربوط به اوراق مشارکت، اوراق مشارکت و مسکن و در دوره‌های با رشد اقتصادی پایین، به‌ترتیب مربوط به اوراق مشارکت، اوراق مشارکت و سهام بوده است.

«کرمی اردالی» و همکاران (۱۴۰۲)، پژوهشی را با هدف بررسی تأثیر احتمالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی ایران و استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[2] در دوره‌های فصلی ۱۳۸۹:۱ تا ۱۳۹۹:۴ انجام داده است؛ نتیجه آن بود که سرمایه‌گذاری صندوق‌های سرمایه‌گذاری در بازار اولیه بر تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. این درحالی است که جریان ورودی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بر تولید ناخالص داخلی تأثیر معنی‌داری ندارد. در مقابل، اثر متقابل جریان وجوه صندوق و سرمایه‌گذاری اولیهٔ صندوق بر تولید ناخالص داخلی، تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است. درنهایت مطابق نتایج این مطالعه، صندوق‌های سرمایه‌گذاری ازطریق جذب و تخصیص منابع می‌توانند ضمن کاهش کمبود نقدینگی بخش‌های تولیدی، بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت داشته باشند.

«صفرزاده» (۱۴۰۰)، در مقاله‌ای به‌منظور بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی در ایران در دورهٔ ۱۳۴۹–۱۳۹۸ از مدل تصحیح خطای برداری استفاده کرده است. نتایج، بیانگر تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری‌های دولتی و خصوصی بر تولید بوده است؛ هم‌چنین، وجود تأثیر پیشرانی سرمایه‌گذاری دولتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی را تأیید کرده است.

«بهنامیان» و همکاران (۱۳۹۹)، در بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با استفاده از مدل میانگین‌گیری پویا (DMA)[3] و نیز ۸ متغیر و داده‌های فصلی ۹۷–۱۳۸۰ به این نتیجه دست‌یافته‌اند که احتمال ورود متغیرهای نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، مخارج دولت و تورم در سطح بالا؛ احتمال ورود متغیرهای نقدینگی و تسهیلات بانکی در سطح متوسط و احتمال ورود متغیرهای نرخ بهره و فضای کسب‌وکار در سطح پایین قرار دارد.

«معصوم‌پور سوته» و «خسروتاش» (۱۳۹۸)، با داده‌های روزانهٔ شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ ۱۳۸۷/۰۹/۲۳ تا ۱۳۹۶/۰۹/۲۸ و مدل‌سازی نوسانات شاخص‌های بورس اوراق بهادار با استفاده از معادلهٔ دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین خطی و غیرخطی و ARFIMA[4] این نتیجه را حاصل کرده‌اند که سری زمانی شاخص بورس، رفتار آشوبی داشته و قابل پیش‌بینی است و هم‌چنین معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین غیرخطی، دارای خطای کمتری نسبت به مدل‌های سری زمانی بوده است.

---

1. Markowitz
2. Generalized Method of Moments
3. Dynamic Model Averaging.
4. AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA).

«سهیلی» و همکاران (۱۳۹۷)، به بررسی اثرات سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی بر اشتغال در ۳۰ استان کشور در سال‌های ۹۴-۱۳۸۴ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[1] و در سه مدل مختلف اشتغال بخش خصوصی، دولتی و کل پرداخته‌اند. نتایج مدل اشتغال خصوصی، حاکی از بهبود بازار اشتغال ناشی از افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی بوده است. هم‌چنین در مدل اشتغال عمومی، تأثیر سرمایه‌گذاری عمومی در دورهٔ جاری و گذشته بر اشتغال این بخش، منفی و معنادار بوده است. بررسی هم‌زمان اشتغال بخش خصوصی و عمومی و تأثیر آن بر اشتغال کل نیز، اثر مثبت سرمایه‌گذاری خصوصی و اثر منفی سرمایه‌گذاری عمومی بر اشتغال کل را نشان می‌دهد.

«ورهرامی» و «عبدالهی» (۱۳۹۴)، عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی را با تأکید بر نوسانات حجم واقعی اقتصاد با استفاده از آمار سری زمانی (۸۹-۱۳۴۴) بررسی کرده‌اند. آن‌ها ابتدا با الگوی واریانس ناهم‌سانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته (GARCH)[2] نوسانات مربوط به حجم اقتصاد را به‌دست آورده و سپس مدل را از طریق روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[3] برآورد کرده‌اند؛ درنتیجه، نوسانات تولید کل کشور در بلندمدت و کوتاه‌مدت، تأثیر منفی‌بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته است. بررسی سایر عوامل نیز بیانگر آن است که سرمایه‌گذاری خصوصی با تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ ارز، نرخ سپرده‌های حقیقی بلندمدت و میزان تولید نسبت به ظرفیت به ترتیب دارای رابطهٔ مثبت، منفی، منفی و مثبت بوده است.

«اثنی‌عشری» و همکاران (۱۳۹۲)، به محاسبهٔ نرخ رشد اقتصادی تحت نااطمینانی در بازدهی سرمایه (با حرکت براونی استاندارد) با استفاده از کنترل بهینهٔ تصادفی پرداخته و آن‌را با نرخ رشد اقتصادی معین مقایسه کرده‌اند. آن‌ها هم‌چنین، ضمن شبیه‌سازی تولید ناخالص داخلی با استفاده از مدلی پویا بر پایهٔ معادله دیفرانسیل تصادفی در دورهٔ ۸۹-۱۳۵۳، رابطهٔ بین نااطمینانی بازدهی سرمایه و نرخ رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند و نتیجه آن بوده که رشد اقتصادی ایران با نوسانات بازدهی سرمایه، رابطه‌ای منفی داشته است.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

«فنگ» و «لین» (۲۰۲۳)، در مقالهٔ خود، به ساخت شاخص‌های نااطمینانی اقتصاد کلان براساس توزیع خطاهای پیش‌بینی متغیرهای اصلی اقتصاد کلان برای کشور چین در سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۱م. پرداخته است. این شاخص‌های ایجاد شده به‌طور مؤثری، رکود عمیق و بازگشت اقتصاد در سال ۲۰۲۰ را نشان می‌دهد. هم‌چنین، بین نااطمینانی اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها رابطهٔ منفی وجود داشته است. به‌علاوه، نااطمینانی نزولی، تأثیر منفی بیشتری نسبت به نااطمینانی صعودی دارد.

«فانینام» و همکاران (۲۰۲۳)، در مقاله‌ای به تحلیل تصمیمات سرمایه‌گذاری تحت نااطمینانی در یک بازار سه‌گانه پرداخته‌اند. آن‌ها مدت‌زمان سرمایه‌گذاری و اندازهٔ سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را تحت شرایطی که بنگاه‌ها ساختار هزینهٔ نامتقارن داشته باشد، تعیین کرده‌اند. الگوریتم طراحی‌شده آن‌ها، از روش دوبخشی در چندین مرحله برای حل مدل استفاده می‌کند؛ در نتیجه، در تجزیه و تحلیل انتخاب ظرفیت سرمایه‌گذاری، بنگاهی با کمترین هزینه همیشه ابتدا به بازار سه‌گانه وارد می‌شود.

---

[1]. Generalized Method of Moments (GMM).
[2]. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH).
[3]. Auto Regressive Distributed Lag.

«پاناجیوتیدیس» و «پرینتزیس»[1] (۲۰۲۱)، تأثیر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری را با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۵۰۰۰ شرکت یونانی بررسی کرده‌اند. از طرفی، به‌منظور بررسی ناهمگونی بین بخش‌ها از تخمین کمّی پانل[2] استفاده کرده‌اند. پروکسی نااطمینانی، یک مدل عاملی پویا بوده است؛ نتیجه آن بوده که در سطح کلی، اثر نااطمینانی، منفی است. هم‌چنین، زمانی که نرخ سرمایه‌گذاری شرکت، نسبتاً بالا باشد، این اثر منفی به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد. به‌علاوه، تأثیر منفی نااطمینانی برای شرکت‌های کوچک‌تر، عمیق‌تر است.

«گنی»[3] (۲۰۲۰)، اثرات نااطمینانی‌های نرخ واقعی ارز، تورم و رشد را بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ترکیه تجزیه و تحلیل کرده است. از طرفی، برای اندازه‌گیری نااطمینانی، از مدل GARCH، برای ارزیابی وجود رابطهٔ طولانی‌مدت متغیرها از روش ARDL و برای ارزیابی رابطهٔ پویا، از یک مدل تصحیح خطا (ECM)[4] استفاده کرده است. مطابق نتایج برآورد دینامیک کوتاه‌مدت، هر دو متغیر نااطمینانی‌های تورم و نرخ ارز واقعی، تأثیر منفی قابل‌توجهی بر سرمایه‌گذاری‌ها دارند. درمورد تعادل بلندمدت نیز، نااطمینانی‌های نرخ ارز، تورم و رشد، تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری‌های خصوصی دارند.

«آری» و همکاران[5] (۲۰۱۹)، رابطهٔ غیرخطی بین سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی را برای کشورهای رانتی هیدروکربن محور در کشورهای شورای همکاری خلیج‌فارس در دورهٔ ۲۰۱۵-۱۹۶۰م. مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که وابستگی غیرخطی بین سرمایه‌گذاری‌های دولتی و خصوصی وجود دارد و از این‌رو برای استخراج اطلاعات دقیق از علیت غیرخطی استفاده می‌شود. در این‌راستا، عربستان سعودی و امارات متحدهٔ عربی، نسبت به سایر کشورهای شورای همکاری خلیج‌فارس که دارای علیت دوطرفهٔ غیرخطی بین سرمایه‌گذاری‌های عمومی و خصوصی بوده‌اند، عملکرد بالاتری داشته‌اند.

«عباس» و همکاران[6] (۲۰۱۹)، تأثیر ثبات سیاسی و نااطمینانی اقتصاد کلان بر رفتار سرمایه‌گذاری کل در پاکستان طی دورهٔ ۲۰۱۵-۱۹۶۰م. را با استفاده از روش ARDL برای بررسی رابطهٔ تعادلی بلندمدت و رفتار کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری بررسی کرده‌اند. به‌علاوه، متغیر نااطمینانی اقتصاد کلان از نرخ ارز واقعی و توسط بهترین مدل GARCH محاسبه شده است؛ نتایج، نشان‌دهندهٔ اثرات قوی ثبات سیاسی و نااطمینانی اقتصاد کلان بر فعالیت کلی سرمایه‌گذاری در پاکستان بوده است. با این‌حال، تأثیر مطلوب زیرساخت‌های فیزیکی بر سرمایه‌گذاری تنها در بلندمدت حفظ می‌شود، درحالی‌که تأثیر آن در کوتاه‌مدت، بسیار نامطلوب و ناچیز بوده است. این یافته‌ها از اصل شتاب‌دهندهٔ انعطاف‌پذیر نئوکلاسیک، پشتیبانی کرده و مؤید فرضیهٔ «مک کینون-شاو» در کوتاه‌مدت بوده و با تئوری اقتصادی نیز سازگار بوده است.

«ابیاد» و همکاران[7] (۲۰۱۶)، با استفاده از خطاهای پیش‌بینی سرمایه‌گذاری عمومی برای شناسایی اثر علّیت سرمایه‌گذاری دولت و هم‌چنین شبیه‌سازی مدل، دریافته‌اند که افزایش سرمایه‌گذاری عمومی هم در کوتاه‌مدت و

---

1. Panagiotidis, Theodore., & Printzis, Panagiotis.
2. Panel Quantile Estimation
3. Güney, Pelin Öge.
4. Error Correction Model.
5. Ari, I., Akkas, E., Asutay, M., & Koc, M.
6. Abbas, Ahsan, Ahmed, Eatzaz, & Husain, Fallah.
7. Abiad, A., Furceri, D., & Topalova, P.

هم در بلندمدت، باعث افزایش تولید، ازدحام در سرمایه‌گذاری خصوصی و کاهش بیکاری می‌شود. سرمایه‌گذاری عمومی هم‌چنین در شرایط افزایش تولید در کشورهایی با کارایی سرمایه‌گذاری عمومی بالاتر و در زمان انجام تأمین مالی از طریق صدور بدهی، مؤثرتر بوده است.

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد موضوع نااطمینانی سرمایه‌گذاری به تفکیک سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی در هیچ مطالعهٔ داخلی بررسی نشده است. هم‌چنین، شبیه‌سازی نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی با استفاده از روش معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک در مطالعهٔ دیگری انجام نشده که این از نوآوری‌های تحقیق حاضر است. یکی دیگر از تفاوت‌های مطالعهٔ حاضر با سایر مطالعات، استفاده از معیار واریانس و انحراف معیار متغیر با زمان برای شبیه‌سازی متغیرهای نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی است؛ درحالی‌که در سایر مطالعات از انحراف معیار به‌عنوان معیار نااطمینانی استفاده می‌شود. از طرفی، پایگاه داده‌ای برای ارائه سری زمانی چنین متغیرهایی وجود نداشته و این مطالعه به تولید سری زمانی برای متغیرهای نااطمینانی مذکور پرداخته است. سری‌های زمانی تولید شده در این مطالعه می‌تواند در مطالعات بعدی مورداستفاده قرار بگیرد و از محدودیت‌های آن تحقیقات بکاهد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

نوع مطالعهٔ حاضر به لحاظ هدف، کاربردی بوده که با روش‌های تحلیل اسنادی، فراتحلیل (بررسی آمار و ارقام) و به‌صورت کمّی (مدل ریاضی) انجام شده است. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولتی و خصوصی در بازهٔ زمانی ۱۴۰۰-۱۳۴۰هش. بوده که آمار آن‌ها از سایت بانک مرکزی استخراج شده است؛ از طرفی، به‌منظور جمع‌بندی و خلاصه‌سازی داده‌ها از نرم‌افزار Excel 2019 و جهت شبیه‌سازی متغیرهای نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی با روش معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک، از نرم‌افزار MATLAB 2017 استفاده شده است.

۳-۱. معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک

مدل واسیچک یک مدل ریاضی است که تکامل نرخ بهره را در امور مالی، توصیف می‌کند. مدل واسیچک یک نوع مدل نرخ کوتاه‌مدت تک‌عاملی است؛ زیرا تغییرات نرخ بهره را تنها توسط یک منبع ریسک بازار توصیف می‌کند. این مدل را می‌توان در ارزیابی مشتقات نرخ بهره استفاده کرد و هم‌چنین برای بازارهای اعتباری تطبیق داد. این مدل در سال ۱۹۷۷م. توسط «اولدریخ واسیچک»[1] معرفی شد که می‌تواند به‌عنوان یک مدل سرمایه‌گذاری تصادفی درنظر گرفته شود. مدل اولیهٔ وی به‌صورت زیر بوده است:

$$dx(t)=(\mu-\alpha x(t))dt+\sigma dw_t \qquad (۵)$$

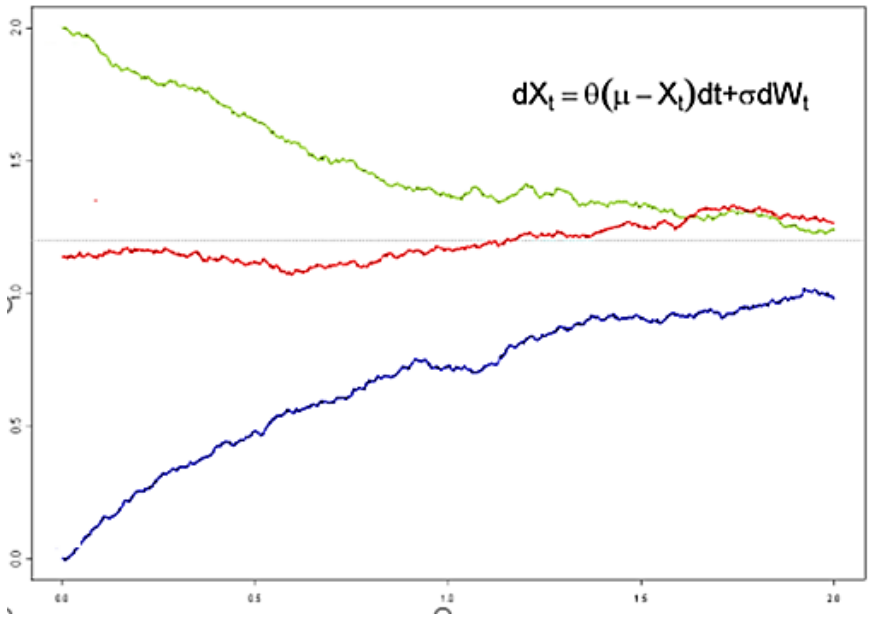
بعدها به‌دلیل کندی و یا تندی رسیدن به میانگین، مدل واسیچک به‌صورت زیر اصلاح گردید. این مدل مشخص می‌کند که نرخ بهرهٔ لحظه‌ای از معادلهٔ دیفرانسیل تصادفی زیر پیروی می‌کند:

[1]. Oldřich Vašíček

$$dx(t)= \theta(\mu-x(t))dt+\sigma dw_t \qquad (۶)$$

در معادلهٔ فوق، $x(t)$ متغیر تصادفی؛ θ نرخ یا سرعت نزدیک شدن پاسخ شبیه‌سازی به میانگین بلندمدت؛ μ میانگین بلندمدت؛ σ انحراف معیار (نوسانات لحظه‌ای)، دامنهٔ تصادفی وارد شده به سیستم را لحظه‌به‌لحظه اندازه‌گیری می‌کند؛ و هرچه‌قدر سیگما بالاتر باشد به‌معنای تصادفی بودن بیشتر است؛ به‌عبارت دیگر، پارامتر انحراف استاندارد، نوسانات نرخ بهره را تعیین می‌کند و به‌نوعی دامنهٔ جریان تصادفی آنی را مشخص می‌کند؛ W_t یک فرآیند وینر تحت چارچوب ریسک خنثی است که عامل ریسک تصادفی بازار را مدل‌سازی می‌کند؛ به‌طوری‌که جریان پیوستهٔ تصادفی به سیستم را مدل می‌کند. این معادله حرکتی است که با گذشت زمان به میانگین مقدار متغیر تصادفی نزدیک می‌شود (واسیچک، ۱۹۷۷).

نمودار زیر روند کلی معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: روند کلی معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک (منبع: اقتباس از: متکی و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

Graph. 1: The General Trend of Vasicek'S Mean Reverting Stochastic Differential Equation (Source: Adapted from: Mataki et al)

همان‌طورکه در نمودار فوق مشاهده می‌شود، اگر مقادیر اولیهٔ هر متغیر مفروضی کوچک‌تر از میانگین بلندمدت آن متغیر باشد، روند آبی نمودار فوق به‌وقوع می‌پیوندند؛ و متغیر برای نزدیک شدن به میانگین بلندمدت، درحال افزایش است. درصورتی‌که مقادیر اولیهٔ متغیر مورد بررسی بزرگ‌تر از میانگین بلندمدت آن متغیر باشد، روند سبز نمودار فوق به‌وقوع می‌پیوندند و متغیر برای نزدیک شدن به میانگین بلندمدت درحال کاهش است. در حالت سوم نیز، اگر مقادیر اولیهٔ هر متغیر مفروضی در محدودهٔ میانگین بلندمدت آن متغیر باشد روند میانی در روندهای فوق به‌وقوع

[1]. Mottaki, Zahir, Khosrowtash, Masoud, & Mirzaei, Sobhan.

می‌پیوندند. حال می‌توان بسته به نیاز و زمان در دسترس، نرخ θ را برای دستیابی سریع‌تر پاسخ شبیه‌سازی شده نزدیک به میانگین بلندمدت، تعیین کرد؛ درواقع این نرخ تعیین می‌کند که با چه سرعتی پاسخ شبیه‌سازی شده نزدیک به میانگین بلندمدت به‌دست می‌آید.

به‌صورت کلی می‌توان گفت این شکل به این‌صورت معنی می‌شود که فارغ از انتخاب مقدار اولیهٔ متغیر مورد بررسی، فرآیند رفته‌رفته به میانگین بلندمدت میل می‌کند.

نهایتاً دلایل استفاده از مدل بازگشت به میانگین واسیچک برای محاسبهٔ نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی در این مطالعه عبارتنداز:

- رفتار داده‌ها که در بلندمدت، از الگوی بازگشت به میانگین پیروی می‌کنند و این مورد به کمک میانگین‌های متحرک قابل مشاهده است.
- مدل رفتاری شبیه‌سازی واسیچک برای سیستم‌های سادهٔ نوسانی که یک جزء نوسانی دارند مناسب است؛ زیرا در این مدل‌ها یک پارامتر نوسانی قابل شناسایی وجود دارد.
- نوسانات میزان سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی، ناشی از اختلاف آن‌ها با میانگین خود داده‌ها است و تابع عامل بیرونی نیست.
- ازآنجاکه میزان نوسانات برای داده‌های ثابت مقدار بررسی می‌شود؛ بنابراین استفاده از مدل‌های شبیه‌سازی مانند کاکس، اینگر، سول، و راس، به‌صورت یا فوکر پلانک و یا... که نوسانات، با افزایش خود مقدار تابع، کم و زیاد می‌شود و به‌عبارتی خود نوسانات نیز دچار نوسان است و با خود تابع در ارتباط است، مناسب نیست؛ چراکه این ویژگی، منجر به پیچیدگی توابع می‌شود و تأثیر قابل‌توجهی نیز در کارایی ندارد.

$$dr_t = (\theta - \alpha r_t)\, dt + \sqrt{r_t}\, \sigma dw_t \qquad (۱۹۸۵) \text{ مدل شبیه‌سازی کاکس، اینگر، سول، راس} \qquad (۷)$$

هم‌چنین، برای مدل دو عاملی شوارتز[1] به‌علت این‌که یک عامل نوسانی بیشتر وجود ندارد، مناسب نیست.

$$\begin{aligned} dS/S &= (r - y)\, dt + \sigma\, dw \\ dy &= \alpha\, (\theta - y)\, dt + \epsilon\, dZ \\ dW\, dZ &= \rho\, dt \end{aligned} \qquad (۱۹۹۷) \text{ مدل شبیه‌سازی شوارتز} \qquad (۸)$$

به‌عبارت دیگر، در مدل‌هایی که رشد نوسانات وجود دارد، مدل‌های فوق‌الذکر یا مدل‌های درجات بالاتر مناسب‌تر هستند. اما در این پژوهش، اطلاعات از پیش معلوم و ثابت هستند که نرخ نوسانات کاملاً قابل محاسبه و ثابت است و از این‌رو، در این سیستم به شبیه‌سازی آن‌ها پرداخته‌ایم.

در آخر این‌که مدل واسیچک با توجه به اثبات فرمول‌هایش به روش تحلیلی، قابلیت کنترل واریانس را دارد و می‌تواند نسبت به سایر روش‌های شبیه‌سازی، شبیه‌سازی مؤثرتر و کمّی ساده‌تری را انجام دهد. یکی از این قابلیت‌های کنترلی، سرعت یا نرخ گرایش به میانگین است که در شبیه‌سازی داده‌های بلندمدت، به برنامه‌نویسی و شبیه‌سازی کمک می‌کند.

[1]. Schwartz (1997) – Commodity models.

۳-۲. مراحل اجرای روش

با توجه به مدل ریاضی مدل واسیچک که به‌صورت زیر است:

$$dx(t) = \theta(\mu - x(t))dt + \sigma dw_t \qquad (۹)$$

این مدل به‌همین صورت، قابل استفاده در برنامهٔ MATLAB نیست و برای پیاده‌سازی آن، باید به دو نکته توجه کرد: الف) هر بار شبیه‌سازی، نتیجه متفاوتی ارائه خواهد داد؛ چراکه با فضای تصادفی و متغیرهای تصادفی روبه‌رو هستیم؛ ب) برای وارد کردن اطلاعات به برنامه‌نویسی، ابتدا باید گسسته‌سازی و روش عددی حل، برای آن تعیین کرد. روش عددی حل مورداستفاده در این بخش، مبتنی‌بر گسسته‌سازی اویلر–مارویاما[1] است.

در روش عددی حل در صورت وجود یک سری زمانی با حجم N، با تعریف $x(t_k) = x_k$ برای $k = 0,1,2,3,\ldots,N-1$، صورت گسسته–زمان معادلهٔ دیفرانسیل تصادفی براساس روش اویلر–مارویاما به‌شکل زیر بیان می‌شود:

$$x(t_k) = x(t_{k-1}) + f(t_{k-1}, x(t_{k-1}))\Delta t + g(t_{k-1}, x(t_{k-1}))\sqrt{\Delta t}\ \eta_k \qquad (۱۰)$$

روش عددی گسسته‌سازی اویلر–مارویاما، اطلاعات را به‌صورت بردارهایی درمی‌آورد و آن‌ها را مرتباً در شبیه‌سازی به‌روزرسانی می‌کند تا بهترین جواب ممکن را با محدودیت زمان، ارائه دهد. از طرفی، به‌دلیل آن‌که معادلات دیفرانسیل تصادفی، می‌تواند میلیاردها شبیه‌سازی متفاوت ارائه دهد و بی‌نهایت زمان لازم است تا جواب نهایی حاصل شود و در هیچ تحقیقی این زمان وجود ندارد؛ بنابراین در این پژوهش، محدودهٔ شبیه‌سازی را یک میلیون‌بار انتخاب کرده تا بتوان سریع‌تر به جواب رسید. در اینجا بعد از انجام شبیه‌سازی، θ نرخ یا سرعت نزدیک شدن پاسخ شبیه‌سازی به میانگین بلندمدت (ضریب سرعت‌دهندهٔ میل به میانگین) ۰.۵ تعیین شده است تا سیر حرکت داده‌ها به‌سمت میانگین، متناسب باشد؛ درواقع، با توجه به محدودیت زمانی، حدود یک میلیون‌بار برنامه اجرا می‌شود و درنهایت، نتایج مناسبی ارائه خواهد داد. مناسب بودن نتایج به این معنی است که نتایج شبیه‌سازی به میانگین بلندمدت نزدیک شوند.

گسسته‌سازی به این‌صورت انجام می‌شود:

- از آنجا که $dx(t)$ متغیر زمان پیوسته است به $\Delta x(n)$ تبدیل می‌شود.
- $x(t)$ به‌صورت $x(n)$ درمی‌آید که در آن n شمارندهٔ لحظهٔ فعلی محاسبه است.
- dw_t به $\Delta w(n)$ تبدیل می‌شود، سپس خواهیم داشت:

$$dx(t) = \theta(\mu - x(t))dt + \sigma dw_t \qquad (۱۱)$$

که پس از گسسته‌سازی به فرمول زیر تبدیل می‌شود:

$$\Delta x(n) = \theta(\mu - x(n))\Delta + \sigma\Delta w(n) \qquad (۱۲)$$

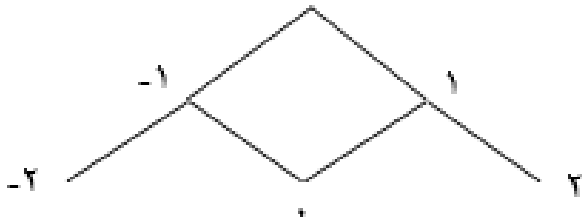
حال Δ را حدفاصل زمانی کوچکی تعیین می‌کنیم که به نوع داده‌های خام و دقت شبیه‌سازی بستگی دارد و از آنجا که تعیین این مقدار به‌صورت تجربی است؛ لازم است چندبار شبیه‌سازی انجام شود تا نتیجهٔ مناسب به‌دست آید.

1. Euler–Maruyama method.

سپس برای آنکه قابل برنامه‌نویسی باشد $\Delta x(n)$ را به صورت $x(n+1)-x(n)$ تعریف می‌کنیم؛ درنتیجه خواهیم داشت:

$$x(n+1)-x(n)=\theta\big(\mu-x(n)\big)\Delta+\sigma\sqrt{\Delta}\,.\,Rand\,(0,1) \qquad (۱۳)$$

همان‌طورکه مشاهده می‌شود dw_t به $\sqrt{\Delta}$ .Rand(0,1) تبدیل شده که علت آن به گام تصادفی[1] مرتبط است. اگر شکل فرضی زیر را برای دو گام تصادفی درنظر بگیریم:



شکل ۱: گام تصادفی

Fig. 1: Random Walk

با ادامهٔ مسیر و گام‌های بیشتر می‌توان فرمول میانگین گام تصادفی را به‌صورت زیر ارائه کرد:

$$\mu=\frac{\pm1\ \pm1\ \pm1\ \pm1\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\pm1}{n} \qquad (۱۴)$$

آن‌گاه پاسخ میانگین فوق براساس قانون اعداد بزرگ[2] به‌سمت صفر میل می‌کند.

این درحالی است که واریانس گام تصادفی به‌صورت زیر است:

$$\sigma^2=\frac{\Sigma(x_i-\bar{x})^2}{n}=\frac{\Sigma(x_i-0)^2}{n}=\frac{\Sigma(x_i)^2}{n}=\frac{\Sigma(\pm1)^2}{n}=\frac{+1+1+1+\cdots+1}{n}=\frac{n}{n}=1 \qquad (۱۵)$$

بر این‌اساس، از آنجا که انحراف معیار، جذر واریانس است، انحراف معیار گام تصادفی نیز، یک خواهد بود. اما در زمانی‌که حرکت با گام بسیار کوچک انجام شود $\sigma^2=\Delta t$ است و انحراف معیار نیز $\sigma=\sqrt{\Delta t}$ می‌شود؛ حال برای آن‌که بتوان، تصادفی بودن آن را رعایت کرد، باید آن را در عدد تصادفی (شانسی) $Rand\,(0,1)$ ضرب کرد.

بنابراین، بردار ورودی و خروجی در نرم‌افزار MATLAB براساس فرمول (۱۶) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$x(n+1)=x(n)(1-\theta\Delta)+\theta\mu\Delta+\sigma\sqrt{\Delta}\,.\,Rand\,(0,1) \qquad (۱۶)$$

این بردار، هر بار به‌وسیلهٔ یک حلقهٔ for از ابتدا یعنی $X_1(1)$ که اولین داده تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص واقعی بخش خصوصی و دولتی است؛ به‌صورت شبیه‌سازی فوق‌الذکر، پرمی‌گردد. در انتها جواب این بردار، در

[1]. Random Walk.
[2]. Strong Law of Large Number (SLLN).

حافظهٔ موقت نگه‌داری می‌شود تا بتوان در شبیه‌سازی میانگین و انحراف معیار نهایی از آن استفاده کرد.

فرآیند شبیه‌سازی واریانس و بردارهای آن در جدول زیر قابل مشاهده است:

جدول ۱: فرآیند شبیه‌سازی واریانس‌های سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی و بردارهای آن

Tab. 1: The Process of Simulating Private and Public Investment Variances and their Vectors

شرح	واریانس شبیه‌سازی سال اول	واریانس شبیه‌سازی سال دوم	واریانس شبیه‌سازی سال سوم	.....	.....	.....	واریانس شبیه‌سازی سال ۶۱ام
اولین بردار	$\sigma_1^2\ (1)$	$\sigma_1^2\ (2)$	$\sigma_1^2\ (3)$	.....	.....	.....	$\sigma_1^2\ (61)$
اولین بردار شبیه‌سازی	$\sigma_2^2\ (1)$	$\sigma_2^2\ (2)$	$\sigma_2^2\ (3)$	.....	.....	.....	$\sigma_2^2\ (61)$
دومین بردار شبیه‌سازی	$\sigma_3^2(1)$	$\sigma_3^2(2)$	$\sigma_3^2(3)$	.....	.....	.....	$\sigma_3^2(61)$
.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....
.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....
بردار یک میلیون‌ام شبیه‌سازی	$\sigma_{1000000}^2(1)$	$\sigma_{1000000}^2(2)$	$\sigma_{1000000}^2(3)$	.....	.....	.....	$\sigma_{1000000}^2(61)$
میانگین شبیه‌سازی‌ها	$\boldsymbol{\sigma_{Avg}^2(1)}$	$\boldsymbol{\sigma_{Avg}^2(2)}$	$\boldsymbol{\sigma_{Avg}^2(3)}$	.....	.....	.....	$\boldsymbol{\sigma_{Avg}^2(61)}$

منبع: یافته‌های تحقیق.

در سطر اول جدول فوق، واریانس متغیر با زمان داده‌های واقعی را قرار می‌دهیم؛ یعنی به‌جای اولین بردار (σ_1^2)، واریانس متغیر با زمان خود داده‌های واقعی قرار می‌گیرد که در آن، $\sigma_1^2(1)$ واریانس اولین داده واقعی است که حاصل آن صفر است (تنها در اولین بردار)؛ $\sigma_1^2(2)$ تا $\sigma_1^2(61)$ واریانس متغیر با زمان خود داده‌های واقعی سال دوم تا سال شصت و یکم هستند (در اولین بردار) که نحوهٔ محاسبهٔ آن‌ها در جدول ۲ ارائه شده است. پس از محاسبهٔ اولین بردار (σ_1^2)، آن را در حافظه نگه‌داشته و حال دوباره فرآیند شبیه‌سازی را از ابتدا اجرا می‌گردد. در اینجا نیز، شبیه‌سازی درون هر بردار، به‌ترتیب از اولین داده تا شصت و یکمین داده انجام می‌شود.

در اولین بردار شبیه‌سازی، $\sigma_2^2(1)$ اولین شبیه‌سازی از واریانس داده سال اول است، $\sigma_2^2(2)$ اولین شبیه‌سازی از واریانس داده سال دوم است، $\sigma_2^2(3)$ اولین شبیه‌سازی از واریانس داده سال سوم است و... و درنهایت $\sigma_2^2(61)$ اولین شبیه‌سازی از واریانس داده سال شصت و یکم است؛ که همگی، داده‌های شبیه‌سازی شده واریانس مربوط به اولین بردار شبیه‌سازی (σ_2^2) را تشکیل می‌دهند؛ چراکه بردار اول، مربوط به واریانس‌های متغیر با زمان خود داده‌های واقعی بوده و نه شبیه‌سازی آن‌ها و بردار (σ_2^2) درواقع، اولین بردار شبیه‌سازی شده از واریانس داده‌های واقعی است. پس از محاسبهٔ بردار (σ_2^2) آن را در حافظه نگه‌داشته و حال دوباره فرآیند شبیه‌سازی از ابتدا اجرا می‌شوند.

این فرآیند تا یک‌میلیون بار انجام شده و درنتیجه، یک میلیون بردار شبیه‌سازی شده واریانس حاصل خواهد شد. حال بالحاظ دستور میانگین در نرم‌افزار MATLAB از این یک‌میلیون شبیه‌سازی واریانس، به‌صورت ستونی، میانگین می‌گیریم. درنهایت بردار زیر حاصل خواهد شد:

$$(\sigma^2_{Avg}(1), \sigma^2_{Avg}(2), \sigma^2_{Avg}(3), \ldots\ldots\ldots\ldots, \sigma^2_{Avg}(61)) \quad (۱۷)$$

این بردار، واریانسی از اثر یک‌میلیون شبیه‌سازی را ارائه می‌دهد که به‌عنوان تخمین مناسبی از داده‌های اصلی می‌تواند استفاده شود.

در مرحلهٔ آخر با اعمال دستور جذر از واریانس در نرم‌افزار MATLAB، انحراف معیارها یا همان نااطمینانی‌های شبیه‌سازی شده سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی، مطابق بردار زیر حاصل خواهد شد.

$$(\sigma_{Avg}(1), \sigma_{Avg}(2), \sigma_{Avg}(3), \ldots\ldots\ldots\ldots, \sigma_{Avg}(61)) \quad (۱۸)$$

مطابق فرآیند فوق، نااطمینانی‌های متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی برمبنای روش معادلات دیفرانسیل تصادفی واسیچک پس از یک میلیون شبیه‌سازی به‌دست می‌آیند.

در این مرحله با اتمام فرآیندهای شبیه‌سازی، مدل تصادفی برمبنای واسیچک برای دو متغیر نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی در دورهٔ مورد بررسی نیز به‌صورت زیر استخراج می‌شود.

$$dx(t) = 0.5(\mu_i - x(t))dt + \sigma_i dw_t \quad (۱۹)$$

در فرمول فوق، μ_i میانگین به‌دست آمده از هر شبیه‌سازی؛ σ_i انحراف معیار به‌دست آمده از هر شبیه‌سازی و ضریب سرعت‌دهندهٔ میل به میانگین هم ۰.۵ است.

جدول زیر نیز روش ریاضی معیار محاسبهٔ اولین بردار مربوط به واریانس در فرآیند شبیه‌سازی را نشان می‌دهد.

جدول ۲: نحوهٔ محاسبهٔ اولین بردار واریانس در فرآیند شبیه‌سازی

Tab. 2: Method of Calculating the First Variance Vector in the Simulation Process

T زمان	X_i داده	میانگین متغیر با زمان $\bar{X}_{Tn}$	واریانس متغیر با زمان σ^2_{Tn}	انحراف معیار $\sigma = \sqrt{\sigma^2_{Tn}}$ متغیر با زمان
T_1 = ۱۳۴۰	X_1	$\bar{X}_{T1} = \bar{X}_{1340} = \frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n}(X_i) = \frac{1}{1}\sum_{i=0}^{1}(X_i) = \bar{X}_1$	$\sigma^2_{T1} = \sigma^2_{1340} = \frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n}(X_i - \bar{X}_i)^2 = \frac{1}{1}\sum_{i=0}^{1}(X_i - \bar{X}_i)^2 = 0$	$\sigma_{Tn} = \sigma_{T1} = \sigma_{1340} = \sqrt{\sigma^2_{T1}} = \sqrt{\sigma^2_{1340}}$
T_2 = ۱۳۴۱	X_2	$\bar{X}_{T2} = \bar{X}_{1341} = \frac{1}{2}\sum_{i=0}^{2}(X_i) = \bar{X}_2$	$\sigma^2_{T2} = \sigma^2_{1341} = \frac{1}{2}\sum_{i=0}^{2}(X_i - \bar{X}_i)^2$	$\sigma_{T2} = \sigma_{1341} = \sqrt{\sigma^2_{T2}} = \sqrt{\sigma^2_{1341}}$
.....	.....	.....	.....	.....
.....	.....	.....	.....	.....

$T_n = ۱۴۰۰$	$X_n = X_{61}$	$\bar{X}_{Tn} = \bar{X}_{T61} = \bar{X}_{1400} = \frac{1}{61}\sum_{i=0}^{61}(X_i) = \bar{X}_{61}$	$\sigma^2_{Tn} = \sigma^2_{T61} = \sigma^2_{1400} = \frac{1}{61}\sum_{i=0}^{61}(X_i - \bar{X}_i)^2$	$\sigma_{T61} = \sigma_{1400} = \sqrt{\sigma^2_{T61}} = \sqrt{\sigma^2_{1400}}$

منبع: یافته‌های تحقیق.

روش ریاضی معیار محاسبهٔ میانگین متغیر با زمان داده‌های واقعی و واریانس متغیر با زمان داده‌های واقعی (اولین بردار σ_1^2 مربوط به فرآیند شبیه‌سازی واریانس‌های سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی)، در جدول فوق ارائه شده است؛ یعنی، اعداد ستون واریانس از جدول مذکور، اولین بردار از فرآیند شبیه‌سازی واریانس‌های سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی را تشکیل می‌دهند. از طرفی، واریانس دورهٔ زمانی اول، صفر؛ واریانس دورهٔ زمانی دوم، واریانس داده‌های اول و دوم؛ واریانس دورهٔ زمانی سوم، واریانس داده‌های اول تا سوم؛ و همین‌طور واریانس دورهٔ زمانی nام، واریانس داده‌های اول تا nام است.

٤. یافته‌های پژوهش

٤-١. شبیه‌سازی متغیرهای نااطمینانی سرمایه‌گذاری ناخالص واقعی بخش خصوصی و دولتی با استفاده از روش معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک

از آنجا که سرمایه‌گذاری، یکی از مؤلفه‌های اصلی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، اشتغال، تابع تولید و... است، هرگونه اختلال و نااطمینانی در روند سرمایه‌گذاری، منجر به لطمه دیدن رشد اقتصادی و اشتغال خواهد شد. به این‌منظور، در این مطالعه، با توجه به تفکیک سرمایه‌گذاری به دو بخش خصوصی و دولتی، متغیرهای نااطمینانی سرمایه‌گذاری ناخالص واقعی بخش دولتی و نیز نااطمینانی سرمایه‌گذاری ناخالص واقعی بخش خصوصی براساس سال‌های پایهٔ ۱۳۹۰ و ۱۳۷۶ از روش معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک شبیه‌سازی شده و اعداد آن به‌ترتیب در جداول زیر ارائه شده است.

جدول ۳: نااطمینانی‌های شبیه‌سازی شده متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر مبنای معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک (سال پایهٔ ۱۳۹۰).

Tab. 3: Simulated Uncertainties of Private and Government Investment Variables Based on Vasicek'S Mean Reverting Stochastic Differential Equation (Base Year 2011).

سال	نااطمینانی سرمایه‌گذاری دولتی	نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی	سال	نااطمینانی سرمایه‌گذاری دولتی	نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی	سال	نااطمینانی سرمایه‌گذاری دولتی	نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی
۱۳۴۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۱۳۶۱	۱۴۴.۵۹	۱۸۱.۵۱	۱۳۸۲	۱۱۶۶۶	۱۵۶.۸۲
۱۳۴۱	۲۵.۷۴	۳۵.۵۵	۱۳۶۲	۱۴۲.۵۲	۱۸۲.۲۱	۱۳۸۳	۱۱۷.۵۹	۱۶۳۶۶
۱۳۴۲	۳۴.۱۸	۳۱.۹۲	۱۳۶۳	۱۳۹.۷۷	۱۸۱.۹۵	۱۳۸۴	۱۱۹.۹۱	۱۶۸.۶۱

۱۳۴۳	۳۰.۱۳	۵۷.۵۸	۱۳۶۴	۱۳۷.۰۰	۱۷۹.۰۳	۱۳۸۵	۱۲۲.۱۹	۱۷۱.۷۵
۱۳۴۴	۵۶.۵۴	۷۶.۳۶	۱۳۶۵	۱۳۴.۵۶	۱۷۵.۵۵	۱۳۸۶	۱۲۳.۷۳	۱۷۸.۳۶
۱۳۴۵	۵۶.۷۹	۸۱.۵۰	۱۳۶۶	۱۳۲.۰۵	۱۷۲.۳۰	۱۳۸۷	۱۲۶.۳۱	۱۸۶.۰۷
۱۳۴۶	۶۳.۵۴	۹۱.۴۶	۱۳۶۷	۱۲۹.۹۱	۱۶۹.۲۱	۱۳۸۸	۱۲۸.۱۵	۱۹۲.۶۹
۱۳۴۷	۷۵.۱۰	۹۳.۲۸	۱۳۶۸	۱۲۷.۹۴	۱۶۶.۲۹	۱۳۸۹	۱۲۹.۲۸	۱۹۹.۲۵
۱۳۴۸	۸۱.۹۸	۹۳.۷۸	۱۳۶۹	۱۲۵.۷۹	۱۶۳.۵۲	۱۳۹۰	۱۳۰.۸۴	۲۰۵.۲۲
۱۳۴۹	۸۴.۹۹	۹۹.۷۶	۱۳۷۰	۱۲۳.۷۵	۱۶۳.۴۸	۱۳۹۱	۱۲۹.۹۵	۲۰۷.۵۹
۱۳۵۰	۸۹.۲۳	۱۱۰.۱۶	۱۳۷۱	۱۲۲.۰۲	۱۶۲.۱۴	۱۳۹۲	۱۲۸.۹۵	۲۰۸.۵۴
۱۳۵۱	۹۰.۰۶	۱۲۸.۴۰	۱۳۷۲	۱۲۲.۰۹	۱۵۹.۶۷	۱۳۹۳	۱۲۸.۶۱	۲۰۹.۵۳
۱۳۵۲	۹۴.۸۰	۱۳۸.۵۱	۱۳۷۳	۱۲۱.۲۷	۱۵۷.۴۸	۱۳۹۴	۱۲۸.۰۰	۲۰۹.۱۳
۱۳۵۳	۱۰۸.۳۱	۱۴۵.۶۱	۱۳۷۴	۱۲۰.۱۰	۱۵۵.۲۹	۱۳۹۵	۱۲۷.۸۴	۲۰۸.۱۱
۱۳۵۴	۱۱۶.۱۴	۱۷۵.۴۵	۱۳۷۵	۱۱۹.۳۳	۱۵۳.۲۷	۱۳۹۶	۱۲۷.۶۷	۲۰۷.۱۶
۱۳۵۵	۱۳۸.۸۶	۱۹۹.۸۰	۱۳۷۶	۱۱۸.۲۴	۱۵۱.۹۵	۱۳۹۷	۱۲۶.۷۳	۲۰۵.۹۵
۱۳۵۶	۱۴۴.۰۴	۲۰۵.۰۷	۱۳۷۷	۱۱۷.۰۸	۱۵۱.۰۰	۱۳۹۸	۱۲۵.۶۶	۲۰۴.۷۶
۱۳۵۷	۱۵۶.۲۶	۱۹۹.۶۶	۱۳۷۸	۱۱۶.۴۸	۱۵۰.۰۵	۱۳۹۹	۱۲۴.۷۰	۲۰۳.۹۶
۱۳۵۸	۱۵۳.۲۲	۱۹۴.۴۸	۱۳۷۹	۱۱۵.۷۷	۱۴۹.۵۶	۱۴۰۰	۱۲۳.۷۰	۲۰۲.۷۳
۱۳۵۹	۱۴۹.۷۹	۱۹۰.۱۶	۱۳۸۰	۱۱۵.۲۲	۱۵۰.۵۹			
۱۳۶۰	۱۴۶.۵۰	۱۸۵.۷۵	۱۳۸۱	۱۱۵.۵۶	۱۵۳.۰۵			

منبع: یافته‌های تحقیق.

جدول ٤: نااطمینانی‌های شبیه‌سازی شده متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی برمبنای معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک (سال پایهٔ ۱۳۷٦).

Tab. 4: Simulated Uncertainties of Private and Government Investment Variables Based on Vasicek'S Mean Reverting Stochastic Differential Equation (Base Year 1997).

سال	نااطمینانی سرمایه‌گذاری دولتی	نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی	سال	نااطمینانی سرمایه‌گذاری دولتی	نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی	سال	نااطمینانی سرمایه‌گذاری دولتی	نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی
۱۳۴۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۱۳۶۱	۵۴.۱۰	۶۵.۴۴	۱۳۸۲	۴۳.۶۵	۵۶.۵۴
۱۳۴۱	۹.۶۳	۱۲.۸۲	۱۳۶۲	۵۳.۳۲	۶۵.۷۰	۱۳۸۳	۴۳.۹۵	۵۸.۵۴
۱۳۴۲	۱۲.۷۹	۱۱.۵۱	۱۳۶۳	۵۲.۳۰	۶۵.۶۰	۱۳۸۴	۴۴.۹۰	۶۰.۳۳
۱۳۴۳	۱۱.۲۷	۲۰.۷۶	۱۳۶۴	۵۱.۲۶	۶۴.۵۵	۱۳۸۵	۴۵.۹۱	۶۱.۸۲
۱۳۴۴	۲۱.۱۶	۲۷.۵۳	۱۳۶۵	۵۰.۳۵	۶۳.۳۰	۱۳۸۶	۴۶.۷۶	۶۳.۶۵
۱۳۴۵	۲۱.۲۵	۲۹.۳۹	۱۳۶۶	۴۹.۴۱	۶۲.۱۲	۱۳۸۷	۴۷.۷۹	۶۶.۳۴
۱۳۴۶	۲۳.۷۷	۳۲.۹۸	۱۳۶۷	۴۸.۶۱	۶۱.۰۱	۱۳۸۸	۴۸.۵۴	۶۸.۶۶
۱۳۴۷	۲۸.۱	۳۳.۶۳	۱۳۶۸	۴۷.۸۷	۵۹.۹۵	۱۳۸۹	۴۸.۹۹	۷۰.۹۷
۱۳۴۸	۳۰.۶۷	۳۳.۸۱	۱۳۶۹	۴۷.۰۶	۵۸.۹۶	۱۳۹۰	۴۹.۶۲	۷۳.۰۷
۱۳۴۹	۳۱.۸۰	۳۵.۹۷	۱۳۷۰	۴۶.۳۰	۵۸.۹۴	۱۳۹۱	۴۹.۲۹	۷۳.۹۰
۱۳۵۰	۳۳.۳۹	۳۹.۷۲	۱۳۷۱	۴۵.۶۶	۵۸.۴۶	۱۳۹۲	۴۸.۹۲	۷۴.۲۲
۱۳۵۱	۳۳.۷۰	۴۶.۲۹	۱۳۷۲	۴۵.۶۸	۵۷.۵۷	۱۳۹۳	۴۸.۸۰	۷۴.۵۶
۱۳۵۲	۳۵.۴۷	۴۹.۹۴	۱۳۷۳	۴۵.۲۷	۵۶.۷۸	۱۳۹۴	۴۸.۵۸	۷۴.۴۱

۱۳۵۳	۴۰.۵۳	۵۲.۵۰	۱۳۷۴	۴۴.۹۴	۵۶.۰۲	۱۳۹۵	۴۸.۵۴	۷۴.۰۴
۱۳۵۴	۴۳.۴۵	۶۳.۲۶	۱۳۷۵	۴۴.۶۵	۵۵.۲۶	۱۳۹۶	۴۸.۴۹	۷۳.۷۰
۱۳۵۵	۵۱.۹۶	۷۱.۶۸	۱۳۷۶	۴۴.۲۴	۵۴.۷۹	۱۳۹۷	۴۸.۱۳	۷۳.۲۶
۱۳۵۶	۵۳.۸۹	۷۳.۹۴	۱۳۷۷	۴۳.۸۱	۵۴.۴۴	۱۳۹۸	۴۷.۷۲	۷۲.۸۳
۱۳۵۷	۵۸.۴۷	۷۱.۹۹	۱۳۷۸	۴۳.۵۸	۵۴.۱۰	۱۳۹۹	۴۷.۳۶	۷۲.۵۴
۱۳۵۸	۵۷.۳۳	۷۰.۱۲	۱۳۷۹	۴۳.۳۱	۵۳.۹۳	۱۴۰۰	۴۶.۹۸	۷۲.۱۰
۱۳۵۹	۵۶.۰۴	۶۸.۵۶	۱۳۸۰	۴۳.۱۵	۵۴.۲۹			
۱۳۶۰	۵۴.۸۲	۶۶.۹۷	۱۳۸۱	۴۳.۲۴	۵۵.۱۸			

منبع: یافته‌های تحقیق.

مطابق اعداد نااطمینانی‌های شبیه‌سازی شده متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی براساس روش معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک براساس سال‌های پایهٔ ۱۳۹۰ و ۱۳۷۶، مواردی قابل ذکر است:

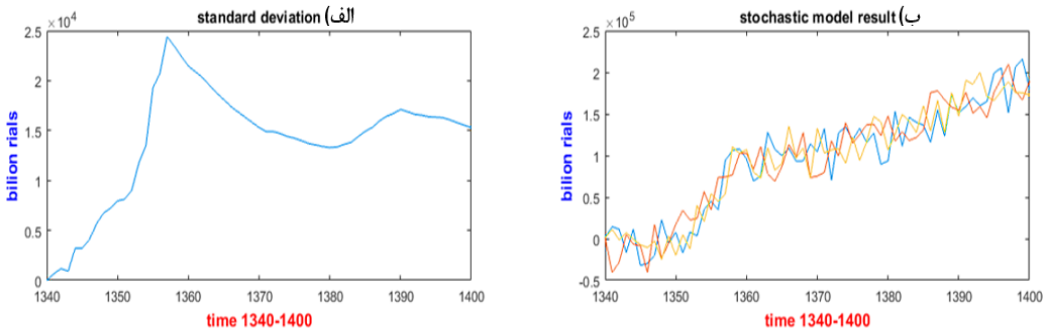
الف) در تمامی سال‌ها به استثنای سال ۱۳۴۲ نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری خصوصی بیشتر از نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری دولتی بوده است.

ب) بیشترین مقدار نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری خصوصی، به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۲ و کمترین مقدار آن به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۴۰، ۱۳۴۲ و ۱۳۴۱ است. یکی از دلایل عمدهٔ بالا بودن نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی در سال‌های مذکور را می‌توان به نوسانات شدید ارزی سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ نسبت داد که با وقفه بر متغیرهای اقتصادی و نیز متغیر سرمایه‌گذاری خصوصی و به‌تبع آن نااطمینانی این متغیر تأثیر گذاشته است. از طرفی، سال ۱۳۴۰ نیز به‌دلیل این‌که در ابتدای دوره قرار دارد در روش شبیه‌سازی، واریانس و انحراف معیار آن، صفر می‌شود. این درحالی است که سال‌های ۱۳۴۲ و ۱۳۴۱ به‌ترتیب، دارای کمترین نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی بوده‌اند که از وقایع عمده مرتبط و تأثیرگذار بر آن‌ها در آن سال‌ها می‌توان به گسترش همکاری‌های اقتصادی ایران و امریکا؛ اعطاء وام ۳۵ میلیون دلاری از سوی ریاست جمهوری وقت امریکا به ایران و نیز فروش کارخانه‌های دولتی و انجام خصوصی‌سازی به‌منظور پشتوانهٔ اجرای طرح اصلاحات اراضی اشاره کرد. از طرفی، وام دریافتی و گسترش همکاری‌های ایران و امریکا موجب گسترش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و امور زیربنایی شده است؛ و این امر در کنار امکان‌پذیر شدن خرید سهام کارخانه‌ها ازسوی کارگران در طرح اصلاحات اراضی، انگیزهٔ سرمایه‌گذاران بخش خصوصی، جهت سرمایه‌گذاری را افزایش داده است. البته قابل ذکر است در کنار این وقایع، قیام ۱۵ خرداد سال ۱۳۴۲ نیز به‌وقوع پیوسته است، اما اثرات اقتصادی عوامل فوق بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی درمجموع، بیشتر از اثرات قیام مذکور بوده است. مجموع این عوامل، موجب افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و کاهش نااطمینانی این سرمایه‌گذاری در دو سال مذکور شده است.

ج) بیشترین مقدار نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری دولتی به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۵۷، ۱۳۵۸ و ۱۳۵۹ و کمترین مقدار آن به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۴۰، ۱۳۴۱و ۱۳۴۳ است. یکی از دلایل عمدهٔ بالا بودن نااطمینانی سرمایه‌گذاری دولتی در سال‌های مذکور را می‌توان به دگرگونی بزرگ سیاسی و اجتماعی یا تغییر رژیم حاکم ایران و پیروزی انقلاب اسلامی؛ و هم‌چنین وقوع جنگ تحمیلی نسبت داد. در ارتباط با انقلاب اسلامی می‌توان گفت تغییر هر رژیمی با نااطمینانی‌هایی در تصمیم‌گیری مواجه است و در آن مرحله، انجام هر اقدامی بسیار

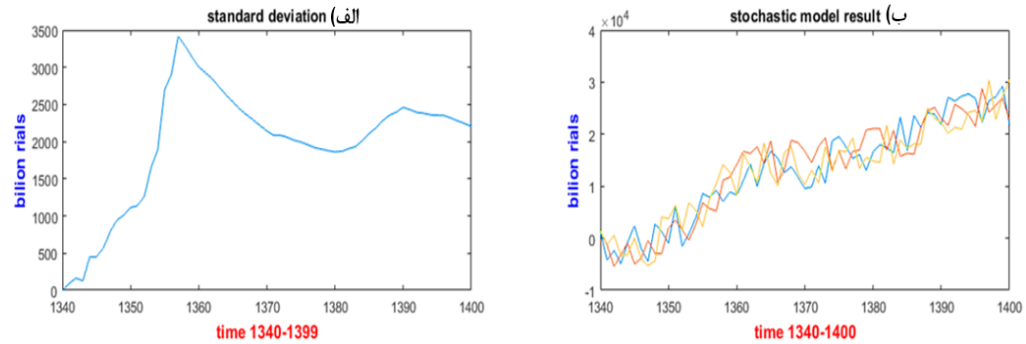
محتاطانه صورت می‌گیرد؛ چراکه شرایط کشور در مقطع مذکور هنوز به ثبات نرسیده بوده و ترجیح بر ثبات شرایط و سپس اقدام به بازسازی و انجام سرمایه‌گذاری‌ها بوده است. در ارتباط با جنگ تحمیلی نیز می‌توان عنوان کرد در زمان وقوع جنگ نیز به‌دلیل تخریب بسیاری از زیرساخت‌ها و عدم امکان تخمین خسارات و زمان پایان جنگ، اقدام به سرمایه‌گذاری و سازندگی از سوی دولت به پس از اتمام جنگ، موکول شد، و در سال‌های مذکور، نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری دولتی از سایر سال‌های مورد بررسی بیشتر بوده است. ازطرفی، در اینجا نیز علاوه‌بر موارد ذکر شده در بند (ب) برای سال‌های دارای کمترین نااطمینانی، اعطای اعتبار دویست میلیون دلاری برای فروش تسلیحات نظامی به ایران ازسوی ریاست جمهوری وقت امریکا را یکی دیگر از دلایل پایین‌تر بودن نااطمینانی سرمایه‌گذاری بخش دولتی به‌ترتیب در سال‌های ۱۳۴۱ و ۱۳۴۳ نام‌برد.

نمودارهای (۲) تا (۵) نیز یافته‌های نرم‌افزاری مربوط به متغیرهای نااطمینانی شبیه‌سازی شدهٔ سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی براساس سال‌های پایهٔ ۱۳۹۰ و ۱۳۷۶ را نشان می‌دهد:



نمودار ۲: نمودارهای متغیر نااطمینانی شبیه‌سازی شدهٔ سرمایه‌گذاری دولتی مبتنی بر مدل واسیچک (سال پایهٔ ۱۳۹۰) (منبع: یافته‌های تحقیق).

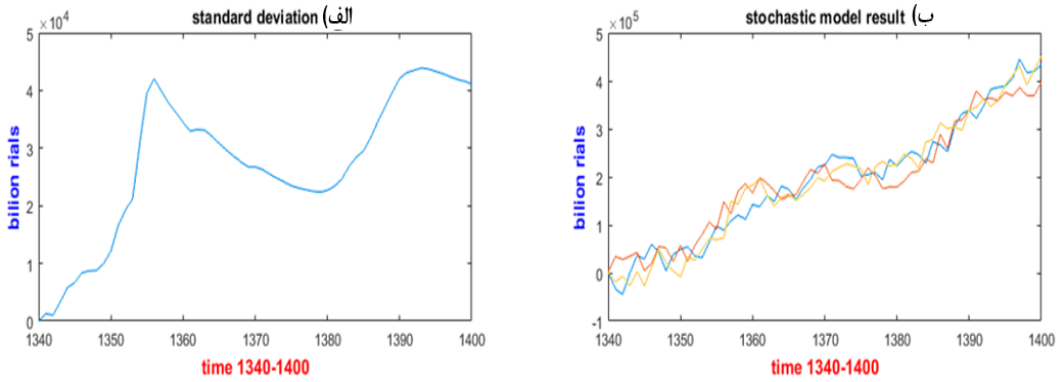
Graph. 2: Simulated Uncertainty Variable Graphs of Government Investment Based on Vasicek'S Model (Base Year 2011).



نمودار۳: نمودارهای متغیر نااطمینانی شبیه‌سازی شدهٔ سرمایه‌گذاری دولتی مبتنی‌بر مدل واسیچک (سال پایهٔ ۱۳۷۶) (منبع: یافته‌های تحقیق).

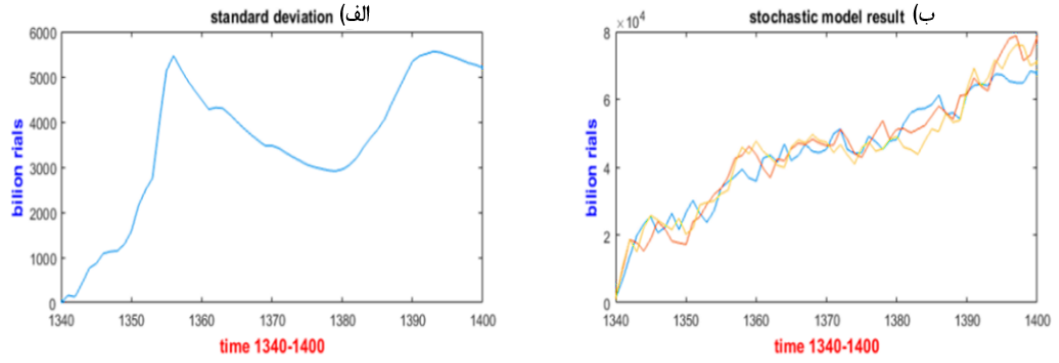
Graph. 3: Simulated Uncertainty Variable Graphs of Government Investment Based on Vasicek'S Model (Base Year 1997).

در هر کدام از نمودارهای (۲) و (۳) که مربوط به سرمایه‌گذاری دولتی در سال‌های پایهٔ ۱۳۹۰ و ۱۳۷۶ هستند: نمودار (الف)، انحراف معیار داده‌ها را نشان می‌دهد که برمبنای مدل شبیه‌سازی شده به‌دست آمده و روش آن در قسمت فوق، توضیح داده شده است. نمودار (ب) نیز خروجی مدل شبیه‌سازی شده و به‌دست آمده طبق مطالب فوق بوده که به جهت فرآیند تصادفی بودن، سه نمونه از آن در نمودار ارائه شده است.



نمودار ٤: نمودارهای متغیر نااطمینانی شبیه‌سازی شدهٔ سرمایه‌گذاری خصوصی مبتنی‌بر مدل واسیچک (سال پایهٔ ۱۳۹۰)، (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 4: Simulated Uncertainty Variable Graphs of Private Investment Based on Vasicek'S Model (Base Year 2011).



نمودار ٥: نمودارهای متغیر نااطمینانی شبیه‌سازی شدهٔ سرمایه‌گذاری خصوصی مبتنی‌بر مدل واسیچک (سال پایهٔ ۱۳۷٦)، (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 5: Simulated Uncertainty Variable Graphs of Private Investment Based on Vasicek'S Model (Base Year 1997).

در هرکدام از نمودارهای (۴) و (۵) که مربوط به سرمایه‌گذاری خصوصی در سال‌های پایهٔ ۱۳۹۰ و ۱۳۷۶ هستند: نمودار (الف)، نشان‌دهندهٔ انحراف معیار داده‌ها است که برمبنای مدل شبیه‌سازی شدهٔ به‌دست آمده و روش محاسبهٔ آن نیز پیش‌تر توضیح داده شده است. نهایتاً نیز نمودار (ب) خروجی مدل شبیه‌سازی شده و به‌دست آمده طبق مطالب فوق است که به جهت فرآیند تصادفی بودن، سه نمونه از آن در این نمودار ارائه شده است.

۵. نتیجه‌گیری

با توجه به مجموعهٔ شرایط کشور (تحریم، پرهزینه بودن فضای کسب و کار، جذابیت بالای بازارهای غیرمولد، نوسانات ارزی بسیار و...) فضای اقتصادی کشور و به‌تبع آن متغیرهای کلان، ازجمله سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی) با نااطمینانی‌هایی مواجه است.

بر این‌اساس، هدف این پژوهش، الگوسازی و شبیه‌سازی سری زمانی نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی با استفاده از روش معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک طی دورهٔ ۱۴۰۰-۱۳۴۰ براساس سال‌های پایهٔ ۱۳۷۶ و ۱۳۹۰ بوده است.

نتایج شبیه‌سازی نااطمینانی‌های متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی در جداول (۳ و ۴ متن) نشان‌داد[۱]: ۱) در تمامی سال‌ها به استثنای سال ۱۳۴۲ نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری خصوصی بیشتر از نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری دولتی بوده است؛ ۲) بیشترین مقدار نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری خصوصی، به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۲ و کمترین مقدار آن به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۴۰، ۱۳۴۲ و ۱۳۴۱ است. از دلایل عمدهٔ بالا بودن نااطمینانی سرمایه‌گذاری خصوصی در سال‌های مذکور را می‌توان به نوسانات شدید ارزی سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ نسبت داد که با وقفه بر متغیرهای اقتصادی و نیز متغیر سرمایه‌گذاری خصوصی و به‌تبع آن نااطمینانی این متغیر تأثیر گذاشته است؛ ۳) بیشترین مقدار نااطمینانی‌های سرمایه‌گذاری دولتی به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۵۷، ۱۳۵۸ و ۱۳۵۹ و کمترین مقدار آن به‌ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۴۰، ۱۳۴۱و ۱۳۴۳ است. از دلایل عمدهٔ بالا بودن نااطمینانی سرمایه‌گذاری دولتی در سال‌های مذکور می‌توان به تغییر رژیم حاکم ایران و پیروزی انقلاب اسلامی؛ و نیز وقوع جنگ تحمیلی اشاره کرد.

در پایان، توصیه‌های سیاستی شامل: ۱) توجه به موضوع بااهمیت نااطمینانی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و دولتی به جهت اهمیت متغیرهای مذکور بر رشد و اشتغال کشور؛ ۲) شبیه‌سازی دوره‌ای نااطمینانی‌های این متغیرها با استفاده از روش معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین واسیچک به‌منظور تحلیل و بررسی تفاوت‌های دوره‌ای و شناسایی علل نوسانات آن و تلاش جهت تقلیل آن، ۳) و نیز ایجاد دسترسی عموم به آمار شبیه‌سازی‌های دوره‌ای این متغیرها برای راهنمایی سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی؛ به سیاست‌گذاران قابل ارائه است.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند. به‌ویژه از زحمات و رهنمودهای ارزشمند جناب آقای دکتر مسعود خسروتاش و جناب آقای دکتر سید صالح اکبر موسوی تشکر و قدردانی نمایم.

[۱]. نتایج این مقاله در پژوهش‌هایی که نیاز به استفاده از سری زمانی نااطمینانی متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی دارند می‌تواند با ذکر منبع، مورد استفاده قرار گیرد.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که با توجه به استخراج مقاله از رسالهٔ دکتری، نگارش برعهدهٔ نویسندهٔ اول با راهنمایی و نظارت نویسندهٔ دوم و مشاورهٔ نویسندهٔ سوم صورت گرفته است.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– اثنی‌عشری، ابوالقاسم؛ پورکاظمی، محمدحسین؛ ابوالحسنی‌هستیانی، اصغر؛ و لطفی‌مزرعه‌شاهی، احمد، (۱۳۹۲). «اثر نااطمینانی در بازدهی سرمایه بر رشد اقتصادی؛ مطالعهٔ موردی ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۱۲: ۷۵–۸۸. DOR: 20.1001.1.22285954.1392.3.12.5.9

– بهنامیان، مهدی؛ شجاعی، عبدالناصر؛ و حاجی، غلامعلی، (۱۳۹۹). «بررسی عوامل مؤثر بر رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران». *فصلنامهٔ نظریه‌های کاربردی در اقتصاد*، ۴: ۸۴–۵۷. DOI: 10.22034/ECOJ.2021.12286

– حاجی، غلامعلی؛ و عسگری، مینا، (۱۳۹۰). «اثر سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد اقتصادی در ایران». *فصلنامهٔ اقتصاد کاربردی*، ۵: ۱۲۱–۹۹. DOR: 20.1001.1.22516212.1390.2.0.17.6

– داروغه، جمشید؛ و محمدی، تیمور، (۱۳۸۴). «سرمایه‌گذاری در شرایط نااطمینانی (مطالعهٔ موردی اقتصاد ایران)». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۵(۱۸): ۸۰–۴۹. https://joer.atu.ac.ir/article_3406.html

– رحمانی، تیمور، (۱۴۰۰). *اقتصاد کلان (جلد اول و دوم)*. تهران: انتشارات برادران. https://www.gisoom.com/book/11771232

– سهیلی، کیومرث؛ فتاحی، شهرام؛ و محمدی، سعیده، (۱۳۹۷). «بررسی نقش و اثرات سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی بر اشتغال در استان‌های ایران: با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته». *پژوهش‌نامهٔ اقتصاد کلان*، ۲۴: ۱۴۸–۱۲۱. DOI: 10.22080/iejm.2018.1940

– صفرزاده، اسماعیل، (۱۴۰۰). «ارتباط بین سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی در ایران (تحلیل تأثیرات پس‌رانی و پیش‌رانی)». *فصلنامهٔ مدلسازی اقتصادی*، ۱۵(۵۳): ۱۴۹–۱۲۵. DOI: 10.30495/eco.2021.1934015.2541

– طهماسبی، فرامرز؛ و تیموری، یونس، (۱۴۰۱). «بررسی تغییر سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها در واکنش به تغییر رشد اقتصادی». *فصلنامهٔ پژوهش‌های برنامه و توسعه*، ۱۲: ۷۹–۵۱. DOI: 10.22034/pbr.2023.355076.1255

– طیبی، سید کمیل؛ خوش‌اخلاق، رحمان؛ و فراهانی، مریم، (۱۳۹۲). «الگوسازی نااطمینانی در قیمت نفت ایران با استفاده از فرآیند تصادفی برگشت به میانگین». *فصلنامهٔ اقتصاد انرژی ایران*، ۹: ۱۹۵–۱۷۵. https://jiee.atu.ac.ir/article_693.html?lang=fa

– مجلس شورای اسلامی. (۱۳۹۰). «قانون برنامه پنج ساله پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۴–۱۳۹۰)». https://rc.majlis.ir/fa/law/show/790196

– مجلس شورای اسلامی. (۱۳۹۶). «قانون برنامه پنج ساله ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۴۰۰-۱۳۹۶)». https://rc.majlis.ir/fa/law/show/1014547

– قره‌باغیان، مرتضی، (۱۳۷۱). «اقتصاد رشد و توسعه (جلد دوم)». تهران: نشر نی. https://nashreney.com/product/

– کازرونی، علیرضا؛ و دولتی، مهناز، (۱۳۸۶). «اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)». *فصلنامهٔ پژوهش‌های بازرگانی*، ۱۲(۴۵): ۳۰۶-۲۸۳. https://pajooheshnameh.itsr.ir/article_700803.html?lang=fa

– کرمی‌اردالی، مصطفی؛ مرزبان، حسین؛ صمدی، علی‌حسین؛ و ناظمی، امین، (۱۴۰۲). «نقش صندوق‌های سرمایه‌گذاری در رشد اقتصادی ایران». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲: ۹۰-۶۷. DOR: 20.1001.1.17356768.1402.23.2.3.7

– معصوم‌پور سوته، مریم؛ و خسروتاش، مسعود، (۱۳۹۸). «مقایسه و پیش‌بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی بازگشت به میانگین خطی و غیرخطی و ARFIMA». *اولین کنفرانس ملی مدل‌سازی ریاضی و روش‌های محاسباتی در علوم و مهندسی*. دانشگاه ایوان‌کی، ۸-۱. DOR: 20.1001.2.9819137054.1398.1.1.51.1

– ورهرامی، ویدا؛ و عبدالهی، ویدا، (۱۳۹۴). «بررسی اثر نااطمینانی ناشی از نوسانات حجم اقتصاد بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران». *فصلنامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۳(۱۱): ۳۶-۷. http://qjfep.ir/article-1-292-fa.html

- Abbas, A.; Ahmed, E. & Husain, F. (2019). “Political and Economic Uncertainty and Investment Behaviour in Pakistan”. *The Pakistan Development Review*, 58(3): 307-331. https://thepdr.pk/index.php/pdr/article/view/2819

- Abel, A. B. (1983). “Optimal Investment Under Uncertainty”. *American Economic Review*, 73(1): 228-233. http://www.jstor.org/stable/1803942

- Abiad, A.; Furceri, D. & Topalova, P. (2016). “The Macroeconomic Effects of Public Investment: Evidence from Advanced Economies”. *Journal of Macroeconomics*, 50(C): 224–240. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2016.07.005

- Akron, S.; Demir, E.; Diez-Esteban, J. M. & Garcia-Gomez, C. D., (2020). “Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from the U.S. Hospitality Industry”. *Tourism Management*, 77: 104019. https://doi.org/10.1016/j.tourman.2019.104019

- Ari, I.; Akkas, E.; Asutay, M. & Koc, M. (2019). “Public and Private Investment in the Hydrocarbon-Based Rentier Economies: A Case Study for the GCC Countries”. *Resources Policy*, 62, 165–175. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.03.016

- Askari. H. & Krichene., N., (2008). “Oil Price Dynamics (2002-2006)”. *Energy Economics*. 30(5): 2134-2153. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2007.12.004

- Baker, S. R.; Bloom, N. & Davis, S. J., (2016). “Measuring Economic Policy Uncertainty”. *The Quarterly Journal of Economics*, 131 (4): 1593-1636. https://doi.org/10.1093/qje/qjw024

- Behnamian, M.; Shojaei, A. N. & Haji, G. A., (2021). “Investigating the Effective Factors in the Growth of Private Sector Investment in Iran”. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *7*(4): 57-84. DOI: 10.22034/ecoj.2021.12286 (In Persian).

- Bernanke, B. S., (1983). "Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment". *Quarterly Journal of Economics*, 98(1): 85 –106. https://doi.org/10.2307/1885568

- Bouis, R.; Huisman, K. J. M. & Kort, P. M., (2009). "Investment in Oligopoly Under Uncertainty: The Accordion Effect". *International Journal of Industrial Organization*, 27(2), 320-331. https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2008.10.003

- Darooghe, J. & Mohammadi, T., (2005). "Investment in uncertainty conditions (a case study of Iran's economy)". *Economic Research*, 5(18): 49-80. https://joer.atu.ac.ir/article_3406.html (In Persian).

- Delaney, L., (2021). "A Model of Investment Under Uncertainty with Time to Build, Market Incompleteness and Risk Aversion". *European Journal of Operational Research*, 293: 155-1167. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2020.12.052

- Dixit, A. & Pindyck, R. S., (1994). *Investment Under Uncertainty*. Princeton University Press. https://press.princeton.edu/books/hardcover/9780691034102

- Esnaashari, A.; Pourkazemi, M. H.; Abolhasani Hastiani, A.; & Lotfi Mazraeshahi, A., (2013). "The Effect of an Uncertain Capital Return on Economic Growth; a Case Study of Iran". *Economic Growth and Development Research*, *3*(12): 88-75. DOR: 20.1001.1.22285954.1392.3.12.5.9 (In Persian).

- Faninam, F.; Huisman, K. J. M. & Kort, P. M., (2023). "Strategic Investment Under Uncertainty in a Triopoly Market: Timing and Capacity Choice". *European Journal of Operational Research*, 308: 897-911. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2022.12.010

- Feng, Z. & Lin, J., (2023). "Macroeconomic Uncertainty and Firms' Investment in China". *Economics Letters,* 226: 111095. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111095

- Gharebaghian, M., (1992). "*Economy of growth and development, Vol (2)*". Tehran: Nashre Ney. https://nashreney.com/product/ (In Persian).

- Goyal, M. & Netessine, S., (2007). "Strategic Technology Choice and Capacity Investment Under Demand Uncertainty". *Management Science*, 53(2): 192-207. https://www.jstor.org/stable/20110690

- Güney, P. Ö., (2020). "Macroeconomic Uncertainty and Investment Relationship for Turkey". *Economic Journal of Emerging Markets*, 12(2): 151-166. https://ideas.repec.org/a/uii/journl/v12y2020i2

- Haji, Gh. & Asgari, M., (2011). "The effect of private and government investment on economic growth in Iran". *Applied Economics Quarterly*, 5: 99-121. DOR: 20.1001.1.22516212.1390.2.0.17.6 (In Persian).

- Hartman, R., (1972). "The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment". *Journal of Economic Theory*, 5(2): 258-266. https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90105-6

- Henzel, S. R. & Rengel, M., (2017). "Dimensions of Macroeconomic Uncertainty: A Common Factor Analysis". *Econ Inq*, 55: 843-877. https://doi.org/10.1111/ecin.12422

- Hubbard, D. W., (2007). *How To Measure Anything: Finding the Value of Intangibles in Business*. John Wiley & Sons, Inc. https://www.amazon.com/dp/0470110120

- Huisman, K. J. M. & Kort, P. M., (2015). "Strategic Capacity Investment Under Uncertainty". *The RAND Journal of Economics*, 46(2): 376-408. http://www.jstor.org/stable/43895596

- Huisman, K. J. M.; Kort, P. M.; Pawlina, G. & Thijssen, J. J. J., (2004). "Strategic Investment Under Uncertainty: Merging Real Options with Game Theory (97-124)". Wiesbaden: Gabler Verlag. https://doi.org/10.1007/978-3-663-12338-5_4

- Islamic Consultative Assembly, (2010). "Law on the Fifth Five-Year Economic, Cultural and Social Development Plan (2010-2015)". https://rc.majlis.ir/fa/law/show/790196 (In Persian).

- Islamic Consultative Assembly, (2016). "Law on the Sixth Five-Year Economic, Cultural and Social Development Plan (2016-2021)". https://rc.majlis.ir/fa/law/show/1014547 (In Persian).

- Jurado, K.; Ludvigson, S. C. & Ng, S., (2015). "Measuring Uncertainty". *American Economic Review*, 105: 1177–1216. DOI: 10.1257/aer.20131193

- Karami Ardali, M.; Marzban, H.; Samadi, A. H. & Nazemi, A., (2023). "Role of Mutual funds in Economic Growth in Iran". *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 23(2): 67-90. DOR: 20.1001.1.17356768.1402.23.2.3.7 (In Persian).

- Kazerooni, A. R. & Dolatti, M., (2007). "The Impact of Exchange Rate Uncertainty on Private Investment: The Case of Iran". *Trade Studies Journal*, 12(45): 283-306. https://pajooheshnameh.itsr.ir/article_700803.html?lang=fa (In Persian).

- Knight, Frank, H., (1921). "*Risk, Uncertainty and Profit*". The Riverside Press Cambridge. https:/fraser.stlouisfed.org/files/docs/publications/books/risk/riskuncertaintyprofit.pdf

- Kort, P.; Murto, P. & Pawlina, G., (2010). "Uncertainty and Stepwise Investment". *European Journal of Operational Research*, 202(1): 196-203. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2009.05.027

- Kotelenez, P., (2008). *Stochastic Ordinary and Stochastic Partial Differential Equations*. Transition from Microscopic to Macroscopic Equations, Springer. https://link.springer.com/book/10.1007/978-0-387-74317-2

- Khan, M.; Reinhrt, S. & Carmen, M., (1990). "Private Investment and Economic Growth in Developing Countries". *World Development*, 18(1): 19-27. https://doi.org/10.1016/0305-750X(90)90100-C

- Khashei, M. & Bijari, M., (2011). "Which Methodology is Better for Combining Linear and Nonlinear Models for Time Series Forecasting". *Journal of Industrial and Systems Engineering*, 4(4): 265-285. https://www.researchgate.net/publication/228446949

- Khashei, M. & Hajirahimi, Z., (2018). "A Comparative Study of Series ARIMA/MLP Hybrid Models for Stock Price Forecasting". *Communications in Statistics Simulation and Computation*, 48(9): 1-16. https://www.researchgate.net/publication/325043454

- Lee, J. & Shin, K., (2000). "The Role of a Variable Input in the Relationship between Investment and Uncertainty". *American Economic Review*, 90(3): 667-680. https://www.jstor.org/stable/117349

- Lucas, R.; Prescott, E. & Edward C., (1971). "Investment Under Uncertainty". *Econometrica*, 39(5): 659-681. https://doi.org/10.2307/1909571

- Masoompoor Soothe, M. & Khosrotash, M., (2019). "Comparing and predicting the total index of Tehran Stock Exchange using linear and non-linear average return stochastic differential equations and ARFIMA". *The First National Conference on Mathematical Modeling and Computational Methods in Sciences and Engineering,* Eyvanekey University, 1-8. DOR: 20.1001.2.9819137054.1398.1.1.51.1 (In Persian).

- Mottaki, Z.; Khosrowtash, M. & Mirzaei, S., (2021). "Designing Based on Evacuation Risk and Crowd-Disaster Management (Case Study: A Subway Station in Tehran)". *Turkish Journal of Computer and Mathematics Education*, 12(11): 6631-6645. https://doi.org/10.17762/turcomat.v12i11.7077

- Øksendal, B., (2000). *Stochastic Differential Equations, an Introduction with Applications*. Springer-Verlag. DOI:10.1007/978-3-662-03185-8

- Panagiotidis, T. & Printzis, P., (2021). "Investment and Uncertainty: Are Large Firms Different from Small Ones?". *Journal of Economic Behavior & Organization*, 184: 302-317. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2021.01.011

- Pindyck, R. S., (1982). "Adjustment Costs, Uncertainty, and the Behavior of the Firm". *American Economic Review*, 72(3): 415-427. https://www.jstor.org/stable/1831541

- Pluciennik, P., (2010). "Forecasting Financial Processes by Using Diffusion Models". *Journal of Dynamic Economics Models*, 10: 51-60. https://doi.org/10.12775/DEM.2010.005

- Rahmani, T., (2021). *Macroeconomics, Vol (1, 2)*. Tehran: Brothers Publications. https://www.gisoom.com/book/11771232 (In Persian).

- Safarzadeh, E., (2021). "Relationship between Public and Private Investment in Iran (Analyzing the Crowding-Out or Crowding-In Effects)". *Economic Modeling*, *15*(53): 125-149. DOI: 10.30495/eco.2021.1934015.2541 (In Persian).

- Sarkar, S., (2000). "On the Investment-Uncertainty Relationship in a Real Options Model". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24(2): 219-225. https://doi.org/10.1016/S0165-1889(99)00005-6

- Schwartz, E., (1997). "The Stochastic Behavior of Commodity Prices: Implication for Valuation and Hedging". *The Journal of Finance*, 52(3): 923-973. https:/roycheng.cn/files/papers/paper_schwartz_1997.pdf

- Sohaili, K.; Fatahi, S. & Mohammadi, S., (2018). "Investigating the role and effects of private and public investment on employment in provinces of Iran: GMM approach". *Macroeconomics Research Letter*, *12*(24): 121-148. DOI: 10.22080/iejm.2018.1940 (In Persian).

- Tahmasebi, F. & Teymouri, Y., (2023). "Investigating the Change of Investment in Assets in Response to Change in Economic Growth". *Program and Development Research*, *3*(4): 51-79. DOI: 10.22034/pbr.2023.355076.1255 (In Persian).

- Tayyebi, S. K.; Khoshakhlagh, R. & Farahani, M., (2013). "Modeling Uncertainty of Iran's Oil by Mean Reverting Stochastic Process". *Iranian Energy Economics*, *3*(9), 175-197. https://jiee.atu.ac.ir/article_693.html?lang=fa (In Persian).

- Thijssen, J., (2015). "A Model for Irreversible Investment with Construction and Revenue Uncertainty". *Journal of Economic Dynamics and Control,* 57: 250-266. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2015.06.001

- Varahrami, V. & Abdollahi, M., (2016). "A Study of the Effect of Uncertainty from Fluctuations of Economics Quantity on Private-Sector Investment in Iran". *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 3(11): 7-36. http://qjfep.ir/article-1-292-fa.html (In Persian).

- Vasicek, O., (1977). "An Equilibrium Characterization of the Term Structure". *Journal of Financial Economics*, 5 (2): 177–188. https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90016-2

- Zeira, J., (1990). "Cost Uncertainty and the Rate of Investment". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 14(1): 53-63. https://doi.org/10.1016/0165-1889(90)90005-2

Vol. 12, No. 48, Winter (2024)

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

Analysis of the Effect of Government Budget Imbalance on Economic Welfare in Iran

Shahryar Zaroki[1], Sahar Nasrnejad-Nesheli[2], Mitra Norozi[3], Masomeh Khosheh-Gol Garusi[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28078.3607
Received: 2023.07.21; Accepted: 2023.11.20
Pp: 73-105

Abstract

The budget Imbalance can lead to the reduction of social and economic welfare programs such as healthcare, education and social security. This can negatively affect the quality of life of citizens and can lead to an increase in poverty and inequality. In this regard, the aim of the present study is to investigate the role of budget imbalance on economic welfare in Iran for the period of 1978-2021. For this purpose, the research model has been estimated using the non-linear (asymmetric) Autoregressive Distributed lag method in two models. Also, IEWB comprehensive index has been used to calculate economic welfare. The movement trend of the economic welfare index shows that it fluctuated during the period under review; so that the average welfare index in the first plan has decreased compared to the previous period; While it has had an upward trend in the following periods and has an average of 128.89; Also, the trend of total Imbalance and operating and capital Imbalance has a fluctuating trend. The long-term results in the first model indicate that a decrease in the budget balance deficit has an inverse and significant effect on economic welfare, and an increase in the budget Imbalance does not have a significant effect on economic welfare. In the second model, the long-term results indicate that the increase and decrease in the capital Imbalance has direct effects on welfare. An increase in the operating Imbalance has an inverse effect on welfare, and a decrease in the operating Imbalance does not have a significant effect on welfare. Also, in both models, per capita income and economic growth have a direct and significant effect on welfare. According to the results, it is suggested that the government should adopt similar policies in the financial foundations to improve the security of the society, create the necessary infrastructure to maintain the total income tax, eliminate non-targeted tax exemptions and credit priorities in order to reduce the imbalance budget. It is also recommended that the government focus more on increasing the share of the capital component of the public budget and reduce the operational imbalance of the budget in the long-run.

Keywords: Economic Welfare, Budget Imbalance, Asymmetric Model, Iran.

JEL Classification: I31, H61, C22.

1. Associate Professor, Department of Energy Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran (Corresponding Author).
Email: sh.zaroki@umz.ac.ir
2. M. A. in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
3. M. A. in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
4. M. A. in Economics, Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, University of Alzahra, Tehran, Iran

Citations: Zaroki, S.; Nasrnejad Nesheli, S.; Norozi, M. & Khosheh Gol Garusi, M., (2024). "Analysis of the Effect of Government Budget Imbalance on Economic Welfare in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(48): 73-105.
doi: 10.22084/aes.2023.28078.3607
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5379.html?lang=en

1. Introduction

The government pursues goals such as economic growth, full employment and price stabilization with allocation, distribution and economic stability. The budget is the main instrument for achieving the goal of economic stability (Moulai & Abdulian, 2018). The public budget deficit can be created for two reasons: an increase in current public spending or the implementation of an active fiscal policy with an increase in investment spending. In the first case, overall demand increases and inflation may occur. But in the second case, fiscal policy becomes expansionary and leads the economy towards full employment in the long run (Azizi, 2006).

In the field of budget deficit and its impact on the economy, there are three schools of thought (positive Keynesian view, negative neoclassical approach and Ricardo's neutral approach), which state that budget deficit can have positive, negative or neutral effects on the economy. growth, respectively (Bernheim, 1989; Zota & Berisha, 2016), this analytical difference is caused by factors such as time, country, type of government and the level and type of budget deficit, and cannot be stated precisely that the Budget deficit has a positive or negative effect on economic growth Accepting the view According to Keynes, the budget deficit can create more opportunities to increase incomes and the economic welfare of society by having a positive effect on economic growth and vice versa. Therefore, the effects of budget deficit on economic growth and other macroeconomic variables on economic welfare are very important (Zota & Berisha, 2016).

National research has demonstrated the inverse relationship between budget deficits and economic growth, and therefore economic welfare. Through reduced investment, increased financial governance, increased inflation and changes in the tax base (Mosvinik et al., 2018; Sayadzadeh et al., 2019; Raghofer et al., 2019). Colleagues, 2016 and Izadi and Abbasian, 2022) in contrast with part of the foreign literature, have recognized the positive impact of the relationship between budget deficit and welfare (Fasuranti and Akindele, 2015) and its neutrality in the short term (Bukina, 2022). In the present study, an attempt was made to explain the effect of government budget imbalance and to analyze the relationship between budget deficit and economic welfare using the combined index of economic welfare in the period between 1978- 2021. This research is important because of the importance of the effects that the budget deficit can have on Iran's economic welfare.

2. Materials and Methods

The IEWB index measures economic welfare based on four components, which are the flow of consumption (CF), the balance of productive activities (WS), the distribution of individual income (ID) and the level of economic security (ES) (Bakhtiari et al., 2013). The general form of this index is as follows:

$$IEWB=CF+WS+ID+ES \quad (1)$$

In line with the purpose of the research, the autoregressive approach with nonlinear distribution breaks (NARDL) was chosen and explained in two formats (based on government general budget imbalance; and government budget operating and capital imbalance). Therefore, in the first model, the explanation of the effect of public budget imbalance on economic welfare (relation 2) and in the second model, the explanation of

the effect of operational and capital imbalance on the economic welfare (report 3) was studied:

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \beta^+ TBDR^+_{t-1} + \beta^- TBDR^-_{t-1} + \gamma RGDPPC_{t-1} + \delta EG_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_1-1} \beta_i^+ \Delta TBDR^+_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_2-1} \beta_i^- \Delta TBDR^-_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \delta_i \Delta EG_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \beta^+ CBDR^+_{t-1} + \beta^- CBDR^-_{t-1} + \gamma^+ OBDR^+_{t-1} + \gamma^- OBDR^-_{t-1} + \delta RGDPPC_{t-1} + \theta EG_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_1-1} \beta_i^+ \Delta CBDR^+_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_2-1} \beta_i^- \Delta CBDR^-_{t-i} + \sum_{i=0}^{s_1-1} \gamma_i^+ \Delta OBDR^+_{t-i} + \sum_{i=0}^{s_2-1} \gamma_i^- \Delta OBDR^-_{t-i} + \sum_{i=0}^{t-1} \delta_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta EG_{t-i} + e_t \quad (3)$$

In both reports, IEWB is a dependent variable and represents a composite index of economic welfare. TBDR, RGDPPC and EG Also, as the explanatory variables of the first model, it shows the ratio of the government's general budget imbalance to production, real per capita income and economic growth, respectively. In relation (3), Also, the explanatory variables of the model are real per capita income (RGDPPC) and economic growth (EG). Also, OBDR is the ratio of operational imbalance of government budget to production and CBDR is the ratio of capital imbalance of government budget to production.

3. Data Description

The raw economic data of the study during the period from 1978 - 2021 was extracted from the internal database and to explain the data, the main research variables were averaged over the entire period and 7 sub-periods as described in Table 1. According to Table (1), Iran's economic welfare experiences a fluctuating trend. From 1993-1989, the trend of economic welfare decreased and in (1999-1994) the increasing trend was halted. However, in 2000, it started to increase again and reached its highest level in (2015-2011). During the examined period, the economic welfare rate averaged at 9.125. According to the provided information, the minimum and maximum per capita income and economic growth are 33.53 million Rials (1993-1989) and 66.05 million Rials (2010-2005), respectively. The growth rate was 4% (1988-1978) and 8% (2000-2004). Additionally, the highest level of imbalance was observed in 2010-2005, with a rate of 19.27%.

The relationship between the government budget and its discrepancy with the growth of the volume of money, inflation and other factors related to welfare is not the same across countries and depends on the economic, political and social conditions of each country. In Iran after the revolution, due to various developments, the economic growth did not reach the desired limits, so the moving trend of the welfare index indicates that from 1973 until the end of the war, the welfare trend was downward and then an upward trend began. The highest welfare index with a value of 170.6 is in 1396 and the lowest welfare index with a value of 81.5 is in 1368. Furthermore, due to the increase in government spending relative to income, the country's overall budget has faced a deficit imbalance for most years.

According to the calculations of the combined index of economic welfare, the results show that Iran's economic welfare has a fluctuating trend over the period under review. In the first development plan, the trend of economic welfare decreased and stopped increasing in the second plan, but with the beginning of the third plan it started increasing again and reached its maximum value in the sixth plan. Over the entire period, economic welfare averaged 125.9.

4. Discussion

In the first model, a decrease in the budget deficit in the long term has a significant and inverse effect on economic welfare (-0.85). In the second model, both increases and decreases in the government budget's capital imbalance have a direct effect on economic welfare with coefficients of 1.48 and 0.91, respectively.

Furthermore, an increase in the operational budget imbalance of the government with a coefficient of -4.33 has an inverse effect on economic welfare.

In other words; 1. The asymmetric effect of capital and operational budget imbalance on long-term economic welfare is confirmed.

2. The desirable impact of increases in government budget's capital imbalance on economic welfare is greater than the undesirable impact of decreases in it.

3. Only the undesirable impact of increases in operational budget imbalance on economic welfare is statistically significant, and there is no significant effect of the desirable impact of decreases in it on economic welfare.

Per capita income and economic growth also have a positive effect on welfare.

5. Conclusion

According to the results, it is shown that asymmetry in public budget, operational budget, and capital budget has an asymmetric effect on economic welfare. Per capita income and economic growth also have a direct effect on welfare; so, to improve the welfare of society, the government should implement policies aimed at reducing the government budget imbalance. To this end, the government can use policies such as expanding the tax base, creating the infrastructure necessary to establish a total income tax, and removing untargeted tax exemptions. Also, considering the direct impact of the capital imbalance of the budget on economic welfare and its greater impact during increases, more focus should be placed on increasing the share and weight of this component of the general budget, and considering the favorable effect of reductions in The operational imbalance of the budget on economic welfare, the reduction of this imbalance should be pursued purposefully and in a long-rum plan.

Acknowledgments

In the end, the authors consider it necessary to express their gratitude to the editors of the Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI) and the anonymous reviewers for improving and enriching the article.

Observation Contribution

In the present study, the first to fourth authors contributed 50%, 40%, 5% and 5% respectively.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۸، پاییز 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

تحلیل اثر ناترازی بودجهٔ دولت بر رفاه اقتصادی در ایران

شهریار زروکی[۱]، سحر نصرنژادنشلی[۲]، میترا نوروزی[۳]، معصومه خوشه‌گل‌گروسی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/ 10.22084/AES.2023.28078.3607
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۳۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۹
صص: ۱۰۵-۷۳

چکیده

ناترازی بودجه و تغییرات آن می‌تواند منجر به تغییر برنامه‌های رفاه اجتماعی و اقتصادی نظیر مراقبت‌های بهداشتی، آموزشی و تأمین اجتماعی شود. این امر می‌تواند بر کیفیت زندگی شهروندان، فقر و نابرابری اثر گذاشته و رفاه اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار دهد. در این راستا هدف پژوهش حاضر بررسی نقش ناترازی بودجهٔ (عمومی، سرمایه‌ای و عملیاتی) دولت بر رفاه اقتصادی در ایران در دورهٔ ۱۳۵۷ -۱۴۰۰ می‌باشد. بدین‌منظور الگوی پژوهش با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (نامتقارن) در دو قالب برآورد شده است. برای محاسبهٔ رفاه اقتصادی نیز از شاخص جامع IEWB استفاده شده است. ناترازی بودجهٔ عمومی، عملیاتی و سرمایه‌ای دولت نیز دارای روندی نوسانی است. نتایج بلندمدت حاکی از آن است که ناترازی بودجهٔ عمومی، سرمایه‌ای و عملیاتی دولت بر رفاه اقتصادی نامتقارن است. به‌نحوی‌که نخست، کاهش‌ها در ناترازی بودجهٔ عمومی با اثری معکوس (مطلوب) بر رفاه اقتصادی همراه بوده و افزایش‌ها در آن اثر معناداری ندارد. دوم، افزایش‌ها در ناترازی سرمایه‌ای بودجه با اثر مطلوب همراه بوده و اندازه‌گذاری آن از اثرگذاری نامطلوب کاهش‌ها در ناترازی سرمایه‌ای بودجه بیشتر است. سوم، افزایش‌ها در ناترازی عملیاتی بودجه به اثری مطلوب بر رفاه اقتصادی همراه است و این درحالی است که کاهش‌ها در آن اثرگذار نیست. درآمد سرانه و رشد اقتصادی نیز مطابق با انتظار به‌طور مستقیم بر رفاه اثرگذارند.

کلیدواژگان: رفاه اقتصادی، ناترازی بودجه، الگوی نامتقارن، ایران.
طبقه‌بندی JEL: I31, H61, C22.

۱. دانشیار گروه اقتصاد انرژی، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: sh.zaroki@umz.ac.ir
۲. کارشناس ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
Email: saharnasr1990@gmail.com
۳. کارشناس ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
Email: m.norozi95@ut.ac.ir
۴. کارشناس ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.
Email: garusi.manfk@gmail.com

ارجاع به مقاله: زروکی، شهریار؛ نصرنژادنشلی، سحر؛ نوروزی، میترا؛ و خوشه‌گل‌گروسی، معصومه، (۱۴۰۲). «تحلیل اثر ناترازی بودجهٔ دولت بر رفاه اقتصادی در ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۸): ۷۳-۱۰۵. doi: 10.22084/aes.2023.28078.3607
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5379.html?lang=fa

۱. مقدمه

تخصیص، توزیع و ثبات به عنوان وظایف اقتصادی دولت شناخته می‌شود. بودجه مهم‌ترین ابزار در دستیابی به وظیفهٔ ثبات اقتصادی (شامل اهدافی چون: رشد اقتصادی، اشتغال کامل، تثبیت قیمت‌ها) است. برای رسیدن به هدف ثبات اقتصادی که منجر به تعادل در اقتصاد کلان خواهد شد، دولت‌ها باید توجه خود را معطوف به تخصیص بهینهٔ بودجه نمایند. در دوران پس از انقلاب به‌علت تحول‌های مختلف اقتصادی، سیاسی و اجتماعی، رشد اقتصادی روند نامناسبی داشته است و از سویی دیگر، به علت فزونی مخارج دولت نسبت به درآمد، در بیشتر سال‌ها بودجهٔ عمومی کشور با کسری مواجه بوده است (مولایی و عبدیان، ۱۳۹۷). آثار اقتصادی کسری بودجهٔ دولت به چگونگی به‌وجود آمدن آن، نحوهٔ تأمین مالی و شرایط اقتصاد کلان بستگی خواهد داشت. اگر کسری بودجهٔ دولت ناشی از افزایش مخارج جاری دولت باشد سبب افزایش تقاضای کل می‌شود، ممکن است تورم ایجاد گردد. ولی اگر کسری بودجه به‌علت اجرای یک سیاست مالی فعال با افزایش مخارج سرمایه‌گذاری و با هدف رهایی اقتصاد از رکود باشد، به یک سیاست مالی انبساطی تبدیل و آثار اقتصادی آن هدایت اقتصاد به سمت اشتغال کامل در بلندمدت خواهد بود (عزیزی، ۱۳۸۵). در زمینهٔ کسری بودجه و تأثیر آن بر اقتصاد سه مکتب فکری عمده وجود دارد. «برنهایم»[1] (۱۹۸۹) یک رویکرد کینزی را توصیف کرد که کسری بودجه از طریق اثرات تکاثری که منجر به پس‌انداز بالاتر، افزایش تقاضا برای پول و تحریک سرمایه‌گذاری شده و از این مجرا رشد اقتصادی را به‌صورت مثبتی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین کسری بودجه می‌تواند اثرات مطلوبی بر عملکرد کلی اقتصاد داشته باشد و در زمان و با روش مناسب برای اقتصاد ضروری است (زوتا و بریشا[2]، ۲۰۱۶). در مقابل، اقتصاددان نئوکلاسیک ادعا می‌کنند که کسری بودجه رابطهٔ معکوسی با رشد اقتصادی دارد. از نظر نئوکلاسیک‌ها، سرمایه‌گذاری خصوصی با کسری بودجه کاهش می‌یابد و در نتیجه تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. ازسوی دیگر رویکرد ریکاردویی، بیان می‌کند که کسری بودجه هیچ تأثیری بر رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت ندارد؛ زیرا فقط پرداخت مالیات‌ها را به آینده منتقل نموده با گذشت زمان، اثرات سیاست بدهی دولت با انتقال خصوصی خنثی می‌شود؛ به‌طوری‌که کسری بودجه و تأمین مالی بدهی معادل هم می‌شوند. اختلاف بین تجزیه و تحلیل‌های مختلف متکی‌بر عواملی نظیر: زمان، کشور، نوع دولت، و سطح و نوع کسری بودجه اعم‌از عملیاتی و یا سرمایه‌ای است (زوتا و بریشا، ۲۰۱۶). درمجموع کسری بودجه بسته به این‌که برای هزینه‌های تولیدی یا غیرتولیدی استفاده شود، می‌تواند اثرات مثبت، منفی یا خنثی بر رشد اقتصادی داشته باشد (علوی‌باجگانی و همکاران، ۱۳۹۸).

با پذیرش اثرگذاری مثبت کسری بودجه بر رشد اقتصادی، می‌توان از این مسیر اثر آن را بر رفاه اقتصادی تبیین نمود. رشد اقتصادی بالا و برخورداری از شرایط اقتصادی مناسب‌تر، می‌تواند فرصت‌های بیشتری را برای افزایش درآمدهای جامعه از طریق گسترش بازارها، فرصت‌ها و محرک‌های لازم برای افزایش درآمد همه گروه‌های کم‌درآمد جامعه ایجاد نماید. در این وضعیت تولیدکنندگان در پاسخ به فرصت‌های جدید ایجاد شده در بازارها، نیروی کار بیشتری را تقاضا می‌نمایند که این مسأله از طریق جذب کار مازاد و حتی افزایش دستمزدها می‌تواند نقش قابل‌توجهی در افزایش رفاه جامعه به‌همراه داشته باشد (شهیکی‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲).

---

[1]. Bernheim
[2]. Zota and Berisha

البته اگر چنان‌چه کسری بودجه با اثرگذاری منفی بر رشد اقتصادی همراه باشد، مطابق با توضیح مذکور با کاهش رشد اقتصادی، انتظار می‌رود که رفاه اقتصادی نیز کاهش‌یابد؛ از این‌رو، با توجه به اهمیت اثراتی که کسری بودجه می‌تواند از طریق رشد اقتصادی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی بر رفاه اقتصادی داشته باشد. در پژوهش حاضر، تلاش شده است تا این ارتباط تحلیل و بررسی شود. توضیح دقیق‌تر آن‌که تلاش بر آن است تا ضمن تبیین اثر ناترازی بودجهٔ عمومی دولت بر رفاه اقتصادی، نقش ناترازی عملیاتی و سرمایه‌ای بودجهٔ دولت نیز تحلیل شود. هم‌چنین در تبیین اثر ناترازی بودجهٔ عمومی، عملیاتی و سرمایه‌ای دولت بر رفاه اقتصادی از رهیافت نامتقارن استفاده شد. برای این‌منظور نخست رفاه اقتصادی با استفاده از شاخصی ترکیبی از چهار بُعدِ جریان مصرف، ثروت، توزیع درآمد و امنیت اقتصادی در دورهٔ زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۰ محاسبه و سپس الگوی پژوهش در دو قالب با استفاده از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های غیرخطی (نامتقارن) برآورد شد.

مطالعات زیادی در ارتباط با رفاه و عوامل مؤثر بر آن صورت گرفته است؛ ولی با جستجوی نگارندگان در ارتباط با اثر ناترازی بودجهٔ دولت (آن‌هم برمبنای ناترازی عمومی، عملیاتی و سرمایه‌ای) بر رفاه اقتصادی مطالعه‌ای یافت نشده است. مزیت دیگر این پژوهش حاضر در آن است که جهت رفاه اقتصادی ایران برای بیش از چهار دهه شاخصی جامع (شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی) به‌کار گرفته شده است که البته با چالش‌های فراوان در استخراج ریزداده‌ها همراه بوده است؛ در این‌راستا، چارچوب پژوهش بدین‌شرح است که در ادامه و بعد از مقدمه، در بخش دوم به ادبیات نظری و تجربی پژوهش پرداخته می‌شود. بخش سوم، به تصریح الگوی پژوهش، محاسبهٔ شاخص ترکیبی رفاه و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش چهارم، تحلیل نتایج تجربی صورت می‌گیرد؛ و درنهایت جمع‌بندی و پیشنهادهای پژوهش ارائه می‌شود.

۲. ادبیات نظری پژوهش

۲-۱. کسری بودجه

کسری بودجه، زمانی اتفاق می‌افتد که هزینه‌ها بیشتر از درآمد باشد و می‌تواند سلامت مالی یک کشور را نشان دهد. این اصطلاح معمولاً برای اشاره به مخارج دولتی استفاده می‌شود. کسری بودجه بر بدهی ملی، مجموع کسری بودجهٔ سالانه و مجموع کل بدهی یک کشور بر طلبکاران تأثیر می‌گذارد. هنگامی‌که کسری بودجه شناسایی می‌شود، هزینه‌های جاری از میزان درآمد دریافتی از طریق عملیات استاندارد بیشتر می‌شود. ممکن است یک دولت برای اصلاح کسری بودجهٔ کشور که اغلب به‌عنوان کسری مالی از آن یاد می‌شود، هزینه‌های خاصی را کاهش دهد یا فعالیت‌های درآمدزا را افزایش دهد. کسری بودجه می‌تواند منجر به سطوح بالاتر استقراض، پرداخت سود بیشتر و کاهش سرمایه‌گذاری مجدد شود که منجر به درآمد کمتر در طول سال بعد می‌شود. نقطهٔ مقابل کسری بودجه، مازاد بودجه است. هنگامی‌که مازاد رخ می‌دهد، درآمد از هزینه‌های جاری فراتر می‌رود و منجر به‌وجوه اضافی می‌شود که می‌توان بیشتر تخصیص داد. زمانی‌که ورودی‌ها برابر با خروجی‌ها باشد، بودجهٔ متعادل درنظر گرفته می‌شود. در اوایل قرن بیستم، تعداد کمی از کشورهای صنعتی دارای کسری بودجهٔ زیادی بودند؛ با این‌حال، در طول جنگ جهانی اول، کسری بودجه افزایش یافت؛ زیرا دولت‌ها برای تأمین مالی جنگ و رشد آن‌ها وام‌های زیادی گرفتند و ذخایر مالی را

خالی کردند. این کسری‌های دوران جنگ و رشد تا دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰م. ادامه یافت، زمانی‌که نرخ رشد اقتصادی جهان کاهش یافت (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۵)؛ با توجه به ادبیات نظری چهار رویکرد: ریکاردویی، کینزی، نئوکلاسیکی و نظریهٔ چرخهٔ سیاسی بودجه در شکل‌گیری کسری بودجهٔ دولت و آثار آن وجود دارد که در ادامه به‌طور خلاصه به آن پرداخته می‌شود. هم‌چنین براساس مبانی تجربی عواملی چون: رشد اقتصادی، انباشت بدهی، نرخ بیکاری، تراز تجاری، مخارج دفاعی، عوامل سیاسی و کیفیت نهادهای بودجه از تعیین‌کننده‌های کسری بودجه به‌شمار می‌آیند (ماویج و اودیامبو[1]، ۲۰۲۰).

- نظریهٔ برابری ریکاردویی

برابری ریکاردویی یک نظریهٔ اقتصادی است که می‌گوید تأمین مالی مخارج دولت از محل مالیات‌های جاری یا مالیات‌های آتی (و کسری‌های فعلی) اثراتی معادل بر کل اقتصاد خواهد داشت. این بدان‌معناست که تلاش‌ها برای تحریک اقتصاد با افزایش مخارج دولتی که از طریق بدهی تأمین می‌شود، مؤثر نخواهد بود؛ زیرا سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان می‌دانند که این بدهی درنهایت باید به شکل مالیات‌های آتی پرداخت شود. این تئوری استدلال می‌کند که مردم براساس انتظارشان از افزایش مالیات‌های آتی، پس‌انداز بیشتری خواهند کرد تا بدهی خود را پرداخت کنند. این امر افزایش تقاضای کل را از افزایش مخارج دولت جبران می‌کند. این نظریه هم‌چنین نشان می‌دهد که سیاست مالی کینزی به‌طور کلی در افزایش تولید و رفاه اقتصادی بی‌اثر خواهد بود. این نظریه توسط دیوید ریکاردو در اوایل قرن نوزدهم میلادی ایجاد شد و بعدها توسط استاد دانشگاه هاروارد «رابرت بارو» توضیح داده شد؛ به‌همین دلیل، معادل ریکاردی به‌عنوان گزاره برابری بارو–ریکاردو نیز شناخته می‌شود (بارو، ۱۹۷۴ و ۱۹۸۹؛ برنهایم، ۱۹۸۷؛ سیتر، ۱۹۹۳[2]).

- نظریهٔ کینزی

در رویکرد کینزی به کسری بودجه، فرض می‌شود اقتصاد در شرایط رکودی است و افراد با محدودیت نقدینگی مواجه هستند؛ بنابراین مصرف کل به تغییرات درآمد قابل تصرف بسیار حساس است که نشان‌دهندهٔ بالا بودن میل نهایی به مصرف است. «ایسنر»[3] (۱۹۸۹) معتقد است کسری بودجه می‌تواند با افزایش تقاضای کل به سرمایه‌گذاری و رشد بالا منجر شود. هم‌چنین وی معتقد است که کسری بودجه به کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی از راه اثر جانشینی جبری منجر نمی‌شود؛ بلکه افزایش تقاضای کل باعث افزایش سودآوری سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود و سرمایه‌گذاری در هر سطحی از نرخ بهره افزایش می‌یابد، یعنی در عمل افزایش نرخ بهره پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را می‌افزاید؛ بنابراین کسری بودجه باعث به‌کارگیری منابع بلااستفادهٔ سرمایه و نیروی کار می‌شود. زیرا دولت در شرایط رشد اقتصادی پایین ممکن است در تجهیز درآمدهای مالیاتی ناتوان باشد؛ بنابراین در این نظریه، کسری بودجه در شرایط رکودی دارای اثر رشد است و می‌تواند درآمد ملی، مصرف، پس انداز و تشکیل

---

1. Mawejje & Odhiambo
2. Barro, Bernheim, Seater
3. Eisner

سرمایه را بهبود دهد. البته این نتایج در شرایط اشتغال کامل تغییر می‌کند و افزایش کسری بودجه و تحریک تقاضای کل با تبعات تورمی همراه است.

- نظریهٔ نئوکلاسیکی

تحقیقات «دیاموند»[1] (۱۹۵۵) نخستین تلاشی است که اثر کسری بودجه را در چارچوب الگوی اشاره شده بررسی می‌کند و نشان می‌دهد که افزایش دائمی در نسبت بدهی به درآمد ملی به کاهش نرخ سرمایه به نیروی کار در وضعیت یکنواخت منجر می‌شود؛ زیرا کسری بودجهٔ ماندگار به‌دلیل افزایش نرخ بهره و اثر جانشینی جبری، تشکیل سرمایهٔ بخش خصوصی را کاهش می‌دهد. «اوربا» و «کوتلیکوف»[2] (۱۹۸۷) در بررسی آثار کسری بودجهٔ موقتی نشان می‌دهند که کسری موقتی با فرض تثبیت مخارج دولت، منعکس‌کنندهٔ کاهش مالیات بر سرمایه و نیروی کار و نرخ نهایی مالیات است که عامل تحریک پس‌انداز و جایگزینیِ بین دوره‌ای نیروی کار می‌شود و درآمد جاری را می‌افزاید، ولی این اثر با توجه به اثر مصرف درنهایت ناچیز می‌باشد و حتی امکان آن وجود دارد که با انباشت اثر ثروت در طی زمان، کسری بودجهٔ موقتی به کاهش تشکیل سرمایهٔ بخش خصوصی منجر شود (ماویج، ۲۰۲۰).

- نظریهٔ چرخهٔ سیاسی بودجه

چرخه‌های سیاسی بودجه‌ای در وهلهٔ اول پدیده‌ای از اولین انتخابات پس از گذار به یک سیستم انتخاباتی دموکراتیک است. چرخه‌های سیاسی بودجه، چرخه‌هایی در برخی از اجزای بودجهٔ دولت است که توسط چرخهٔ انتخاباتی ایجاد می‌شود. به‌طور خاص، این اصطلاح اغلب به افزایش مخارج دولت یا کسری یا کاهش مالیات‌ها (ازجمله تغییرات نسبت به روندهای بلندمدت) در سال انتخاباتی اشاره دارد که به‌دلیل تمایل رئیس فعلی برای انتخاب مجدد خود ایجاد می‌شود. اگرچه ممکن است چرخه‌های سیاسی بودجه تنها یک نوع چرخهٔ سیاسی در متغیرهای کلان اقتصادی درنظر گرفته شود، ولی اکثر تحقیقات درمورد چرخه‌های متغیرهای اقتصادی ناشی از انتخابات اکنون بر چرخه‌های بودجه تمرکز دارند و مطالعهٔ چنین چرخه‌هایی مستقل از چرخه‌های سیاسی در اقتصاد، مفید است. تغییر تمرکز تا حدی به‌دلیل فقدان شواهد تجربی قوی برای وجود چرخهٔ تجاری سیاسی در بسیاری از کشورها است. این نظریه به اقتصاد سیاسی کسری بودجه مرتبط است که براساس آن تعارضات سیاسی منافع، انگیزه‌هایی را برای سیاستمداران در افزایش کسری بودجه به‌وجود می‌آورد (رابینی و ساکس[3]، ۱۹۸۹). هم‌چنین «آلسینا» و «تبلینی»[4] (۱۹۹۰) بر کسری بودجه بیشتر در دولت‌هایی با درجهٔ بالای تکثرگرایی تأکید دارند در چارچوب بحث چرخهٔ سیاسی، بودجهٔ چهار نظریه در ادبیات شکل می‌گیرد؛ نظریهٔ اول، مربوط به رویکرد رأی‌دهندگان غیر دوراندیش و سیاستمداران فرصت‌طلب است (نوردهاوس[5]، ۱۹۷۵) که در آن رأی‌دهندگان تأمین مالی

---

1. Diamond
2. Auerbach and Kotlikoff
3. Roubini & Sachs
4. Alesina and Tabelini
5. Nordhaus

مخارج عمومی جاری را از راه کسری بودجه ارزشمند تلقی می‌کنند، ولی هزینه‌های آن را از راه افزایش مالیات‌های آتی کم برآورد می‌کنند.

- رفاه اقتصادی

«رفاه» عبارت است از مجموعه‌ای سازمان‌یافته از قوانین، برنامه‌ها و سیاست‌هایی که در چارچوب مؤسسات رفاهی و نهادهای اجتماعی جهت پاسخ‌گویی به نیازهای مادی و معنوی و تأمین سعادت انسان عرضه می‌شود تا زمینهٔ رشد او را فراهم نماید (آرمان‌مهر و فرهمندمنش، ۱۳۹۶)؛ بنابراین در تعریف رفاه دو نکتهٔ تأمین نیازهای مادی و تأمین نیازهای معنوی بسیار حائز اهمیت است. اقتصاد رفاه، بخشی از علم اقتصاد است که با استفاده از تکنیک‌های اقتصاد خُرد سعی‌در بررسی و مطالعهٔ وضعیت رفاهی در موقعیت‌های گوناگون دارد؛ به‌طوری‌که می‌توان تشخیص داد رفاه اجتماعی در کدام موقعیت اقتصادی بیشتر یا کمتر از سایر وضعیت‌ها است. افزون‌بر این، اقتصاد رفاه چارچوبی را برای ارزیابی وضعیت‌ها، اقدامات، سیاست‌ها و نهادهای اقتصادی فراهم می‌آورد (لیتل، ۲۰۰۳)؛ به‌طوری‌که اقتصاد رفاه را می‌توان به دو حوزهٔ نظری و کاربردی تفکیک کرد. در حوزهٔ نظری شرایط لازم برای نیل به وضعیت بهینه مطالعه می‌شود و در حوزهٔ کاربردی پژوهشگر با تصمیم‌گیری و گزینش از میان بدیل‌های عینی مواجه است (عباسیان و نسرین‌دوست، ۱۳۹۱). در اقتصاد رفاه دو قضیهٔ اساسی وجود دارد؛ قضیهٔ اول، رفاه بیان می‌کند در صورت وجود فروض مشخصی، بازار رقابت آزاد به توزیع کارآمد (کارایی پارتو) نمی‌انجامد. این نتیجه از منطق دستان پنهان «آدام اسمیت» تبعیت می‌کند. قضیهٔ دوم نیز بیان می‌دارد که در صورت وجود فروض مشخص بیشتری، هر نتیجهٔ بهینه پارتو توسط بازار رقابت آزاد قابل دست‌یابی است (لیتل، ۲۰۰۳).

۲-۲. کسری بودجه و رفاه

دولت برای انجام وظایف خود، از بودجه به‌عنوان یک ابزار برنامه‌ریزی و مالی استفاده می‌کند. چون ایجاد تعادل و رسیدن به اهداف مختلف اقتصادی در سطح کلان، مانند: اشتغال کامل، ثبات قیمت‌ها، توزیع عادلانهٔ درآمد و غیره که منجر به رفاه می‌شود، در هر برنامهٔ اقتصادی در اولویت قرار دارد؛ بنابراین دولت می‌تواند به‌عنوان یکی از بخش‌های اساسی اقتصاد کلان، با استفاده از بودجه به‌عنوان یک وسیله که در آن درآمدها و مخارج مختلف دولت ثبت می‌شوند اقتصاد را در رسیدن به اهداف خود در سطح کلان هدایت کند. مخارج دولت دارای طیف وسیعی است و اجزاء مختلی را شامل می‌شود که کارکرد و تأثیر هر یک از این اجزاء بر سایر متغیرهای اقتصادی متفاوت است. اگر در یک دیدگاه کلی مخارج دولت را در دو بخش هزینه‌های جاری و عمرانی تقسیم‌بندی کنیم، مخارج جاری دولت می‌تواند با ورود در تابع مطلوبیت خانوار، رفاه خانوار را افزایش دهند. مخارج عمرانی یا سرمایه‌ای دولت، در حقیقت مخارجی هستند که در آینده کسب درآمد می‌کنند؛ به‌عبارت دیگر، لازم است دولت برای انجام وظایف مسولیت‌های اقتصادی، هزینه‌های گوناگونی را برای سرمایه‌گذاری به‌نحوی‌که در آینده به درآمدهای مستقیم و غیرمستقیم بیانجامد، متحمل شود. این سرمایه‌گذاری‌ها شامل: ماشین‌آلات، ساختمان‌ها، پروژه‌های تحقیقاتی و طرح‌های مختلف عمرانی و غیره می‌شود که اغلب منافع ناشی از آن‌ها در آینده قابل حصول است. مخارج سرمایه‌ای به مصارف زیربنایی می‌رسند و درنهایت موجب افزایش تولید می‌شوند. افزایش مخارج سرمایه‌ای

به انجام برنامه‌های عمرانی بیشتر و درنهایت ایجاد اشتغال و افزایش تولید و افزایش درآمد منجر می‌شود. مخارج عمرانی از طریق فراهم کردن زیرساخت‌های اقتصادی و ارتقای کارایی و بهره‌وری اضافه رفاه بنگاه‌ها را به‌همراه دارند. «لوکاس» معتقد است که سرمایه‌گذاری دولتی در آموزش سرمایهٔ انسانی در بلندمدت به‌عنوان یک عامل مهم در رشد اقتصادی تأثیرگذار است. رشد درآمد سرانه در هر اقتصاد قابلیت و دامنهٔ انتخاب خانوارها را افزایش خواهد داد. این قدرت انتخاب بالاتر، زمینهٔ انتخاب آموزش عالی و بهداشت خصوصی را برای خانوارها بیشتر خواهد کرد. یکی از مسائل مهم در رابطه با پیوند دولت، رشد اقتصادی و رفاه مصرف‌کننده، تأمین زیرساخت‌های موردنیاز از سوی دولت است. زیرساخت‌هایی که توسط دولت‌ها به‌وجود می‌آیند، از راه‌های گوناگون می‌توانند موجب اثرگذاری بر رشد و توسعه شوند. رشد و پیشرفت هر جامعه‌ای به‌وجود زیرساخت‌های فیزیکی برای تولید و توزیع کالاها و خدمات بین عامهٔ مردم بستگی دارد؛ به‌طوری‌که قدرت اقتصاد ملی به توانایی موجودی زیرساخت آن بستگی دارد. خدمات عمومی گسترش‌یافته توسط دولت به‌طور مستقیم و به‌ویژه در مناطق شهری رفاه خانوارها را افزایش می‌دهد، گرچه این بهبود رفاه به‌طور مستقیم تولید را تحت‌تأثیر قرار نمی‌دهد، اما از طریق افزایش کیفیت نیروی کار، بهره‌وری را افزایش داده و از این‌طریق به‌طور غیرمستقیم موجب می‌شود رشد اقتصادی افزایش یابد. یکی دیگر از ابعاد تأثیرگذار زیرساخت‌ها، بزرگ‌تر شدن بازارها است. این موضوع به‌ویژه در سه بازار نیروی کار، بازار کالا و بازار سرمایه استفاده می‌شود. کاهش هزینه‌هایی هم‌چون حمل‌ونقل، ارتباطات موجب می‌شود که صرفه‌های مقیاس اقتصادی و تخصص در بازارها به‌وجود آمده و هم‌چنین به‌لحاظ تأثیرگذاری بر نیروی کار موجب آن می‌شود که عرضه و تقاضای نیروی کار تناسب بهتری یافته و موجب کاراتر شدن بازار کار شود. به‌طورکلی می‌توان این‌گونه بیان کرد که دولت از طریق مخارج عمرانی برروی گسترش زیرساخت‌ها و بعضی از کالاهای عمومی هم منافع بنگاه و هم منافع خانوار را تأمین می‌سازد و این به‌طور مستقیم موجب افزایش رفاه خانوارها و هم‌چنین ازطریق کاهش هزینه‌ها و توسعهٔ بازارها در افزایش رشد اقتصادی مؤثر است؛ از این‌رو، با افزایش دادن مخارج و درنهایت کسری بودجه، می‌تواند از کسری بودجه در راستای تحقق رفاه گام بردارد (اشرفی و همکاران، ۱۳۹۷). بحث در مورد پیامدهای کسری بودجه یا اصطلاحاً شکاف بودجه‌ای (روس[1]، ۲۰۲۳) در ادبیات موجود بسیار موردتوجه قرار گرفته است و به یکی از نگرانی‌های اصلی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه تبدیل شده است (صالح و هاروی[2]، ۲۰۰۵). «موسی» و همکاران[3] (۲۰۲۳) بیان می‌دارند با افزایش کسری بودجه، سایر هزینه‌های دولت، یعنی هزینه‌های سرمایه‌ای، هزینه‌های عمرانی، هزینه‌های رفاهی و پرداخت‌های بهره نیز در سطح دولت افزایش می‌یابد. با این‌حال، در برخی از کشورها، هزینه‌های سرمایه و توسعه در مقایسه با کل هزینه‌های رفاه اجتماعی کاهش یافته است؛ علاوه‌بر این، برخی از کشورها ابزار کسری بودجه را به‌منظور اجرای پروژه‌های کلان وعده داده شدهٔ سیاسی، بهبود استانداردهای زندگی و دستیابی به رشد و رفاه اقتصادی پایدار اتخاذ می‌کنند. هرچند کسری بودجهٔ بیش از حد و پایدار می‌تواند اثرات منفی قابل‌توجهی بر رفاه اقتصادی و اجتماعی جامعه داشته باشد (آهوجا و پاندیت[4]، ۲۰۲۰). به‌طور کلی، اقتصاددانان در مکاتب مختلف همواره دربارهٔ تعادل در بودجه، کسری

---

1. Ross
2. Saleh & Harvie
3. Musa et al.
4. Ahuja & Pandit

آن و عملکرد اقتصاد کلان اختلاف‌نظر داشته‌اند (اوشینا، ۲۰۱۸). به‌همین‌دلیل برای دولت‌ها مهم است که بودجه‌های خود را با دقت مدیریت کنند و از کسری‌های بیش از حد اجتناب کنند تا ثبات و رفاه بلندمدت تضمین شود. به‌طور کلی، اثرات کسری بودجه بر اقتصاد را می‌توان به دو دستهٔ اصلی تقسیم کرد.

۱. اثرات اقتصادی: کسری بودجه می‌تواند منجر به افزایش نرخ بهره، تورم و کاهش ارزش پول شود. این امر می‌تواند وام‌گرفتن دولت را در آینده دشوار کند و هم‌چنین می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری خارجی شود.

۲. اثرات رفاه اجتماعی و اقتصادی: کسری بودجه می‌تواند منجر به کاهش برنامه‌های رفاه اجتماعی و اقتصادی مانند مراقبت‌های بهداشتی، آموزشی و تأمین اجتماعی شود. این امر می‌تواند بر کیفیت زندگی شهروندان تأثیر منفی بگذارد سبب افزایش فقر و نابرابری شود.

اقتصاددانان کینزی بر رابطهٔ مثبت بین کسری بودجه و رفاه تأکید کرده‌اند. آن‌ها استدلال می‌کنند که کسری بودجه می‌تواند برای تأمین مالی برنامه‌های اجتماعی، سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی، و سایر کالاهای عمومی که باعث رشد اقتصادی و بهبود رفاه شهروندان می‌شوند، استفاده شود. آن‌ها هم‌چنین معتقدند که کسری بودجه می‌تواند با افزایش مخارج دولت و تحریک تقاضا به ثبات اقتصاد در زمان رکود یا بحران کمک کند. با این‌حال، آن‌ها هشدار می‌دهند که کسری بودجه باید با دقت مدیریت شود تا از تورم و سایر پیامدهای منفی جلوگیری شود. اثرات کسری بودجه بر رفاه اقتصادی و اجتماعی دولت‌ها می‌تواند مثبت و منفی باشد. اثرات منفی شامل نرخ بهره بالاتر، تورم و ازدحام سرمایه‌گذاری خصوصی است که می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش داده و رفاه اجتماعی را کاهش دهد. با این‌حال، کسری بودجه هم‌چنین می‌تواند اثرات مثبتی داشته باشد، مانند افزایش هزینه‌های دولت برای کالاهای عمومی مانند زیرساخت‌ها و آموزش، سیاست‌های ضدچرخه‌ای در دوران رکود برای ثبات اقتصاد، و توزیع مجدد ثروت برای کاهش فقر و بهبود رفاه اجتماعی (صابرماهانی و همکاران، ۱۴۰۱).

۳. پیشینهٔ پژوهش

«موسوی‌جهرمی» و «زایر» (۱۳۸۷) به بررسی اثرات کسری بودجه در ایران پرداختند؛ این مطالعه نشان می‌دهد یکی از اثرات مهم کسری بودجه بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. تأثیر منفی کسری بودجه بر سرمایه‌گذاری به‌دلیل کاهش سطح دسترسی بخش خصوصی به اعتبارات بانکی به‌دلیل تأمین کسری بودجهٔ دولت از طریق سیستم بانکی باعث گردیده تا سطح اشتغال به‌عنوان مهم‌ترین مؤلفهٔ رفاه اقتصادی جامعه تضعیف گردد؛ به‌عبارتی افزایش کسری بودجهٔ دولت سبب می‌گردد تا دولت برای جبران این کسری به استقراض از سیستم بانکی روی آورد که این باعث کاهش دسترسی سایر فعالان بخش اقتصاد به منابع بانکی می‌شود، سطح تولید و اشتغال این مؤسسات را کاهش و سبب افزایش بیکاری می‌شود و در نتیجهٔ آن رفاه جامعه کاهش می‌یابد.

«موسوی‌نیک» و همکاران (۱۳۸۹)، در بررسی اثر حاکمیت بر رفاه اجتماعی ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، حاکمیت بالای سیاست مالی در ایران را نشان‌دادند. آن‌ها بیان می‌دارند که در نتیجه کاهش حاکمیت مالی، زیان تولیدی کاهش و رفاه اجتماعی افزایش می‌یابد.

«صیادزاده» و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی با بررسی اثر کسری بودجه بر امنیت اقتصادی ایران، به بررسی اثرات کسری بودجه بر رشدی اقتصادی و تورم به‌عنوان مهم‌ترین عوامل موثر بر رفاه در ایران پرداختند؛ این

پژوهش نشان می‌دهد کسری بودجهٔ دولت تأثیری مستقیم بر تورم در ایران دارد. تورم نیز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل کاهش رفاه اقتصادی در ایران مطرح گردیده است. هم‌چنین این پژوهش تأثیر کسری بودجه بر رشد اقتصادی را به عنوان یکی دیگر از کانال‌های ارتباط و تأثیر کسری بودجه بر رفاه اقتصادی معرفی می‌کند.

«راغفر» و همکاران (۱۳۹۵) اثر سیاست‌های مالیاتی بر رفاه مصرف‌کننده در قالب الگوی تعادل عمومی نسل‌های هم‌پوش ۵۵ دوره‌ای اثر باخ-کوتلیکوف در اقتصاد ایران پرداختند؛ یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که تغییر نرخ پایهٔ مالیاتی از مالیات بر درآمد سرمایه به مالیات بر مصرف (تغییر نرخ پایه مالیاتی) منجر به افزایش رفاه ۶.۲٪ افراد شده است؛ هم‌چنین تغییر پایهٔ مالیاتی از مالیات بر درآمد نیروی کار به مالیات بر مصرف با افزایش رفاه ۱۰٪ همراه بوده است.

«اشرفی» و همکاران (۱۳۹۷) با بررسی اثر مخارج دولت بر رفاه در ایران، اتخاذ سیاست‌های بهینه در مخارج دولت را موجب افزایش رفاه اقتصادی می‌دانند. آن‌ها بیان می‌دارند یکی از مهم‌ترین مجاری اثرگذاری کسری بودجه بر رفاه اقتصادی ازطریق تأثیر بلندمدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی و به‌دنبال آن تأثیر رشد اقتصادی بر رفاه اقتصادی جامعه می‌باشد؛ به‌نحوی‌که کسری بودجه در بلندمدت به‌واسطهٔ تأثیر منفی بر رشد اقتصادی رفاه جامع را تضعیف می‌کند.

«ایزدی» و «عباسیان» (۱۴۰۱) اثر سیاست تغییر مالیات نیروی کار بر رفاه خانوارهای فقیر و ثروتمند را در یک مدل سیاست مالی بهینه در چارچوب یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا در ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان‌داد در این‌گونه مدل‌ها نقش مالیات نیروی‌کار موجود در سیستم سیاست‌گذاری بسیار حائز اهمیت است. سیاست تغییر مالیات بر نیروی‌کار منجر به تغییر متفاوت در مطلوبیت خانوار فقیر و ثروتمند می‌شود و به‌دنبال آن، رفاه این دو گروه خانوار تغییرات متفاوتی خواهد داشت؛ بنابراین باید بهینه‌سازی سیاست پولی و مالی دولت با نگاهی بر سهم خانوار فقیر و ثروتمند در جامعه صورت گیرد. بررسی اثر اصلاحات مالیاتی توسط دولت با حضور مسأله رمزی در جامعه‌ای با ترکیب خانوار ثروتمند و فقیر نشان می‌دهد که اجرای سیاست افزایش در مالیات بر نیروی‌کار توسط دولت ابتدا منجر به کاهش رفاه در کوتاه‌مدت و سپس افزایش آن در بلندمدت می‌شود.

در میان ادبیات خارجی، ادبیات تجربی گسترده‌ای وجود دارد که دیدگاه‌های آن مکاتب فکری را بررسی می‌کند. با این‌حال شواهد تجربی در مورد ارتباط بین رفاه اقتصادی و کسری بودجه متفاوت است؛ به‌عنوان مثال، مطالعاتی مانند: «آبل»[1] (۱۹۹۰) و «تالمن» و «روزنسویگ»[2] (۱۹۹۱) در ایالات متحده از یک هویت ساده برای تجزیه و تحلیل ارتباط بین این دو متغیر استفاده کردند. این هویت بیان می‌کند که مازاد بودجهٔ دولت برابر با مازاد حساب جاری به اضافهٔ مازاد سرمایه‌گذاری بر پس‌انداز خصوصی است. درنهایت این مطالعات ارتباط قوی بین رشد اقتصادی و کسری بودجه را نشان‌داد.

در سال ۱۹۶۷م.، «اولیورا»[3] اولین فردی بود که دربارهٔ کسری بودجه و تأثیرات تورمی آن فرمول‌بندی و ارائه مدل را انجام داد. در رویکرد جدید اقتصاددانان در دفاع از تأثیر غیرمستقیم کسری بودجه از طریق مالیات تورمی

---

1. Abel
2. Tallman and Rosensweig
3. Olivera

بر تقاضای حقیقی اقتصاد و نتایج آن، یعنی رشد اقتصادی و رفاه جامعه، ادبیات پژوهش تجربی در این موضوعات قرار گرفت (حاجامینی و همکاران، ۱۳۹۵). در این‌راستا، «کولی» و «هانسن»[1](۱۹۹۱) به تأثیر مثبت مالیات تورمی بر رفاه جامعه تأکید دارند و در مقابل «دوتسی» و «ایرلند»[2] (۱۹۹۶) این نتیجه را رد کرده و بیان می‌دارد که با جانشینی نیروی انسانی از حوزهٔ تولید به حوزهٔ مالی، رشد اقتصاد و به تناسب رفاه کاهش می‌یابد که این رابطه را «تسوکیس»[3] (۲۰۰۰) در کوتاه‌مدت مورد تأیید قرار می‌دهد.

«فاسورانتی» و «آکیندله»[4] (۲۰۱۵) در یافته‌های تجربی خود در مطالعهٔ بررسی رابطهٔ کسری بودجه و رفاه مصرف‌کننده در نیجریه طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۸۵م. با استفاده از مدل FMOLS تأثیر مثبت و ناچیز حداقلی کسری بودجه را بر رفاه مصرف‌کننده نشان‌دادند و به این نتیجه رسیدند که کسری بودجه تأثیر معناداری بر رفاه مصرف‌کننده در طول دورهٔ مورد مطالعه ندارد.

«فوتوگامی» و «کونیشی» (۲۰۱۸) در پژوهشی به تحلیل پویا از قوانین سیاست بودجه در ژاپن پرداختند و نشان‌دادند قوانین کاهش بدهی و کسری بودجه، تنها براساس مصرف دولت و هزینه‌های سرمایه‌گذاری، رفاه خانواده‌ها را بهبود می‌بخشد. سرعت بالاتر تثبیت مالی دلالت‌بر بهبود رفاه بیشتر دارد. کاهش نسبت کسری به تولید ناخالص داخلی باعث افزایش رفاه می‌شود.

«بوکینا»[5] (۲۰۲۲) در بررسی وضعیت و چشم‌انداز پایداری بودجهٔ فدرال روسیه، ضمن بیان وابستگی بودجهٔ فدرال به درآمدهای نفتی و تجزیه و تحلیل بحران‌های ساختاری آن در بررسی خود به خنثی بودن رابطهٔ کسری بودجه و رفاه در کوتاه‌مدت، به جهت تأمین از طریق ذخایر نقدی انباشتهٔ صندوق رفاه ملی اشاره دارد که در چشم‌انداز بلندمدت به محدودیت‌هایی بر رشد اقتصادی پایدار و کاهش رفاه جامعه می‌انجامد.

موسی و همکاران (۲۰۲۳) در تحلیل تطبیقی خود با معرفی نقش تعدیل‌گری کیفیت حکمرانی برای ۳۴ کشور ثروتمند و ۴۴ کشور فقیر در سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۰م. تأیید می‌کند که کسری بودجه باعث افزایش پایداری رشد اقتصادی کشورهای ثروتمند می‌گردد؛ به‌طوری‌که در کشورهای فقیر (غیررفاهی) اثر کسری بودجه با میانجی‌گری کیفیت حکمرانی می‌تواند با داشتن نقش حمایتی، به رشد پایدار و رفاه جامعه کمک کند.

٤. روش‌شناسی پژوهش

٤-١. ارائه الگوی پژوهش

همان‌طور در مقدمه بدان اشاره شد هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی اثر نامتقارن ناترازی بودجهٔ (عمومی، عملیاتی و سرمایه‌ای) دولت بر رفاه در اقتصاد ایران است؛ از این‌رو، تمرکز در تصریح الگوی پژوهش بر آن است تا ضمن بررسی اثر نامتقارن ناترازی بودجهٔ عمومی دولت بر رفاه اقتصادی، تفکیکی در دو جزء ناترازی بودجهٔ عمومی، یعنی ناترازی سرمایه‌ای و ناترازی عملیاتی نیز انجام شود. در عموم پژوهش‌های پیشین برای بررسی

---

1. Cooley and Hansen
2. Dotsey and Ireland
3. Tsoukis
4. Fasoranti & Akindele
5. Bukina

رابطهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت (هم‌جمعی) بین متغیرها از روش‌های متعددی نظیر: «گرنجر»[۱] (۱۹۸۱)، «انگل» و «گرنجر»[۲] (۱۹۸۷)، «جوهانسن» و «جوسیلیوس»[۳] (۱۹۹۰)، «فیلیپس» و «هانس»[۴] (۱۹۹۱)، «فیلیپس» و «لورتان»[۵] (۱۹۹۱) و الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به‌کار گرفته شده است. در این مطالعه برای بررسی از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده می‌شود. روش NARDL یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. از مزایای این روش می‌توان به استفاده از آن با تعداد مشاهدات کم و مدل‌سازی این روش بدون درنظر گرفتن I(0) و I(1) بودن متغیرها اشاره کرد؛ بنابراین در صورت داشتن ریشهٔ واحد، در سطح می‌توان متغیرها را به‌کار گرفت. رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی بر عدم تقارن‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها متمرکز است. این روش «شین»[۶] و همکاران (۲۰۱۴) توسعه یافته است. مطابق با مطالعات «پسران» و «شین»[۷] (۱۹۹۸)، پسران و همکاران[۸] (۲۰۰۲) «اسچوردت»[۹] (۲۰۰۳) شین و همکاران (۲۰۱۴) در این پژوهش برای بررسی متغیرها از رگرسیون هم‌انباشتگی نامتقارن غیرخطی براساس رابطهٔ (۱) استفاده شده است.

$$y_t = \beta^+ X_t^+ + \beta^- X_t^- + U_t \qquad (۱)$$

در رابطهٔ (۲) β^+ و β^- پارامترهای بلندمدت، X_t^+ و X_t^- رگرسورهای تجزیه شده به‌شکل رابطهٔ (۲) می‌باشند.

$$X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^- \qquad (۲)$$

در رابطهٔ (۳) X_t^+ و X_t^- انباشت فرآیندهای جزئی از تغییرات مثبت و منفی در X_t براساس رابطهٔ (۳) و (۴) می‌باشد.

$$X_t^+ = \sum_{J=1}^{t} \Delta X_j^+ = \sum_{J=1}^{t} Max(\Delta X_j, 0) \qquad (۳)$$

$$X_t^- = \sum_{J=1}^{t} \Delta X_j^- = \sum_{J=1}^{t} Min(\Delta X_j, 0) \qquad (۴)$$

با توجه رابطهٔ (۲) برای الگوی ARDL(p,q) مدل تصحیح خطای نامتقارن AECM به‌شکل معادله (۵) ارائه می‌شود.

---

1. Gernger
2. Engel & Gernger
3. Johansen & Juselius
4. Philips & Hansen
5. Phillips & Lorton
6. Shin
10. Pesaran & Shin
11. Pesaran et al.
12. Aschordet

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ X^+ t_{-1} + \theta^- X^- t_{-1} + \sum_{J=1}^{P=1} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} (\pi_j^+ \Delta X_{t-j}^+) + \pi_j^- \Delta X_{t-j}^- + e_t \quad , \quad j = 1, \dots, q \qquad (۵)$$

که در آن $\theta^+ = -\rho\beta^+$ و $\theta^- = -\rho\beta^-$ است.

در ادامهٔ الگوی پژوهش در دو قالب (براساس ناترازی بودجهٔ عمومی دولت؛ و ناترازی عملیاتی و سرمایه‌ای بودجهٔ دولت) تبیین شده است؛ به‌طوری‌که در قالب نخست از الگوی پژوهش به بررسی تبیین اثر ناترازی بودجی عمومی دولت و در قالب دوم از الگوی پژوهش به بررسی تبیین اثر ناترازی عملیاتی و سرمایه‌ای بر رفاه اقتصادی پرداخته شده است.

- الگوی پژوهش در قالب نخست (ناترازی بودجهٔ عمومی دولت و رفاه)

با توجه به این‌که در پژوهش «فراهتی» (۱۴۰۱) تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر رفاه بررسی شد و در پژوهش «احمدوند» و همکاران (۱۴۰۱) اثر نامتقارن مخارج دولت بر رفاه مورد بررسی قرار گرفت؛ لذا با توجه به مدل‌های ذکر شده که اثر مخارج یا مالیات به صورت جداگانه بر رفاه مورد بررسی قرار گرفت، هدف در این پژوهش، بررسی نامتقارن ناترازی بودجه بر رفاه می‌باشد.

الگوی پژوهش در قالب نخست و با هدف تبیین اثر ناترازی بودجهٔ عمومی دولت بر رفاه اقتصادی به‌شرح معادلهٔ (۶) است:

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \beta^+ TBDR_{t-1}^+ + \beta^- TBDR_{t-1}^- + \gamma RGDPPC_{t-1} + \delta EG_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_1-1} \beta_i^+ \Delta TBDR_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{r_2-1} \beta_i^- \Delta TBDR_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \delta_i \Delta EG_{t-i} + e_t \qquad (۶)$$

که در آن $IEWB$ به عنوان متغیر وابسته بیانگر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی است. $TBDR$، $RGDPPC$ و EG نیز به‌عنوان متغیرهای توضیحی الگو به‌ترتیب بیانگر نسبت ناترازی بودجهٔ عمومی دولت به تولید، درآمد سرانهٔ حقیقی و رشد اقتصادی می‌باشد. توضیح آن‌که ناترازی بودجهٔ عمومی دولت به تولید به‌صورت زیر تجزیه شده است؛ به‌نحوی‌که انباشت جزئی در تغییرات آن برمبنای رابطهٔ (۷) است:

$$\begin{cases} TBDR_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta TBDR_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max(\Delta TBDR_j, 0) \\ TBDR_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta TBDR_j^- = \sum_{j=1}^{t} Min(\Delta TBDR_j, 0) \end{cases} \qquad (۷)$$

- لگوی پژوهش در قالب دوم (ناترازی عملیاتی و سرمایه‌ای دولت و رفاه)

الگوی پژوهش در قالب دوم و با هدف تبیین اثر ناترازی عملیاتی و سرمایه‌ای دولت بر رفاه اقتصادی به شرح معادلهٔ (۸) است:

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \beta^+ CBDR_{t-1}^+ + \beta^- CBDR_{t-1}^- + \gamma^+ OBDR_{t-1}^+ + \gamma^- OBDR_{t-1}^- + \delta RGDPPC_{t-1} + \theta EG_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_1-1} \beta_i^+ \Delta CBDR_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{r_2-1} \beta_i^- \Delta CBDR_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{s_1-1} \gamma_i^+ \Delta OBDR_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{s_2-1} \gamma_i^- \Delta OBDR_{t-i}^- + \sum_{i=0}^{t-1} \delta_i \Delta RGDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_i \Delta EG_{t-i} + e_t \qquad (۸)$$

که در آن متغیر وابسته شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی (IEWB) و متغیرهای توضیحی مدل درآمد سرانهٔ حقیقی

($RGDPPC$) و رشد اقتصادی (EG) است. همچنین $OBDR$ نسبت ناترازی عملیاتی بودجهٔ دولت به تولید و $CBDR$ نسبت ناترازی سرمایه‌ای بودجهٔ دولت به تولید می‌باشد. براساس رابطهٔ (۲۰) می‌توان اثر ناترازی عملیاتی و سرمایه‌ای بودجه را بر رفاه اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون نمود. توضیح آن‌که نسبت ناترازی عملیاتی و سرمایه‌ای بودجه به تولید به صورت زیر تجزیه شده است. به‌نحوی‌که انباشت جزئی در تغییرات آن‌ها به‌ترتیب برمبنای روابط (۹) و (۱۰) است:

$$\begin{cases} CBDR_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta CBDR_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max(\Delta CBDR_j\,, 0) \\ CBDR_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta CBDR_j^- = \sum_{j=1}^{t} Min(\Delta CBDR_j\,, 0) \end{cases} \quad (۹)$$

$$\begin{cases} OBDR_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta OBDR_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max(\Delta OBDR_j\,, 0) \\ TBDR_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta OBDR_j^- = \sum_{j=1}^{t} Min(\Delta OBDR_j\,, 0) \end{cases} \quad (۱۰)$$

لازم به توضیح است دورهٔ زمانی پژوهش شامل داده‌های سالانهٔ ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۰ می‌باشد که از پایگاه داده‌های بانک مرکزی و بانک جهانی و سازمان امور مالیاتی استخراج شده‌اند.

٤-۲. شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی

در بین شاخص‌های رفاه اقتصادی، شاخص IEWB به‌عنوان شاخصی جامع و فراگیر، جهت بررسی الگوی موردنظر پژوهش حاضر استفاده می‌شود. شاخص IEWB رفاه اقتصادی را تابعی از ابعاد جریان مصرف سرانه مؤثر، خالص انباشت اجتماعی ذخایر و منابع مولد ثروت، نابرابری اقتصادی و ناامنی اقتصادی درنظر می‌گیرد. در این‌راستا، برای هر یک از این ابعاد به روش خاصی وزن‌هایی درنظر گرفته می‌شود؛ بنابراین وزن‌های اختصاص‌یافته به هر بُعد با توجه به مشاهدات مختلف، متفاوت خواهد بود (اُزبرگ و شارپ، ۲۰۰۹). فرم کلی این شاخص به‌صورت زیر است:

$$IEWB = DF + WS + ID + ES \quad (۱۱)$$

مقدار شاخص رفاه اقتصادی را با اجزای چهارگانه‌ای اندازه می‌گیرند که عبارت از جریان مصرف[1] (CF)، موجودی دارایی مولد[2] (WS)، توزیع درآمدهای فردی[3] (ID) و سطح امنیت اقتصادی[4] (ES) است (بختیاری و همکاران، ۱۳۹۱). الگوی کلی این شاخص به‌صورت زیر است:

$$IEWB = \alpha_1\,(C + G + WT - RE)(LE) + \alpha_2(K + RD + HC + NR + FDI - ED) + \alpha_3[(\beta(PHR) + (1-\beta)GiNi)] + \alpha_4[WWR + b(RHR) + C(PHR) + d(PHR)] \quad (۱۲)$$

اجزای رابطه ارائه‌شده به‌ترتیب عبارتنداز:

- جریان مصرف

$$CF = \alpha_1 + (C + G + WT - RE)(LE) \quad (۱۳)$$

---

[1]. Consumption Flow
[2]. Wealth Stocks
[3]. Distribution of Individual Income
[4]. Level of Economic Security

که در آن، C سرانهٔ حقیقی مخارج حقیقی مصرفی نهایی خانوار[۱]، G سرانهٔ حقیقی مخارج مصرفی نهایی عمومی دولت[۲]، WT سرانهٔ حقیقی تغییرات در مدت‌زمان کار[۳]، RE سرانهٔ حقیقی مخارج جبرانی[۴] (جبران خدمات کارکنان، سرانهٔ حقیقی ارزش تولید یک ساعت) و LE امید به زندگی در زمان تولد نسبت به سال پایه و کشور پایه[۵] می‌باشد. مقدار متغیر سرانهٔ حقیقی تغییرات در مدت‌زمان کار، از رابطهٔ زیر به‌دست آمده است:

$$WT = \left(\frac{WAP}{POP}\right).VL_{WAP} \quad (۱۴)$$

$$VL_{WAP} = \left[1 - \frac{TR}{GDP}\right].S \quad (۱۵)$$

$$S = \frac{WR}{WAP} \quad (۱۶)$$

که در آن، WR جبران خدمات کارکنان[۶]، WAP جمعیت فعال (۱۵ سال به بالا)[۷]، POP جمعیت کل[۸]، VL_{WAP} ارزش‌افزوده فراغت یک نفر در سن کار[۹]، TR درآمد مالیاتی[۱۰]، S توسط جبران خدمات هر فرد[۱۱] و GDP تولید ناخالص داخلی[۱۲] می‌باشد. سرانهٔ حقیقی مخارج جبرانی نیز از فرمول زیر به‌دست می‌آید:

$$RE = \frac{GDP}{WAP} \quad (۱۷)$$

- انباشت ثروت

نحوهٔ محاسبه مقدار این متغیر و اجزاء آن در شاخص بدین‌صورت است:

$$WS = \alpha_2[K + RD + HC + NR + FDI - ED] \quad (۱۸)$$

که در آن، K سرانهٔ حقیقی سرمایهٔ ثابت ناخالص (سرانهٔ حقیقی مصرف سرمایه)[۱۳]، RD سرانهٔ حقیقی مخارج تحقیق و توسعه[۱۴]، HC سرانهٔ حقیقی موجودی سرمایهٔ انسانی[۱۵]، NR سرانهٔ حقیقی موجودی ثروت منابع طبیعی[۱۶]، FDI سرانهٔ حقیقی خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[۱۷]، ED سرانهٔ حقیقی هزینهٔ اجتماعی فرسایش محیط‌زیست[۱۸] (ناشی از انتشار کربن دی‌اکسید) می‌باشد.

---

1. Real Per capita Household Consumption Expenditure Etc. (Constant 2010 Us$)
2. Real Per Capita General Government Final Consumption Expenditure (Constant 2010 Us$)
3. Real Per capita Value of Variation in Working Time
4. Real Per capita Value of Regrettable Expenditures
5. Index of Life Expectancy Relative to The Base Year and Country
6. Employee Service Compensation
7. Active Population
8. Total Population
9. Added Value of Leisure
10. Tax Income
11. Average Service Vompensation
12. Gross Domestic Product
13. Real Per Capita Capital Stock (Adjusted Savings: Real Per Capita Consumption of Fixed Capital (Constant Us$))
14. Real Per capita Stock of Research and Development
15. Real Per Capita Stock of Human Capital (Adjusted Savings: Real Per Capita Education Expenditure (Constant Us$))
16. Real Per capita Stock of Natural Resource Wealth
17. Real Per Capita Foreign Direct Investment Net Inflows
18. Real Per Capita Social Costs ff Environmental Degradation (Adjusted Savings: Real Per Capita Carbon Dioxide Damage (Constant Us$))

- توزیع درآمد

نحوهٔ محاسبه مقدار این متغیر و اجزاء آن در شاخص بدین‌صورت است:

$$ID = \alpha_3[(\beta(PHR) + (1-\beta)Gini)] \quad (۱۹)$$

که در آن β برابر با ۰/۷۵ وزن نسبی است و شاخص توزیع درآمد از میانگین موزون شدت فقر به‌دست می‌آید. هم‌چنین PHR نسبت فقر سرپرست خانوار در حداقل درآمد ۱/۲۵ دلار در روز[1] و $Gini$ برابر با ضریب جینی[2] است. برای سنجش نحوهٔ توزیع درآمد، شدت فقر و نابرابری، شاخص‌های متعددی وجود دارد. در این پژوهش به علت محدودیت آماری و داده از متغیر ضریب جینی به‌عنوان معیاری برای سنجش شدت فقر برای این بُعد استفاده‌شده است.

- امنیت اقتصادی

نحوهٔ محاسبه مقدار این متغیر و اجزاء آن در شاخص بدین‌صورت است:

$$ES = \alpha_4[WWR + b(RHP) + c(PHR) + d(PHR)] \quad (۲۰)$$

که در آن b سهم جمعیتی[3] است که در معرض ریسک بیماری واقع‌اند که ۱۰۰٪ درنظر گرفته می‌شود. بدین‌معنی که ۱۰۰٪ افراد یک جامعه در معرض خطر بیماری‌اند. هم‌چنین c نسبت زنان بیکار به جمعیت[4] و d نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به‌کل جمعیت را در برمی‌گیرد. جزء اول نسبت جمعیت ۶۵-۱۵ سال به‌کل جمعیت است که نشان‌دهندهٔ ریسک بیکاری می‌باشد.

$$WWR = \frac{WR}{52} \quad (۲۱)$$

جزء دوم نشان‌دهندهٔ سهم مخارج شخصی کل درآمد قابل‌تصرف است که ریسک امنیت اقتصادی در مقابل بیماری را نشان می‌دهد و از نسبت مخارج شخصی کل برای سلامتی به درآمد قابل‌تصرف به‌دست می‌آید.

$$RHP = \frac{HP}{Disp} \quad (۲۲)$$

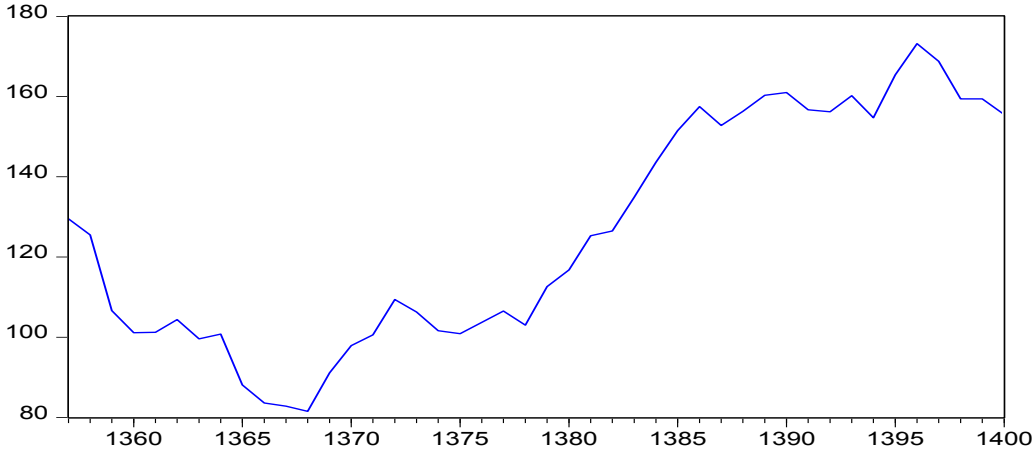
که در آن HP کل هزینهٔ شخصی برای سلامتی و $Disp$ درآمد قابل‌تصرف[5] (تولید ناخالص داخلی منهای مالیات) می‌باشد. عبارت سوم به میزان امنیت اقتصادی زنانی که تحت پوشش تأمین اجتماعی نیستند، اشاره دارد. جزء چهارم بیانگر فقر سالمندان است و میزان امنیت اقتصادی آن‌ها در جامعه را بیان می‌کند.

جهت محاسبهٔ شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی، با توجه به نسبت اهمیت هر یک از اجزای شاخص، به هرکدام از ابعاد به ترتیب، ضرایب مختلفی تعلق می‌گیرد. در این مطالعه نیز با توجه به مطالعات گذشته و به پیروی از روش «اوزبرگ» و «شارپ» (۲۰۰۹)، ضرایب اجزاء چهارگانه به‌ترتیب، ۰/۴ به مصرف، ۰/۱ به موجودی منابع مولد و به دو جزء توزیع درآمد و امنیت اقتصادی ضریب یکسان ۰/۲۵ اختصاص داده‌شده است. در شاخص رفاه اقتصادی، بیشتر متغیرها برحسب نیاز، به قیمت ثابت و به‌صورت سرانه مورداستفاده قرارگرفته است. با توجه به روش مذکور

---

[1]. Poverty Headcount Ratio at $1.25 a Day (Ppp)
[2]. Gini Index
[3]. Demographic Share
[4]. Unemployment Female (% of Total Population)
[5]. Disposable Income

شاخص ترکیبی رفاه در دورهٔ زمانی ۱۳۵۵ الی ۱۴۰۰ محاسبه و در نمودار (۲) ترسیم شده است. روند حرکتی شاخص رفاه نشان‌دهندهٔ این نکته می‌باشد که از سال ۱۳۵۲ تا پایان دورهٔ جنگ روند رفاه نزولی می‌باشد و بعد از آن روند صعودی به خود گرفته است. بیشترین شاخص رفاه با مقدار ۱۷۰/۶ در سال ۱۳۹۶ و کمترین شاخص رفاه با مقدار ۸۱/۵ در سال ۱۳۶۸ است.



نمودار ۱: شاخص رفاه اقتصادی (منبع: یافته‌های پژوهش).

Graph. 1: Economic Welfare Index

٤-۳. توصیف داده‌های پژوهش

جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و هفت زیر دوره محاسبه شده است که به شرح جدول (۱) می‌باشد. مطابق با این جدول میانگین شاخص رفاه اقتصادی و متغیرهای پژوهش در دورهٔ مورد بررسی دارای نوسان است. به‌نحوی‌که بیشترین و کمترین میانگین شاخص رفاه اقتصادی به‌ترتیب مربوط به سال ۱۴۰۰-۱۳۹۶ (برنامهٔ ششم) معادل ۱۶۳/۲۷٪ و مربوط به برنامهٔ اول (۷۳-۱۳۶۸) معادل ۹۷/۸٪ بوده است. کمترین و بیشترین میزان درآمد سرانه به‌ترتیب مربوط به برنامهٔ اول توسعهٔ معادل ۳۳/۵۳ میلیون ریال و برنامهٔ چهارم توسعه معادل ۶۶/۰۵ میلیون ریال؛ کمترین و بیشترین میانگین رشد اقتصادی به‌ترتیب در سال‌های بعد از انقلاب تا پایان جنگ معادل ۴٪ رشد منفی و برنامهٔ سوم توسعه معادل ۸٪؛ بیشترین و کمترین میانگین ناترازی عملیاتی به‌ترتیب مربوط به بعد از انقلاب تا پایان جنگ معادل ۱۴/۸٪ و برنامهٔ چهارم توسعه معادل ۵/۱٪؛ بیشترین و کمترین میانگین ناترازی بودجهٔ عمومی مربوط به برنامهٔ چهارم معادل ۱۹/۲۷ و برنامهٔ ششم توسعه معادل ۹/۰۳٪؛ بیشترین و کمترین میانگین کسری ناترازی سرمایه‌ای بودجه مربوط به برنامهٔ چهارم توسعه معادل ۱۳/۸٪ و بعد از انقلاب تا پایان جنگ معادل ۰/۲۵٪ می‌باشد. شاخص رفاه اقتصادی در دوره مورد بررسی از میانگینی معادل ۱۲۸/۹٪ برخوردار است. مطابق با این جدول در دورهٔ بعد از انقلاب تا پایان جنگ میانگین ناترازی عملیاتی در مقدار بیشینهٔ میانگین خود و ناترازی سرمایه‌ای و رشد اقتصادی در مقدار کمینهٔ میانگین خود قرار دارند. در برنامهٔ اول توسعه تمامی متغیرها به‌غیر از رشد اقتصادی و ناترازی سرمایه‌ای، با کاهش روبه‌رو است درحالی‌که

رشد اقتصادی با افزایش بیشترین رشد معادل ۱۰٪ نسبت به سال‌های قبل از برنامهٔ اول توسعه روبه‌رو بوده است. در برنامهٔ دوم نیز نسبت به برنامهٔ اول توسعه شاخص رفاه اقتصادی، ناترازی بودجهٔ عمومی، ناترازی عملیاتی، درآمد سرانه افزایش یافته به‌غیر از رشد اقتصادی و ناترازی سرمایه‌ای؛ همین روند افزایشی در برنامهٔ سوم نسبت به برنامهٔ دوم برای تمامی متغیرها حتی رشد اقتصادی و ناترازی سرمایه‌ای ادامه داشته است؛ به‌جز متغیر ناترازی عملیاتی که با کاهش ۰/۸٪ همراه شده است. از برنامهٔ چهارم تا برنامهٔ ششم توسعه تمامی متغیرهای مورد بررسی به‌غیر از شاخص رفاه اقتصادی، روند کاهشی داشته است؛ به‌طوری‌که در سال ۱۴۰۰-۱۳۹۶ (برنامهٔ ششم توسعه) با میانگین رشد صفر درصد، درآمدسرانه ۵۷/۹۵ میلیون ریال، ناترازی بودجهٔ عمومی ۹/۰۳، ناترازی عملیاتی ۵/۱ و ناترازی سرمایه‌ای ۳/۹۴٪ روبه‌رو است.

جدول ۱: میانگین متغیرهای پژوهش (درصد).

Tab. 1: Average of research variables (Percentage).

زیر دوره	کسری				درآمد سرانه (میلیون ریال)	رشد اقتصادی (درصد)
	شاخص رفاه اقتصادی	ناترازی بودجهٔ عمومی (درصد)	ناترازی عملیاتی (درصد)	ناترازی سرمایه‌ای (درصد)		
انقلاب تا پایان جنگ	۱۰۲/۱۰	۱۵/۰۶	۱۴/۸۰	۰/۲۵	۴۶/۲۱	-۳/۵۱
برنامهٔ اول توسعه	۹۷/۸۰	۱۱/۰۴	۷/۶۰	۳/۴۴	۳۳/۵۳	۵/۹۵
برنامهٔ دوم توسعه	۱۰۳/۱۲	۱۱/۸۶	۸/۵۰	۳/۳۷	۳۹/۲۵	۲/۵۶
برنامهٔ سوم توسعه	۱۲۳/۲۴	۱۷/۳۸	۷/۷۰	۹/۶۸	۴۷/۲۵	۷/۶۴
برنامهٔ چهارم توسعه	۱۵۳/۶۸	۱۹/۲۷	۵/۴۴	۱۳/۸۳	۶۶/۰۵	۳/۸۱
برنامهٔ پنجم توسعه	۱۵۹/۰۴	۱۴/۱۵	۴/۸۲	۹/۳۳	۶۰/۳۳	۱/۵۳
برنامهٔ ششم توسعه	۱۶۳/۲۷	۹/۰۳	۵/۱۰	۳/۹۴	۵۷/۹۵	-۰/۰۶
میانگین کل دوره	۱۲۸/۹	۱۴	۷/۷	۶/۳	۵۰/۱	۲/۶

منبع: یافته‌های پژوهش.

۵. نتایج پژوهش

پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون ایستایی متغیرها انجام شود؛ برای این‌منظور از آزمون ریشهٔ واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون استفاده‌شده است. خلاصهٔ نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیرها براساس آزمون ریشهٔ واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون (گزارش‌شده در جدول ۲) نشان می‌دهد که نخست، هیچ‌کدام از متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش دارای درجهٔ انباشتگی مرتبهٔ دوم نیستند. دوم، برخی متغیرها در سطح ایستا و تعدادی از متغیرها با یک تفاضل ایستا می‌باشند. با توجه به نتیجهٔ حاصل از آزمون ریشهٔ واحد می‌توان از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی در برآورد الگو بهره جست. لازم به توضیح آن‌که در برآورد الگو، نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که در آزمون‌های خودهم‌بستگی، نرمالیتی و ناهم‌سانی واریانس فرضیهٔ صفر مبنی‌بر عدم وجود خودهم‌بستگی، نرمال بودن و هم‌سانی واریانس در جملات پسماند رد نمی‌شود؛ هم‌چنین

به‌منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. مقدار آمارهٔ این آزمون در هر دو برآورد از کرانهٔ یک و دو در سطح اطمینان ۹۰٪ بزرگ‌تر است؛ از این‌رو، فرض عدم وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها در سطح اطمینان ۹۰٪ پذیرفته نمی‌شود.

جدول ۲: آزمون ریشهٔ واحد فیلیپس-پرون.

Tab. 2: Phillips-Perron unit root test.

	در سطح		در تفاضل مرتبهٔ اول	
	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال
رفاه اقتصادی	-۰/۶۲	۰/۸۵۶	-۴/۶۹	۰/۰۰۱
ناترازی بودجهٔ عمومی	-۳/۱۲	۰/۰۳۳	–	–
ناترازی عملیاتی	-۷/۴۲	۰/۰۰۰	–	–
ناترازی سرمایه‌ای	-۳/۱۴	۰/۰۳۱	–	–
درامد سرانه	-۲/۱۰	۰/۲۴۷	-۶/۳۹	۰/۰۰۰
رشد اقتصادی	-۴/۶۰	۰/۰۰۱	–	–

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۱. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش در قالب نخست

برآورد الگوی پژوهش رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی به‌مانند رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی در کوتاه‌مدت نیازمند تعیین وقفهٔ بهینه است. با توجه به تعداد مشاهدات در این الگو جهت تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده است. کمینهٔ آمارهٔ شوارتز-بیزین نشانگر وقفهٔ بهینهٔ ۴ می‌باشد. نتایج برآورد کوتاه‌مدت، بلندمدت به‌همراه جملهٔ تصحیح خطا و آزمون‌های تشخیصی در جدول (۳) گزارش‌شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگوی پژوهش در قالب نخست در کوتاه‌مدت گویای آن است که که افزایش‌ها در کسری بودجه اثر معناداری بر شاخص رفاه اقتصادی ندارد، اما کاهش‌ها در کسری بودجه با ضریب (-۰/۳۷) اثر معکوس و معناداری بر رفاه اقتصادی دارد. درآمد سرانه در دورهٔ جاری و در وقفهٔ یک‌ساله اثر معناداری بر رفاه ندارد و در وقفهٔ دو ساله (با ضرایب ۰/۱۹-) اثری معکوس و معنادار بر رفاه دارد؛ اما در وقفهٔ سه و چهار ساله به‌ترتیب (با ضریب ۰/۲۴ و ۰/۲۹) اثری مستقیم و معنادار بر رفاه دارد، جهت برآیند اثر مطابق آزمون والد درآمد سرانه (با ضریب ۰/۳۴) اثر مستقیم و معنادار بر رفاه دارد. رشد اقتصادی در دورهٔ جاری و وقفه‌های یک، دو و سه ساله (به‌ترتیب با ضرایب ۰/۵۹، ۰/۲۹، ۰/۵۰ و ۰/۳۶) اثری مستقیم بر رفاه دارند. جهت برآیند اثر مطابق با آزمون والد رشد اقتصادی (با ضریب ۱/۷۴) با اثری مستقیم و معنادار بر رفاه اقتصادی همراه می‌باشد؛ در همین‌راستا، ضریب تصحیح خطا معادل ۰/۴۴- گزارش شده است که بیانگر تعدیل انحراف رفاه اقتصادی به‌میزان ۴۴٪ در هر دوره (سال) توسط متغیرهای توضیحی می‌باشد. ضمن این مهم که نتایج بلندمدت در راستای نتایج کوتاه‌مدت است، در بلندمدت افزایش‌ها در ناترازی بودجهٔ عمومی دولت اثر معناداری بر رفاه اقتصادی ندارد، ولی کاهش‌ها در

آن با ضریب ۰/۸۵- تأثیری معکوس بر رفاه اقتصادی دارد. بر این‌مبنا ضمن تأیید نامتقارنی در اثرگذاری ناترازی بودجهٔ عمومی دولت در بلندمدت، می‌توان اظهار داشت که کاهشی یک‌درصدی در ناترازی بودجهٔ عمومی دولت، رفاه اقتصادی به میزان ۰/۸۵ واحد افزایش خواهد یافت. نتیجهٔ پژوهش ازلحاظ اثرگذاری کاهش در ناترازی بودجهٔ عمومی دولت بر رفاه اقتصادی با نتیجهٔ پژوهش «فوتوگامی» و «کونیشی» (۲۰۱۸) هم‌راستا می‌باشد. از لحاظ توجیه نظری، ارتباط بین ناترازی بودجهٔ عمومی دولت و تورم، نرخ بهره و رشد اقتصادی و سایر متغیرهایی که بر رفاه تأثیرگذارند در کشورهای مختلف یکسان نمی‌باشد؛ اما در ایران که یک کشور صادرکنندهٔ نفت می‌باشد، با افزایش درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی در زیرساخت‌های اقتصادی و ایجاد درآمدهای دائمی و کنترل مصارف بودجه، ناترازی بودجه کاهش می‌یابد و موجب رشد اقتصادی می‌شود و مانع از تشدید تورم می‌شود و از این‌طریق کاهش در کسری بودجه موجب افزایش در رفاه اقتصادی می‌شود. رشد اقتصادی با ضریبی معادل ۳/۹۸ تأثیر مستقیم بر رفاه اقتصادی دارد؛ به‌نحوی‌که با افزایش (کاهش) یک‌درصدی رشد اقتصادی، رفاه اقتصادی به‌میزان ۳/۹۸ واحد افزایش (کاهش) می‌یابد. این نتیجه ازلحاظ تأثیر رشد اقتصادی بر رفاه با مقالهٔ «شهیکی‌تاش» و همکاران (۱۳۹۲) هم‌راستا می‌باشد. در باب توجیح نظری، رشد اقتصادی بالا و برخورداری از شرایط اقتصادی مناسب‌تر، می‌تواند فرصت‌های بیشتری را برای افزایش درآمدهای جامعه از طریق گسترش بازارها، فرصت‌ها و محرک‌های لازم برای افزایش درآمد همهٔ گروه‌های کم‌درآمد جامعه ایجاد نماید. در این وضعیت تولیدکنندگان در پاسخ به فرصت‌های جدید ایجاد شده در بازارها، نیروی کار بیشتری را تقاضا می‌نمایند که این مسأله از طریق جذب کار مازاد و حتی افزایش دستمزدها می‌تواند نقش قابل‌توجهی در افزایش رفاه جامعه به‌همراه داشته باشد. هم‌چنین درآمد سرانه نیز با ضریب ۰/۹۱ تأثیر مستقیم و معناداری بر شاخص رفاه اقتصادی دارند؛ به‌نحوی‌که با افزایش (کاهش) یک واحدی (میلیون ریال) در درآمد سرانه، رفاه اقتصادی به‌میزان ۰/۹۱ واحد افزایش (کاهش) می‌یابد. این نتیجه با نتایج پژوهش «مهری‌تلیایی» و همکاران (۱۴۰۱)، «زروکی» و همکاران (۱۳۹۷)، «کلارک» و همکاران[1] (۲۰۰۸) و «دنیر» و همکاران[2] (۲۰۱۳) هم‌راستا می‌باشد. مطابق با انتظار نظری ارتباط مستقیم بین درآمد سرانه و رفاه اقتصادی قابل‌توجیه است. به‌نحوی‌که افزایش مخارج بهداشتی و عمرانی (ارتقای نیروی کار) در کشورهای درحال توسعه نابرابری را کاهش داده و از این مجرا موجب افزایش رفاه جامعه می‌شود.

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی پژوهش در قالب نخست.

Tab. 3: Estimation results of research model in the first format.

	متغیرهای توضیحی	ضریب	آمارهٔ t	سطح احتمال
کوتاه‌مدت	$IEWB_{(-1)}$	۰/۵۵	۱۳/۸۵	۰/۰۰۰
	$TBDR_POS$	۰/۱۰	۰/۸۸	۰/۳۸۳
	$TBDR_NEG$	-۰/۳۷	-۲/۹۳	۰/۰۰۶
	$RGDPPC$	۰/۰۵	۰/۴۲	۰/۶۷۵

[1]. CLark et al.
[2]. Diener et al.

	$RGDPPC_{(-1)}$	۰/۰۰۷	۰/۰۴	۰/۹۶۳
	$RGDPPC_{(-2)}$	−۰/۱۹	−۲/۸۱	۰/۰۰۸
	$RGDPPC_{(-3)}$	۰/۲۴	۲/۲۵	۰/۰۳۲
	$RGDPPC_{(-4)}$	۰/۲۹	۸/۱۶	۰/۰۰۰
	EG	۰/۵۹	۶/۱۰	۰/۰۰۰
	$EG_{(-1)}$	۰/۲۹	۲/۶۹	۰/۰۱۲
	$EG_{(-2)}$	۰/۵۰	۱۸/۴۰	۰/۰۰۰
	$EG_{(-3)}$	۰/۳۶	۵/۲۸	۰/۰۰۰
آزمون والد[1]				
$Wald_{RGDPC} = 15/2(0.000)[0.40]$, $Wald_{EG} = 74/2(0.000)[1.75]$				
	جمله تصحیح خطا	−۰/۴۴۰	−۸/۷۱۰	۰/۰۰۰
بلندمدت	$TBDR_POS$	۰/۲۴	۰/۹۳	۰/۳۵۶
	$TBDR_NEG$	−۰/۸۵	−۲/۵۰	۰/۰۱۸
	$RGDPPC$	۰/۹۱	۵/۳۲	۰/۰۰۰
	EG	۳/۹۸	۷/۴۵	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی		آماره		۱/۷۳
		سطح احتمال		۰/۴۲۰
ناهمسانی واریانس		آماره		۰/۵۵۳
		سطح احتمال		۰/۸۵۹
خودهم‌بستگی		آماره		۰/۰۲۱
		سطح احتمال		۰/۸۸۳

منبع: یافته‌های پژوهش

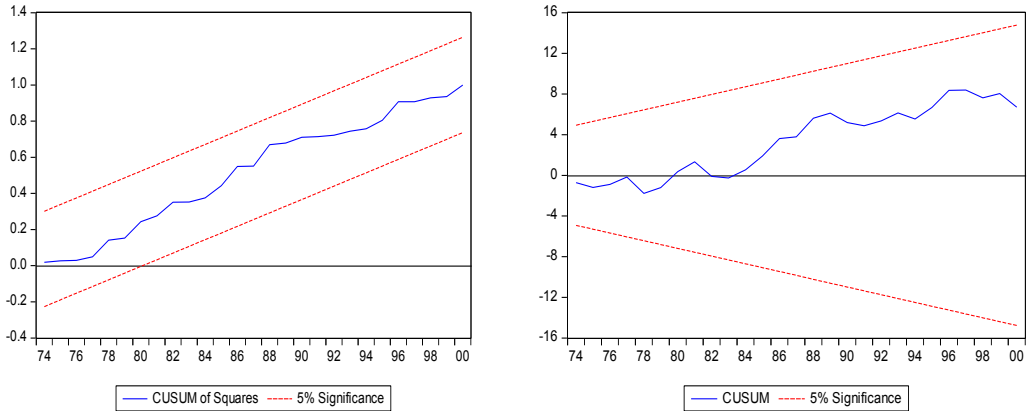
پس از برآورد مدل رگرسیونی و انجام آزمون‌ها تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است؛ در این‌راستا، از آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی[2] و مجذور پسماند تجمعی[3] که منعکس‌کنندهٔ ثبات در ضرایب برآوردی در طول دورهٔ مورد بررسی می‌باشد، استفاده شده است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مجذور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گیرد، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی‌توان رد نمود؛ در غیر این‌صورت، فرضیهٔ رقیب مبنی‌بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵٪ و توسط براون و دوربین و اوانس تعیین شده است (تشکینی، ۲۰۰۵). نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۳) منعکس شده است. براساس نمودار (۳) می‌توان اظهار داشت که ضرایب برآوردی الگوی پژوهش در قالب نخست در دورهٔ مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.

---

[1]. برای آزمون والد در کوتاه‌مدت، اعداد در کروشه بیانگر مجموع ضرایب و یا برآیند ضرایب مثبت و منفی می‌باشد؛ هم‌چنین اعداد در پرانتز سطح احتمال مربوط به آمارهٔ F محاسباتی است.

[2]. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)

[3]. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)



نمودار ۲: آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در قالب نخست از الگوی پژوهش (منبع: محاسبات پژوهش).

Graph. 2: Test CUSUM and CUSUMQ in the first format of the research model.

۵-۲. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش در قالب دوم

در برآورد الگوی پژوهش در قالب دوم نیز به‌مانند قالب نخست جهت تعیین وقفهٔ بهینه از معیار شوراتز–بیزین استفاده شده است. کمینهٔ آمارهٔ شوارتز–بیزین نشانگر وقفهٔ بهینهٔ ۲ می‌باشد. نتایج در جدول (۴) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگوی دوم در کوتاه‌مدت گویای آن است که افزایش در ناترازی سرمایه‌ای با ضریب ۰/۴۴ با اثری مستقیم و معنادار بر رفاه همراه است، اما کاهش‌ها در ناترازی سرمایه‌ای اثر معناداری بر رفاه ندارد. افزایش در ناترازی عملیاتی در دورهٔ جاری و وقفهٔ یک‌ساله به‌ترتیب (با ضرایب ۰/۹۹ و ۲/۲۹–) با اثری مستقیم و معکوس بر رفاه همراه می‌باشند. جهت برآیند اثر ناترازی عملیاتی مطابق با آزمون والد افزایش‌ها در ناترازی عملیاتی با ضریب (۱/۳۰–) اثری معکوس و معنادار بر رفاه دارد، کاهش در ناترازی عملیاتی در دورهٔ جاری، وقفهٔ یک و دو به‌ترتیب دارای ضرایب ۱/۰۱–، ۱/۵۵ و ۰/۶۹– می‌باشد. جهت برآیند اثر مطابق آزمون والد کاهش‌ها اثر معناداری بر رفاه ندارد. در آمد سرانه در دورهٔ جاری اثر معناداری بر رفاه ندارد، اما در وقفهٔ یک‌ساله (با ضریب ۰/۳۴) اثر مستقیم و معنادار بر رفاه دارد. (مطابق آزمون والد) درآمد سرانه (با ضرایب ۰/۳۴) اثری مستقیم بر رفاه دارد. رشد اقتصادی در دورهٔ جاری و در وقفهٔ یک و دو ساله (با ضرایب ۰/۶۶، ۰/۰۳ و ۰/۲۷) اثری مستقیم بر رفاه دارد. (مطابق با آزمون والد) رشد اقتصادی (با ضریب ۰/۹۶) اثر مستقیم و معناداری بر رفاه دارد؛ در همین‌راستا، نتایج حاصل از تخمین حاکی از ضریب تصحیح خطای معادل با ۰/۲۹– است که بیانگر تعدیل انحراف رفاه اقتصادی به میزان ۲۹٪ در هر دوره (سال) توسط متغیرهای توضیحی می‌باشد. نتایج در بلندمدت بیانگر آن است که افزایش‌ها و کاهش‌ها در ناترازی سرمایه‌ای بودجهٔ دولت به‌ترتیب با ضرایب ۱/۴۸ و ۰/۹۱ با اثرات مستقیم بر رفاه همراه است؛ به‌طوری‌که با افزایش یک‌درصدی در ناترازی سرمایه‌ای بودجهٔ دولت، رفاه اقتصادی به‌میزان ۱/۴۸ واحد افزایش و با کاهش یک‌درصدی در آن، رفاه اقتصادی ۰/۹۱ کاهش می‌یابد. افزایش‌ها در ناترازی عملیاتی بودجهٔ دولت با ضریب ۴/۳۳– با اثری معکوس بر رفاه همراه است؛ به‌طوری‌که با کاهش یک‌درصدی ناترازی عملیاتی در بودجهٔ دولت، رفاه اقتصادی ۴/۳۳ واحد افزایش می‌یابد و کاهش‌ها در ناترازی عملیاتی با اثری معنادار همراه نمی‌باشد؛ بر این‌اساس نخست، اثر نامتقارن از ناترازی سرمایه‌ای و عملیاتی بودجه بر رفاه اقتصادی در بلندمدت

نیز تأیید می‌شود. دوم، اندازهٔ اثرگذاری مطلوب افزایش‌ها در ناترازی سرمایه‌ای بودجهٔ دولت بر رفاه اقتصادی بیش از اثرگذاری نامطلوب کاهش‌ها در آن است. سوم، تنها اثرگذاری نامطلوب افزایش‌ها ناترازی عملیاتی بودجهٔ دولت بر رفاه اقتصادی از منظر آماری معنادار است و اثر معناداری از اثرگذاری مطلوب کاهش‌ها در آن بر رفاه اقتصادی مشاهده نمی‌شود.

جدول ٤: نتایج برآورد الگوی پژوهش در قالب دوم.

Tab. 4: Estimation results of research model in the second format.

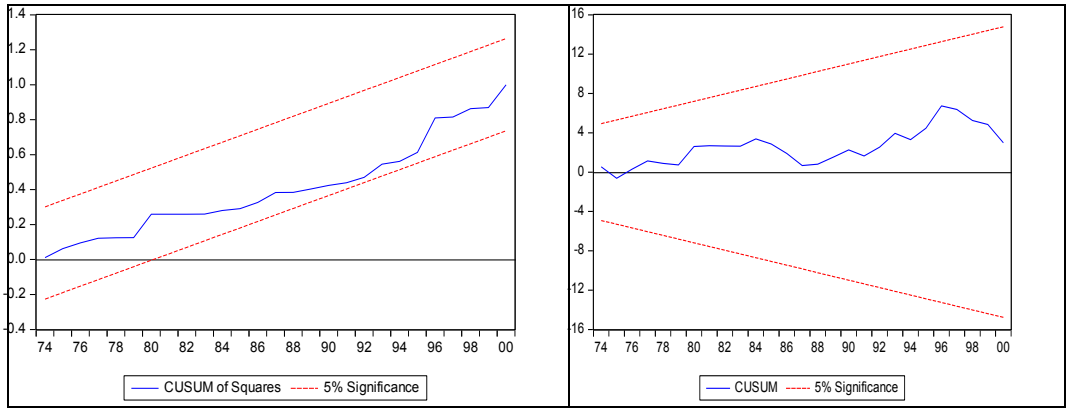
	متغیرهای توضیحی	ضریب	آمارهٔ t	سطح احتمال
کوتاه‌مدت	$IEWB_{(-1)}$	۰/۷۰	۶/۱۴	۰/۰۰۰
	$CBDR_POS$	۰/۴۴	۵/۲۲	۰/۰۰۰
	$CBDR_NEG$	۰/۲۷	۱/۴۴	۰/۱۵۹
	$OBDR_POS$	۰/۹۹	۳/۰۲	۰/۰۰۵
	$OBDR_POS_{(-1)}$	−۲/۲۹	−۵/۹۵	۰/۰۰۰
	$OBDR_NEG$	−۱/۰۱	−۴/۴۹	۰/۰۰۰
	$OBDR_NEG_{(-1)}$	۱/۵۵	۷/۳۰	۰/۰۰۰
	$OBDR_NEG_{(-2)}$	−۰/۶۹	−۲/۱۶	۰/۰۳۹
	$RGDPPC$	−۰/۰۰۰۱	−۰/۰۰۲	۰/۹۹۸
	$RGDPPC_{(-1)}$	۰/۳۴	۲/۱۲	۰/۰۴۲
	EG	۰/۶۶	۱۱/۶۰	۰/۰۰۰
	$EG_{(-1)}$	۰/۰۳	۱/۲۸	۰/۰۲۰
	$EG_{(-2)}$	۰/۲۷	۶/۱۷	۰/۰۰۰
آزمون والد[1]				
	$Wald_{OBDR-POS} = 39/9(0.000)[-1.30]$			
	$Wald_{OBDR-NEG} = 0/81(0.374)[-0.15]$			
	$Wald_{RGDPPC} = 5/35(0.028)[0.34]$			
	$Wald_{EG} = 329/9(0.000)[0.98]$			
	جمله تصحیح خطا	−۰/۲۹	−۷/۵۱	۰/۰۰۰
بلندمدت	$CBDR_POS$	۱/۴۸	۲/۸۹	۰/۰۰۷
	$CBDR_NEG$	۰/۹۱	۲/۷۳	۰/۰۱۰
	$OBDR_POS$	−۴/۳۳	−۲/۸۷	۰/۰۰۷
	$OBDR_NEG$	−۰/۴۹	−۰/۷۰	۰/۴۸۹
	$RGDPPC$	۱/۱۳	۱۵/۶۰	۰/۰۰۰
	EG	۳/۲۸	۲/۷۲	۰/۰۱۱
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی	آماره		۰/۹۵۵	
	سطح احتمال		۰/۶۲۰	

[1]. برای آزمون والد در کوتاه‌مدت، اعداد در کروشه بیانگر مجموع ضرایب و یا برآیند ضرایب مثبت و منفی می‌باشد. همچنین اعداد در پرانتز سطح احتمال مربوط به آماره F محاسباتی است.

ناهمسانی واریانس	آماره	۰/۹۰۹
	سطح احتمال	۰/۵۵۵
خودهمبستگی	آماره	۰/۹۲۳
	سطح احتمال	۰/۳۴۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

مشابه با قبل، پس از برآورد دوم و انجام آزمون‌ها تشخیصی، نوبت ارائه آزمون‌های ثبات ساختاری است. نتایج آزمون‌های آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در تبیین ثبات ضرایب در برآورد دوم (نمودار (۴)) حاکی از آن است که ضرایب برآوردی الگوی پژوهش در قالب دوم نیز در دورهٔ مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۳: آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در قلب دوم از الگوی پژوهش (منبع: محاسبات پژوهش).

Graph. 3: Test CUSUM and CUSUMQ in the second format of the research model.

٦. نتیجه‌گیری

ارتباط بین ناترازی (کسری یا مازاد) بودجهٔ دولت و رشد پول و تورم و سایر متغیرهای تأثیرگذار بر رفاه به‌طورکلی در بین کشورها یکسان نیست و از کشوری به کشور دیگری متفاوت است و به چگونگی ایجاد ناترازی بودجه، تأمین مالی بودجه و شرایط کلان اقتصادی بستگی دارد. در دوران پس از انقلاب در ایران، به‌علت تحول‌های مختلف اقتصادی، سیاسی و اجتماعی، رشد اقتصادی روند مطلوبی نداشته و از این‌منظر بر رفاه اقتصادی اثرگذار بوده است. ازسویی دیگر، به‌علت فزونی مخارج دولت نسبت به درآمد، در بیشتر سال‌ها بودجهٔ عمومی کشور با ناترازی از جنس کسری مواجه بوده است. با توجه به ضرورت تبیین این ناترازی بودجه بر رفاه اقتصادی در ایران، در پژوهش حاضر تلاش شد تا اثر نامتقارن ناترازی بودجهٔ عمومی دولت به‌همراه ناترازی عملیاتی و ناترازی سرمایه‌ای بر رفاه اقتصادی تحلیل و تبیین شود. برای این‌منظور ضن محاسبه رفاه اقتصادی در دورهٔ ۱۳۵۷–۱۴۰۰، الگوی پژوهش در دوقالب با رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (نامتقارن) برآورد شد. محاسبات شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی نشان می‌دهد که نخست در دورهٔ مورد بررسی، رفاه اقتصادی ایران از روندی نوسانی

برخوردار است؛ به‌نحوی‌که اگرچه روند رفاه اقتصادی در دوران پس از انقلاب و جنگ کاهشی و در برنامهٔ اول افزایشی است، ولی ازنظر میانگین شاخص رفاه در برنامهٔ اول توسعه کمتر از دورهٔ پس از انقلاب و جنگ است. در برنامهٔ دوم روند افزایشی رفاه متوقف شده و مجدد با شروع برنامهٔ سوم شروع به افزایش کرد و به بیشترین مقدار خود در برنامهٔ ششم رسید که معادل ۱۶۳/۳ می‌باشد. درمجموع و در کل دوره نیز رفاه اقتصادی میانگینی معادل ۱۲۵/۹ را ثبت نموده است. نتایج برآورد الگوی پژوهش در دو قالب در بلندمدت حاکی از آن است که ناترازی در بودجهٔ عمومی، بودجهٔ عملیاتی و بودجهٔ سرمایه‌ای اثری نامتقارن بر رفاه اقتصادی دارد. به‌نحوی‌که نخست، تنها کاهش‌ها در ناترازی بودجهٔ عمومی با اثری معکوس (مطلوب) بر رفاه اقتصادی همراه است و افزایش‌ها در آن اثری معناداری ندارد. دوم، افزایش‌ها و کاهش‌ها در ناترازی سرمایه‌ای بودجه اثر مستقیم بر رفاه اقتصادی دارد و اثر مطلوب افزایش‌ها در ناترازی سرمایه‌ای بودجه بیش از اثر نامطلوبِ کاهش‌ها در آن است. سوم، افزایش‌ها در ناترازی عملیاتی بودجه اثری معکوس (نامطلوب) بر رفاه اقتصادی دارد و اثر کاهش‌ها در آن معنادار نیست. یافتهٔ دیگر آن‌که درآمد سرانه و رشد اقتصادی اثر مستقیم بر رفاه دارد. پیرو نتایج حاصله پیشنهاد می‌شود:

۱- دولت می‌بایست جهت بهبود رفاه جامعه سیاست‌هایی را جهت کاهش ناترازی بودجهٔ عمومی در پیش گیرد.

۲- دولت جهت کاهش ناترازی، از یک‌سو سیاست‌هایی نظیر: گسترش پایه‌های مالیاتی، ایجاد زیرساخت‌های لازم برای برقراری مالیات بر مجموع درآمد و حذف معافیت‌های مالیاتی غیرهدفمند می‌تواند مؤثر باشد و ازسوی دیگر جهت کاهش هزینه‌ها، دولت می‌بایست الویت‌بندی در اعتبارت صورت دهد تا بتواند هزینه‌ها را به‌شکل درست مدیریت نموده و کاهش داد.

۳- هم‌چنین با توجه به اثرگذاری مستقیم ناترازی سرمایه‌ای بودجه بر رفاه اقتصادی و اثرگذاری بیشتر آن به‌هنگام افزایش‌ها، تمرکز بیشتر در افزایش سهم و وزن این جزء از بودجهٔ عمومی مطمع‌نظر قرار گیرد و با توجه به اثر مطلوب کاهش‌ها در ناترازی عملیاتی بودجه بر رفاه اقتصادی، تقلیل این ناترازی به‌طور هدفمند و در برنامه‌ای بلندمدت دنبال شود.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از کلیهٔ دست‌اندرکاران نشریهٔ وزین مطالعات اقتصادی کاربردی ایران و داوران ناشناس برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

در مطالعه حاضر نویسندگان نخست تا چهارم به‌ترتیب به میزان ۵۰، ۴۰، ۵ و ۵ درصد در نگارش مشارکت داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– آرمان‌مهر، محمدرضا؛ و فرهمندمنش، آسیه، (۱۳۹۶). «بررسی اثر تغییرات قیمت بر رفاه خانوارهای شهری به تفکیک دهک‌های درآمدی و گروه‌های کالایی». *فصلنامهٔ مدلسازی اقتصادی*، ۱۱(۳): ۷۴–۴۹. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_600429.html

– اشرفی، یکتا؛ سلیمی‌فر، مصطفی؛ عادلی، محمدحسین؛ و توکلیان، حسین، (۱۳۹۷). «بررسی اثر مخارج دولت بر رفاه در ایران: کاربرد الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی». *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۸۵): ۳۳–۸۲. https://qjerp.ir/article-1-1940-fa.html

– حاج‌امینی، مهدی؛ احمدی‌شادمهری، محمدطاهر؛ فلاحی، محمدعلی؛ و ناجی‌میدانی، علی‌اکبر، (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر کسری بودجه و مالیات تورمی بر اجزای طرف تقاضا در اقتصاد ایران». *پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، (۴)۱۶: ۸۴–۵۷. DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3

– مهری‌تلیایی، فریبا؛ فطرس، محمدحسن؛ مولائی، محمد؛ و حسینی‌دوست، سید احسان، (۱۴۰۱). «بررسی اثر تحقیق و توسعه خارجی بر شاخص رفاه اجتماعی در کشورهای درحال توسعه منتخب». *فصلنامهٔ پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۲(۴۶): ۶۶–۴۷. Doi: 10.30473/egdr.2021.57270.6118

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

– زروکی، شهریار؛ ازوجی، حسنا؛ و ساداتی‌امیری؛ سیده رقیه، (۱۳۹۷). «تحلیل نقش توریسم بر رفاه اقتصادی با روش داده های تابلویی». *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و توسعه گردشگری*، ۷(۲۶): ۱۲۱–۹۶. Doi: 10.22080/jtpd.2018.2043

– صابرماهانی، مینا؛ زینل‌زاده، رضا؛ جلائی‌اسفندآبادی، سید عبدالحمید؛ و زاینده‌رودی، محسن، (۱۴۰۱). «بررسی تکانه‌های بخش‌های واقعی اقتصاد بر شاخص رفاه اقتصادی در ایران». *فصلنامهٔ رفاه اجتماعی*، ۲۲(۸۷): ۱۴۸–۱۰۵. Doi:10.32598/refahj.22.87.4008.1

– صادقی، حسین؛ عصاری‌آرانی، عباس؛ و مسایلی، ارشک، (۱۳۸۹). «بررسی رویکردی نو بر شاخص رفاه در ایران با استفاده از منطق فازی». *نشریهٔ رشد و توسعه پایدار*، ۱۰(۴): ۱۶۶–۱۴۳. URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-5714-en.html

– صیادزاده، علی؛ فرجام‌نیا، ایمان؛ حجاریان، عفیفه؛ و طاهری، بهمن، (۱۳۹۲). «اثر کسری بودجه بر امنیت اقتصادی ایران». *فصلنامهٔ مطالعات راهبردی*، ۱۶(۲): ۱۲۴ – ۹۱. DOR: 20.1001.1.17350727.1392.16.60.4.8

– عباسیان، حمیدرضا؛ و ایزدی، مجتبی، (۱۴۰۱). «تأثیر مالیات نیروی کار در رفاه خانوارهای فقیر و ثروتمند

در راستای اجرای سیاست‌های کلی نظام جمهوری اسلامی ایران». *فصلنامهٔ سیاست‌های راهبردی کلان*، ۱۱(۴۱): ۱۸۸-۲۰۰. Doi: 10.30507/jmsp.2022.338118.2409

– عباسیان، عزت‌الله؛ و نسرین‌دوست، میثم، (۱۳۹۰). *اقتصاد رفاه*. چاپ اول، نشر نور علم.

– عزیزی، فیروزه، (۱۳۸۵). «کسری بودجه و تورم در ایران، ۱۳۵۴-۱۳۸۳». *دو فصلنامهٔ جستارهای اقتصادی*، ۳(۶): ۴۲۱-۴۴۸. https://iee.rihu.ac.ir/article_306.html

– علوی‌باجگانی، سید علیرضا؛ پیکارجو، کامبیز؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ و ترابی، تقی، (۱۳۹۸). «تبیین آثار سیاست مالی و کسری بودجه بر رشد اقتصادی در ایران: نامتقارنی و غیرخطی بودن». *اقتصاد کاربردی*، ۹(۳۰و۳۱): ۳۵-۴۷. Dor: 20.1001.1.22516212.1398.9.0.3.5

– صباغ‌کرمانی، مجید؛ یاوری، کاظم؛ حسینی‌نسب، ابراهیم؛ و موسوی‌نیک، هادی، (۱۳۸۹). «بررسی اثر حاکمیت مالی بر رفاه اجتماعی ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)»، *فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی*، ۱(۴): ۱۸۳-۲۱۵. https://ecoj.sbu.ac.ir/article_57506.html?lang=fa

– موسوی‌جهرمی، یگانه؛ و زایر، آیت، (۱۳۸۷). «بررسی اثرات بودجه کسری بودجهٔ دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ۸(۳): ۱۹ – ۱. URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-9739-en.html

– مولایی، محمد و عبدیان، مرضیه، (۱۳۹۷). «بررسی عوامل موثر بر کسری بودجه ایران در سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۹۴». *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۳(۱): ۵۹-۷۸. URL: http://jpbud.ir/article-1-1681-en.html

– وفائی، الهام؛ محمدزاده، پرویز؛ اصغرپور، حسین و فلاحی، فیروز، (۱۳۹۷). «ارزیابی رفاه اجتماعی و همگرایی رفاه استان‌های ایران برای سنجش توسعه مناطق ایران». *فصلنامهٔ مدلسازی اقتصادی*، ۱۲(۴۳): ۲۳-۱. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_627510.html?lang=fa

- Abbasian, E. & Nasrindoost, M. (2010). *Welfare Economy*. first edition, Noor-Elam Publication. (In Persian).

- Abell, J. D. (1990). “Twin Deficits During the 1980s: An Empirical Investigation”. *Journal of Macroeconmics, 12*(1): 81–96. Doi: 10.1016/0164-0704(90)90057-H

- Abell, J. D., (1990). “The Role of the Budget Deficit during the Rise in the Dollar Exchange Rate from 1979-1985”. *Southern Economic Journal,* 57(1): 66-74. Doi: 10.2307/1060478

- Ahuja, D. & Pandit, D., (2020). “Public Expenditure and Economic Growth: Evidence from the Developing Countries”. *FIIB Business Review, 9*(3): 228-236. Doi:10.1177/23197145209389

- Alavi Bajgani, S.; Peykarjou, K.; Hojabr Kiani, K. & Torabi, T., (2019). “Explaining the Effects of Fiscal Policy and Budget Deficit on Economic Growth in Iran: Asymmetry and Non-linearity”, *Applied Economy, 9* (30 and 31): 35-47.
Dor: 20.1001.1.22516212.1398.9.0.3.5 (In Persian).

- Alesina, A. & Tabellini, G., (1990a). “A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt”. *The Review of Economic Studies, 57*(3): 403–414. Doi: 10.2307/2298021

- Alkswani, M. A., (2000). “The Twin Deficits Phenomenon in Petroleum Economy:

Evidence from Saudi Arabia". *Paper presented at the Seventh Annual Conference, Economic Research Forum (ERF),* Amman, Jordan. http://www.mafhoum.com/press2/79E15.pdf

- Arman mehr, M. & Farahmandmanesh, A., (2017). "Studying the Effect of Price Changes on the Welfare of Urban Households Disaggregated by Income Deciles and Commodity Groups". *Economic Modeling*, *11*(39): 49-74. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_600429.html (In Persian).

- Ashrafi, Y.; Salimifar, M.; Adeli, M. H. & Tavakolian, H., (2018). "Investigating the Effects of Government Expenditures on Welfare in Iran: Application of Dynamic Stochastic General Equilibrium Models". *Quartery Journal of Economic Research and Policies*, *26*(85): 33-82. http://qjerp.ir/article-1-1940-en.html (In Persian).

- Azizi, F., (2006). "Budget Deficit and Inflation (A Case Study about Iran)". *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, *3*(6): 158-220. https://iee.rihu.ac.ir/article_306.html (In Persian).

- Bachman, D. D., (1992). "Why Is the U.S. Current Account Deficit So Large? Evidence from Vector Autoregressions". *Southern Economic Journal, 59*(2): 232-40. Doi: 10.2307/1060527

- Barro, R. J., (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?". *Journal Political Economy, 81*: 1095–1117. https://www.jstor.org/stable/1830663

- Barro, R. J., (1989). "The Ricardian Approach to Budget Defcits". *The Journal of Economic Perspectives, 3*(2): 37–54. https://www.jstor.org/stable/1942668

- Bernheim, B. D. (1987). "Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence". *NBER Macroeconomics Annual, Vol. 2*: 263–304. https://www.jstor.org/stable/4623723

- Bukina, I. S., (2022). "Status and Prospects of Federal Budget Sustainability in the New Environment". *Federalism, 27*(4): 142-154. (In Russ.) Doi: 10.21686/2073-1051-2022-4-142-154

- Cooley, T. F. & Hansen, G. D., (1991). "The Welfare Costs of Moderate Inflations". *Journal of Money, Credit and Banking, 23*(3): 483 -503. Doi: 10.2307/1992683

- Diamond, P. A., (1955). "National Debt and Neoclassical Economic Growth". *American Economic Review, 55*(5): 1125-50. URL: http://www.jstor.org/stable/1809231

- Diener, E.; Inglehart, R. & Tay, L., (2013). "Theory and Validity of Life Satisfaction Scales". *Journal Social Indicators Research*, 112(3): 497-527. https://www.jstor.org/stable/24719385

- Dotsey, M., & Ireland, P. (1996). "The Welfare Cost of Inflation in General Equilibrium". *Journal of Monetary* Economics, 37(1): 29 -47. Doi: 10.1016/0304-3932(95)01239-7

- Egwaikhide, F. O., (1999). "Effects of Budget Deficit on Trade Balance in Nigeria: A Simulation Exercise". *African Development Review, 11*(2): 265-89. Doi: 10.1111/1467-8268.00011

- Eisner, R., (1989). "Budget Deficits: Rhetoric and Reality". *Journal of Economic Perspectives, 3*(2): 73–93. Doi: 10.1257/jep.3.2.73

- Eken, S. & Helnling, T., (1988). "*Back to Future: Reconstruction and Stabilization in Lebanon*". IMF, 176, Washington, DC. Doi: 10.5089/9781557757845.084

- Fasoranti, M. M. & Akindele, O. O., (2015). "An Assessment of the Relationship between Budget Deficit Syndrome and Consumer Welfare in Nigeria (1985–2014)".

Journal of Social Economics Research, 2(4), 58-74. Doi: 10.18488/journal.35/2015.2.4/35.4.58.74

- Futagami, K. & Konishi, K., (2018). "Dynamic Analysis of Budget Policy Rules in Japan". *Journal of the Japanese and International Economies, Vol. 50*, 72-88. Doi: 10.1016/j.jjie.2018.09.003

- Hajamini, M.; Ahmadai Shadmehri, M. T.; Falahi, M. A. & Naji Meidani, A. A., (2016). "The Impacts of Budget Deficit and Inflationary Tax on the Demand Side of Iran's Economy". *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 16*(4): 57-84. DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3 (In Persian).

- IMF. (2015). "Defining the Government's Debt and Deficit". retrieved from: https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Defining-the-Governments-Debt-and-Deficit-43408.

- Izadi, H. & Abbasiyan, M., (2023). "The Effect of Labor's Tax as a Part of the General Policies According to General Policies of Iran on the Wealthy and Poor Households' Welfare". *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *11*(41): 188-206. Doi: 10.30507/jmsp.2022.338118.2409 (In Persian).

- Kuen Kim, T. & Zurlo, K., (2009). "How Does Economic Globalization Affect the Welfare State? Focusing on the Mediating Effect of Welfare Regimes". *International Journal of Social Welfare, 18*: 130-141. Doi: 10.1111/j.1468-2397.2008.00575.x

- Little, Ian M. D., (2003). *Economics and Politics: Principles of Public Policy*. First editin, Oxford University Press, London. https://philpapers.org/rec/MDLEEA

- Mawejje, J. & Odhiambo, N. M., (2020). "The Determinants of Fiscal Deficits: A Survey of Literature". Int Rev Econ, 67: 403–417. Doi: 10.1007/s12232-020-00348-8

- Mehri Telyabi, F.; Fotros, M. H.; Mowlaei, M. & Hosseinidoust, S. E., (2022). "Effect of Foreign R&D on Social Welfare Index in Sanctioned Countries". *Economic Growth and Development Research*, 12(46): 66-47. Doi:10.30473/egdr.2021.57270.6118 (In Persian).

- Mousavi Jahromi, Y. & Zayer, A., (2008). "The Effects of Budget Deficit on Private Consumption & Private Investment in Iran". *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 8*(3): 1-19. URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-9739-en.html (In Persian).

- Mowlaei, M. & Abdian, M., (2018). "Determinants of Government's Budget Deficit in Iran: 1989-2015". *Planning and Budgeting*. *23*(1): 59-78. URL: http://jpbud.ir/article-1-1681-en.html (In Persian).

- Musa, K.; Ali, N.; Said, J.; Ghapar, F.; Mariev, O.; Mohamed, N. & Tahir, H. M., (2023). "Does the Effectiveness of Budget Deficit Vary between Welfare and Non-Welfare Countries?". *Sustainability,* 15(5): 3901. Doi: 10.3390/su15053901

- Nordhaus. W. D., (1975). "The Political Business Cycle". *The Review of Economic Studies,* 42(2): 169–219. Doi: 10.2307/2296528

- Raghfar, H.; Mousavi, M.; Afrouz Klerdehi, E. & Fuladi M., (2016). "A Study of Tax Policy Effects on Consumers' Welfare through Overlapping Generation Model". *Journal of Tax Research,* 24 (31): 31-58. URL: http://taxjournal.ir/article-1-980-fa.html (In Persian).

- Roubini, N. & Sachs, J. D., (1989a). "Political and Economic Determinants of Budget Defcits in the Industrial Democracies". *European Economic Review,* 33(5): 903–933. Doi: 10.1016/0014-2921(89)90002-0

- Roubini, N. & Sachs, J., (1989b). "Government Spending and Budget Defcits in the

Industrial Countries". *Economic Policy, 4*(8): 99–132. Doi: 10.2307/1344465

- Sabbagh Kermani, M.; Yavari, K.; Hoseini Nasab, S. E. & Mousavi Nik, S. H., (2011). "Surveying of Fiscal Dominance' Effect on Social Welfare in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model". *Journal of Economics and Modelling*, 1(4): 183-215. https://ecoj.sbu.ac.ir/article_57506.html?lang=fa (In Persian).

- Sabermahani, M.; Zeinaladeh, R.; Jalaee Sfandabadi, S. A. & Zayanderoody, M., (2023). "Investigating the Shocks of Real Sectors of the Economy on the Welfare Index in the Iranian Economy". *Social Welfare Quarterly*, *22*(87): 4. Doi:10.32598/refahj.22.87.4008.1 (In Persian).

- Sadeghi, H.; Assari, A. & Masaeli. A., (2011). "Introducing a New Approach to Estimate Welfare Index in Iran: Using Fuzzy Logic Approach". *The Economic Research (Sustainable Growth and Development),* 10 (4): 143-166. URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-5714-en.html (In Persian).

- Saleh, A. S. & Harvie, C., (2005). "The Budget Deficit and Economic Performance: A Survey". *The Singapore Economic Review,* 50(02): 211-243. Doi: 10.1142/S0217590805001986

- Sayadzadeh, A.; Farjamnia, E.; Hajarian, A. & Taheri, B., (2013). "The Effect of Budget Deficit on Economic Security of Iran". *Strategic Studies Quarterly*, 16(60): 91-124. DOR: 20.1001.1.17350727.1392.16.60.4.8 (In Persian).

- Seater, J. J., (1993). "Ricardian Equivalence". *Journal of Economic Literature,* 31(1): 142–190. https://www.jstor.org/stable/2728152

- Sobrino, C. R., (2013). "The Twin Defcits Hypothesis and Reverse Causality: A Short-run Analysis of Peru". *Journal Economic Finance Adm Sci,* 18(34): 9–15. Doi: 10.1016/S2077-1886(13)70018-0

- Tallman, E. W. & Rosensweig, J. A., (1991). "Investigating US Government and Trade Deficits". *Economic Review-Federal Reserve Bank Atlanta,* 76(3): 1. https://fraser.stlouisfed.org/title/884/item/34751/toc/197512

- Tsoukis, C., (2000). "Price Rigidities, Inflationary Finance and Long-Run Growth". *Bulletin of Economic Research, 52*(1): 67 -89.

- Ueshina, M., (2018). "The Effect of Public Debt on Growth and Welfare Under the Golden Rule of Public Finance". *Journal of Macroeconomics, 55*: 1-11. Doi: 10.1016/j.jmacro.2017.08.004

- Vafaei, E.; Mohammadzadeh, P.; Asgharpour, H. & Fallahi, F., (2018). "The Analysis of Social Welfare and Welfare Convergence in The Iran's Provinces for Evalution of Iran's Regional Development". *Economic Modeling*, *12*(43): 1-23. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_627510.html?lang=fa (In Persian).

- Zaroki, S.; Ezoji, H. & Sadati Amiri, S. R., (2018). "Analysis of the Role of Tourism on Economic Welfare Using Panel Data". *Journal of Tourism Planning and Development*, *7*(26): 96-121. Doi: 10.22080/jtpd.2018.2043 (In Persian).

- Zoto, O. & Madalena, B., (2016). "Budget Deficit and Economic Growth in Albania". *In International Journal of Engineering Sciences and Research Technology*. Doi:10.5281/zenodo.154199

Vol. 12, No. 48, Winter (2024)

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

Application of Artificial Intelligence in Predicting GDP and Unemployment Rate, and Their Mutual Impact on The Economy of Iran

Marzieh Shiri[1], Mohammad Hassan Fotros[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28832.3662
Received: 2023.08.10; Accepted: 2023.11.02
Pp: 107-132

Abstract

The unemployment rate and Gross Domestic Product (GDP) are among the most important economic indicators that understanding their current and future trends can help policymakers and decision-makers adopt appropriate solutions to prevent crises and improve the country's economic situation. Accurate prediction of these two indicators can be useful in future planning and improving the country's economy and people's livelihoods. In recent years, artificial intelligence techniques and tools, given their many capabilities, can play a very important role in predicting important economic indicators. Therefore, given the high importance of the two indicators of unemployment rate and GDP on the economy of our country Iran, this article intends to first predict these two indicators separately and then predict the rate of GDP growth based on the unemployment rate using artificial intelligence techniques. For this purpose, in this research, seasonal data related to GDP and its components and the unemployment rate for the years 1976-2022 have been used. Also, machine learning models based on regression have been used for prediction. The results show that the predictions of the mentioned models have an appropriate accuracy in terms of evaluation criteria such as root mean square error, mean absolute error, mean absolute percentage error, which indicates.

Keywords: Prediction, Gross Domestic Product (GDP), Unemployment, Artificial Intelligence, Machine Learning.
JEL Classification: C53, C45, C32.

1. M. A. in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran (Corresponding Author).
Email: fotros@basu.ac.ir

Citations: Shiri, M. & Fotros, M. H., (2024). "Application of Artificial Intelligence in Predicting GDP and Unemployment Rate, and Their Mutual Impact on The Economy of Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(48): 107-132. doi: 10.22084/aes.2024.28832.3662
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5469.html?lang=en

1. Introduction

In recent years, Iran's economy has experienced conditions where unemployment rates have increased simultaneously with economic growth, or a decrease in production growth has been accompanied by a decrease in unemployment rates. In macroeconomics, the Okun's law has long recognized the negative relationship between the two important variables of economic growth and unemployment rates. Therefore, the change in direction of these two important economic indicators has been of interest to some economic experts. The relationship between economic growth and unemployment rate or employment level is a topic that has recently been discussed and studied among experts in the field of economics and employment. Evidence suggests that the relationship between changes in economic growth and unemployment rates has varied considerably over time and during economic cycles and differs depending on the country or regions under study. This relationship is not a constant one, but can vary depending on the time and conditions of the countries. For example, increased productivity in an economy may lead to a change in this relationship. The relationship between economic growth and unemployment rates (or employment) is not a mathematical rule that is always valid for every economy and every period of time, and there are counterexamples from other countries indicating the absence of this rule. Although employing labor in productive jobs and consequently increasing national production is an important factor in the economic boom of a country and leads to an increase in its economic growth, factors such as changes in labor productivity and the creation of new jobs in low-productivity activities can reverse this effect.

Based on the importance of the two indicators of Gross Domestic Product (GDP) and unemployment rate, this article predicts these two indicators and their impact on each other using efficient artificial intelligence methods. To this end, the data from the national accounts and population and employment statistics published by the Statistical Center of Iran from 1976 to 2022 will be used. It should be noted that the results of this research can be used by economic experts, the Ministry of Economy and Finance, and the Ministry of Labor and Social Welfare.

2. Methodology

In this current article, we aim to utilize important and widely-used machine learning algorithms to predict the unemployment rate and Gross Domestic Product (GDP) of Iran. The approach involves implementing each of the machine learning algorithms in Python programming language. Next, the dataset is split into training and testing subsets. The training dataset is used to create a machine learning model, which is then evaluated using the testing dataset. The model predicts the output, and various evaluation metrics are used to measure the accuracy of the model's predictions compared to the actual values. In this article, we have employed widely-used and popular machine learning algorithms that have high accuracy in prediction. The algorithms used are as follows: Random Forest, GBR, XGBoost, Decision Tree, KNN and HGBRT.

4. Results and Discussion

After applying the machine learning models to the seasonal dataset between the years 1385 to 1401, the results of the predictions are obtained as shown in the following tables (see: Table 1).

Note: Lower values of MAE, MSE, and RMSE indicate better performance of the algorithm in predicting GDP (see: Table 2 & 3).

5. Conclusions

This article utilizes the capabilities of artificial intelligence, particularly machine learning algorithms, to predict important economic indicators such as the unemployment rate, GDP, and their impact on each other. The results of the predictions in this study demonstrate that machine learning algorithms can accurately predict these two economic indicators, with the XGBR algorithm achieving the best results, predicting the GDP and unemployment rate with 99.29% and 98.3% accuracy, respectively. Furthermore, this article attempts to predict the GDP growth rate based on the unemployment rate, which machine learning algorithms still perform with high accuracy, with the XGBR algorithm achieving

the best results with 96.69% accuracy. The high efficiency of artificial intelligence techniques in this study suggests that many economic indicators can be predicted using these techniques, and their utilization by policymakers and economic officials is necessary for future planning and forecasting.

Acknowledgments

At the end, the authors feel it necessary to express their appreciation to the anonymous reviewers of the journal for their contribution to the improvement of the article.

Observation Contribution

The authors declare that, given the extraction of the article from a master's thesis in the Economics Department of Bu-Ali Sina University, the writing of the article was the responsibility of the first author under the guidance and supervision of the second author.

Conflict of interest

The authors declare that, while observing ethical publishing practices, there was no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۸، پاییز ۱۴۰۲

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

به‌کارگیری هوش مصنوعی در پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری و تأثیر متقابل آن‌ها بر یک‌دیگر در اقتصاد ایران

مرضیه شیری[۱]، محمدحسن فطرس[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28832.3662
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۱۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۱۱
صص: ۱۳۲-۱۰۷

چکیده

بیکاری و تولید ناخالص از شاخص‌های مهم اقتصادی هستند؛ پیش‌بینی این دو شاخص می‌تواند در اصلاح ساختار اقتصادی و بهبود اقتصاد مفید واقع شود. تکنیک‌ها و ابزارهای هوش مصنوعی می‌توانند برای پیش‌بینی شاخص‌های مهم اقتصادی نقش مهمی ایفا کنند. با توجه به اهمیت این دو شاخص، پژوهش حاضر ابتدا به پیش‌بینی روند دو شاخص به‌صورت جداگانه و سپس پیش‌بینی میزان نرخ رشد تولید ناخالص داخلی براساس نرخ بیکاری با استفاده از تکنیک‌های هوش مصنوعی می‌پردازد. برای این‌منظور در این پژوهش، از داده‌های فصلی مربوط به تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۴۰۱ استفاده شده است؛ هم‌چنین از مدل‌های یادگیری ماشین مبتنی‌بر رگرسیون برای پیش‌بینی بهره گرفته شده است. در این پژوهش، به‌منظور استنتاج بهتر، نتایج پیش‌بینی روش‌های یادگیری ماشین با روش اقتصادسنجی ARIMA نیز مورد مقایسه قرار گرفته است. نتایج حاصل از پیاده‌سازی نشان می‌دهد که پیش‌بینی مدل‌های مذکور از لحاظ معیارهای ارزیابی مانند جذر میانگین مجذور خطا، میانگین قدرمطلق خطا، میانگین قدرمطلق درصد خطا، دارای دقت مناسبی است و بیانگر این است که تکنیک‌های هوش مصنوعی هم می‌توانند دو شاخص اقتصادی مذکور و تأثیر متقابل آن‌ها بر یک‌دیگر را پیش‌بینی کنند.

کلیدواژگان: پیش‌بینی، تولید ناخالص داخلی، بیکاری، هوش مصنوعی، یادگیری ماشین.
طبقه‌بندی JEL: C53, C45, C32.

*. پژوهش حاضر برگرفته پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد نگارندهٔ اول به راهنمایی نگارندهٔ دوم در گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا است.

۱. کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: Mshiri6631@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: fotros@basu.ac.ir

ارجاع به مقاله: شیری، مرضیه؛ و فطرس، محمدحسن، (۱۴۰۲). «به‌کارگیری هوش مصنوعی در پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری و تأثیر متقابل آن‌ها بر یک‌دیگر در اقتصاد ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۸): ۱۳۲-۱۰۷. doi: 10.22084/aes.2024.28832.3662
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5469.html?lang=fa

۱. مقدمه

پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برای سیاست‌گذاران و بنگاه‌های اقتصادی برخوردار است. به‌طوری‌که نیاز به ابزار و شیوه‌های پیش‌بینی متغیرها، با کمترین خطا احساس می‌شود. در دهه‌های اخیر، مدل‌های پیش‌بینی گوناگونی توسعه یافته است. اخیراً به موازات مدل‌های متداول قبلی، مانند مدل‌های ساختاری و سری‌زمانی، مدل‌های دیگری تحت عنوان روش‌های مبتنی‌بر هوش مصنوعی در زمینهٔ پیش‌بینی متغیرهای مالی و پولی به‌کار گرفته شده‌اند (نقدی و همکاران، ۱۳۹۶؛ اسعدی، ۱۴۰۰؛ صبری و همکاران، ۲۰۱۷؛ صفری و همکاران، ۱۴۰۰). این مدل‌ها که در حقیقت اقتباس از فرآیند یادگیری مغز انسان هستند، با استفاده از سرعت محاسباتی کامپیوتر، رابطهٔ این متغیرها را هرچند پیچیده باشند، یادگرفته و از آن برای پیش‌بینی مقادیر آتی استفاده می‌کنند. حوزهٔ اقتصاد ازجمله مهم‌ترین حوزه‌هایی است که روش‌های مبتنی‌بر هوش مصنوعی می‌توانند نقش مهمی در پیش‌بینی شاخص‌های آن داشته باشند. براساس پیش‌بینی‌های منتشر شده، انتظار می‌رود تا سال ۲۰۳۰م. اقتصاد دنیا با بهره‌گیری از قابلیت‌های هوش مصنوعی بتواند به رشد ۲۰ تریلیون دلاری برسد. هم‌چنین، پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد در منطقهٔ خاورمیانه نیز رشد ۳۲۰ میلیارد دلاری در حوزهٔ اقتصاد تجربه شود (سایت ام اس تیپارک[1]، ۱۴۰۲).

یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی، تولید ناخالص داخلی (GDP) است که دربرگیرندهٔ ارزش مجموع کالاها و خدماتی است که طی یک دوران معین، معمولاً یک‌سال، در یک کشور تولید می‌شود. در این تعریف، منظور از کالاها و خدمات نهایی، کالا و خدماتی است که در انتهای زنجیرهٔ تولید قرار گرفته‌اند و خود آن‌ها برای تولید و خدمات دیگر خریداری نمی‌شوند. هر چیز تولید شده در کشور بدون توجه به ملیت یا کارگران درگیر یا مالکیت شرکت‌های تولید کالا برای محاسبهٔ تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. به‌طور خلاصه، اگر درون مرزهای کشور تولید شده باشد، به‌عنوان بخشی از تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود (شاه‌آبادی، ۱۳۸۷). شاخص مهم اقتصادی دیگر، نرخ بیکاری است که در کنار نرخ تورم و رشد اقتصادی، نقش تعیین‌کننده‌ای در عملکرد اقتصادکلان دارد. بیکاری از مسائل عمدهٔ اقتصاد کلان است، که به‌صورتی کاملاً مستقیم و شدید بر یکایک افراد جامعه اثر می‌گذارد (ایلکا، ۱۳۹۸). هر روز تعدادی از کارگران شغل خود را از دست می‌دهند و در همان زمان، تعدادی از افراد بیکار استخدام می‌شوند و کار جدیدی می‌گیرند؛ این جذر و مدّهای دائمی، درصد بیکاری را تعیین

[1]. Mstpark

می‌کند. به‌طور طبیعی این امر یعنی این‌که اگر ارزش تولید کشور افزایش داده شود، یک افزایش مشابه در نیروی کار و به احتمال زیاد به اشتغال بیشتر و درآمد بالاتر منتج می‌شود. تغییر در اشتغال عوامل تولید، یکی از منابع رشد ناخالص ملی واقعی را فراهم می‌آورد؛ از این‌رو انتظار داریم که رشد زیاد محصول ناخالص ملی، با کاهش بیکاری همراه باشد.

درحالی‌که میزان تولید و درآمد سرانه، بیانگر میزان متوسط رفاه اقتصادی افراد جامعه است، نرخ رشد اقتصادی، سرعت افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی و به‌تبع آن سرعت بهبود یا کاهش سطح رفاه و برخورداری مردم را نشان می‌دهد. به‌علاوه شاخص‌هایی چون بیکاری و فقر نیز عموماً تحت‌تأثیر تولید و رشد اقتصادی قرار دارند؛ به‌نحوی‌که رشد اقتصادی بالاتر، در بلندمدت به کاهش نرخ بیکاری و سطح فقر می‌انجامد. با عنایت به اهمیت میزان تولید و رشد اقتصادی در هر جامعه، دستیابی به تولید بیشتر و نرخ رشد بالاتر، همواره دغدغه دولت‌ها و ملت‌ها بوده است.

در سالیان اخیر در اقتصاد ایران شاهد شرایطی بوده‌ایم که در آن هم‌زمان با افزایش رشد اقتصادی، نرخ بیکاری نیز افزایش‌یافته، یا کاهش رشد تولید، باکاهش نرخ بیکاری همراه بوده است. در اقتصاد کلان از دیرباز براساس قانون اوکان، ارتباط منفی بین دو متغیر مهم رشد اقتصادی و نرخ بیکاری پذیرفته شده است. به‌همین دلیل، تغییر هم‌جهت این دو شاخص مهم اقتصادی، موردتوجه برخی صاحب‌نظران اقتصادی است. موضوع ارتباط بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری یا میزان اشتغال ایجاد شده از موضوعاتی است که اخیراً در بین کارشناسان حوزهٔ اقتصاد و اشتغال محل بحث و بررسی بوده است. شواهد حاکی از آن است که ارتباط بین تغییرات در نرخ رشد اقتصادی و نرخ بیکاری، به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای در طول زمان و در طی چرخهٔ اقتصادی و بسته به کشور یا مناطق تحت مطالعه متفاوت بوده است. ارتباط مذکور یک ارتباط ثابت نیست، بلکه براساس آن‌چه گفته شد، می‌تواند بسته به زمان و شرایط کشورها وضعیت به گونهٔ دیگری باشد؛ به‌طور مثال، بهره‌وری افزون‌تر در یک اقتصاد ممکن است منجر به تغییر این رابطه گردد. ارتباط بین نرخ رشد اقتصادی و نرخ بیکاری (یا اشتغال) یک قاعدهٔ ریاضی نیست که برای هر اقتصاد و در هر دورهٔ زمانی همواره برقرار باشد و مثال‌های نقضی از دیگر کشورها دال‌بر عدم برقراری قاعدهٔ مزبور وجود دارد. اگرچه به‌کارگماری نیروی کار در مشاغل مولد و درنتیجه افزایش تولید ملی از عوامل مهم شکوفایی اقتصادی کشور و موجب افزایش رشد اقتصادی آن است، ولی عواملی مانند تغییر بهره‌وری نیروی کار و ایجاد مشاغل جدید در فعالیت‌های با بهره‌وری پایین می‌تواند این اثر را معکوس نماید.

براساس آن‌چه گفته شد و با توجه به اهمیت دو شاخص تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری، در پژوهش حاضر به پیش‌بینی این دو شاخص و تأثیر آن‌ها بر یک‌دیگر با استفاده از روش‌های کارآمد هوش مصنوعی پرداخته می‌شود؛ بدین‌منظور از مجموع داده‌های حساب‌های ملی و جمعیت و اشتغال، طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۴۰۱ که توسط مرکز آمار ایران (سایت آمار ایران[1]، ۱۴۰۲) منتشر شده است، استفاده خواهد شد. لازم به ذکر است که نتایج مستخرج از این پژوهش می‌تواند توسط کارشناسان اقتصادی، وزارت اقتصاد و امور دارایی، وزارت کار و رفاه اجتماعی مورداستفاده قرار گیرد.

۲. مروری بر کارهای پیشین

تاکنون پژوهش‌های مختلفی درمورد پیش‌بینی نرخ بیکاری و تولید ناخالص داخلی صورت گرفته است که در این بخش به برخی از آن‌ها خواهیم پرداخت.

«بخردی» و همکاران (۱۴۰۰) در یک پژوهش به پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی براساس اطلاعات مقایسه‌ای سود حسابداری تجمعی متورم و تورم‌زدایی شده پرداخته‌اند. جامعهٔ آماری آن‌ها شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است و مجموع دادگان استفاده شده در پژوهش آن‌ها نیز شامل ۴۰ دورهٔ زمانی فصلی شده از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ بوده است. نتایج حاصل از پیش‌بینی‌ها آن‌ها نشان‌داد که استفاده از سود تورم‌زدایی شده با ۷٪ خطا و سود متورم با ۱۰٪ خطا، مناسب‌ترین پیش‌بینی‌ها را برای تولید ناخالص داخلی ارائه می‌دهند. با این‌حال، آن‌ها برای پیش‌بینی خود از روش‌های کلاسیک استفاده کرده‌اند و عملکرد هوش مصنوعی را بررسی نکرده‌اند. «صداقتی» و «قاسمی» (۱۳۹۱) در پژوهشی، پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را با استفاده از روش‌های ARIMA و شبکه‌های عصبی پرسپترون چندلایه برای داده‌های ماهانه دره‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ انجام داده‌اند. نتایج پیش‌بینی آن‌ها نشان می‌دهد که شبکه‌های عصبی قدرت و دقت بیشتری در پیش‌بینی داده‌های سری زمانی نظیر تولید ناخالص داخلی دارند.

«شایگانی» و همکاران (۱۳۹۳) مدلی مبتنی‌بر شبکه‌های عصبی و موجک جهت پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی ارائه کرده‌اند. در پژوهش آن‌ها، ابتدا داده‌های سری زمانی به‌صورت داده‌های فصلی تبدیل شده و با تکنیک موجک به مؤلفه‌های مقیاسی متفاوتی تجزیه می‌شوند. این داده‌ها سپس با کمک ARIMA تقریب زده می‌شوند

[1]. amar.org.ir

و درنهایت به کمک شبکهٔ عصبی سیکل‌هایی با رفتار غیرخطی پیش‌بینی می‌شوند. نتایج حاصل از پیش‌بینی آن‌ها نشان‌دهندهٔ این است که ترکیب روش‌هایی نظیر شبکهٔ عصبی مصنوعی و موجک به‌همراه ARIMA دقت بیشتری در پیش‌بینی‌ها به‌همراه دارد.

«فرجنیا» و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به مدل‌سازی نرخ بیکاری در ایران پرداخته‌اند که در آن عوامل تأثیرگذاری چون سیاست پولی پیش‌بینی نشده و تغییرات اشتغال بخشی بررسی شده‌اند. داده‌های استفاده شده در این پژوهش شامل سری زمانی بیکاری فصلی از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ و هم‌چنین داده‌های اشتغال براساس ۱۹ رشتهٔ فعالیت اقتصادی بوده است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که تخریب شغل یکی از پارامترهای بسیار مهم و اثرگذار بر نرخ بیکاری به‌شمار می‌رود. با این‌حال، آن‌ها در پژوهش خود از هوش مصنوعی استفاده نکرده‌اند. درواقع تاکنون پژوهشی در داخل کشور جهت پیش‌بینی نرخ بیکاری با استفاده از روش‌های هوش مصنوعی ارائه نشده است؛ و در این بخش ناگزیر به معرفی چند پژوهش پیش‌بینی بیکاری که برای سایر کشورها ارائه شده است، هستیم؛ به‌عنوان مثال، در یک پژوهش (کاتریس‌کریستوس، ۲۰۲۰)، به پیش‌بینی نرخ بیکاری با استفاده از روش‌های سری زمانی و یادگیری ماشین برای چند کشور ازجمله کشورهای حوزهٔ بالتیک، برخی کشورهای اروپایی و حوزهٔ بالکان پرداخته است. روش به‌کار گرفته شده توسط این پژوهشگر استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین نظیر شبکه‌های عصبی، ماشین بردار پشتیبان و رگرسیون تطبیقی چندمتغیره بوده است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان‌داد که درنظر گرفتن محل جغرافیایی افراد در پیش‌بینی نرخ بیکاری تأثیرگذار است. در یک پژوهش دیگر (سلبیس[1] و همکاران، ۲۰۲۲)، با استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین درخت دسته‌بندی، جنگل تصادفی، تقویت گرادیان و تقویت گرادیان تصادفی نرخ بیکاری را در مناطق روستایی قاره اروپا پیش‌بینی کرده است. نتایج به‌دست آمده از خروجی‌های الگوریتم‌های یادگیری ماشین در این پژوهش با استفاده از روش تحلیل مقادیر SHAP مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و نشان داده است که دسترسی به برنامه‌های آموزشی برای کارگران می‌تواند ناعادلانه بودن دستمزدها را که ناشی از تفاوت سطح تحصیلات، سن و جنسیت است را کاهش دهد.

در پژوهشی «جیووانی» و همکاران (۲۰۲۱) به ارزیابی روش‌های مختلف در پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی در ایالات متحدهٔ آمریکا می‌پردازند. نتایج مطالعات آن‌ها نشان می‌دهد که مدل‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی شاخص مذکور بهتر از روش‌های سنتی تحلیل سری‌های زمانی عمل می‌کنند و دقت بالاتری در پیش‌بینی دارند.

[1]. Celbiş Mehmet Güney

«آرون کیرینر» و همکاران (۲۰۲۰) از روش‌های مختلف یادگیری ماشین برای پیش‌بینی نرخ بیکاری در ایالات متحدهٔ آمریکا استفاده کرده‌اند. براساس نتایج پژوهش آن‌ها، به‌کارگیری روش‌های یادگیری ماشین به‌خوبی می‌تواند نرخ بیکاری در آمریکا را پیش‌بینی نماید و این پیش‌بینی همراه با تقریب بالایی است.

«گیووانی» و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی به مطالعه درمورد رکود بزرگ سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ پرداخته‌اند و رکود را نشان‌دهندهٔ دوره‌ای از شکست در تولید ناخالص داخلی دانسته‌اند. هدف آن‌ها نمایش یک رویکرد متفاوت، هرچند مکمل، درمورد تکنیک‌های اقتصادسنجی کلاسیک، و نشان‌دادن این است که چگونه تکنیک‌های یادگیری ماشین ممکن است دقت پیش‌بینی کوتاه‌مدت را بهبود بخشد. در نتیجه پژوهش آن‌ها، هر دو رویکرد آماری و یادگیری ماشین قادر به پیش‌بینی رکود اقتصادی هستند اما روش‌های یادگیری ماشین دارای دقت بالاتری در مقایسه با روش‌های آماری هستند. «مهمیت‌کاراهان» و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی به پیش‌بینی نرخ بیکاری با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی در دوره‌های آتی کشور ترکیه پرداخته‌اند. آن‌ها با اشاره به این واقعیت که خطر به‌دست آوردن نتایج اشتباه با روش‌های سنتی بالا است، از شبکهٔ عصبی مصنوعی در پیش‌بینی‌های خود استفاده کرده‌اند. با استفاده از شاخص‌های ماهانه پایهٔ اقتصادی ترکیه متعلق به دورهٔ ۲۰۰۵–۲۰۱۸، مشخص شد که پیش‌بینی انجام‌شده توسط مدل شبکهٔ عصبی مصنوعی، نتایج قابل اعتمادی را تولید می‌کند که کاملاً نزدیک به واقعیت هستند. «هوسین وان» و همکاران (۲۰۲۳) در پژوهشی به پیش‌بینی نرخ بیکاری برحسب جنسیت با استفاده از شبکه‌های عصبی پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان‌داد که بهترین مدل برای جمعیت مرد مدل شبکهٔ عصبی با چهار گره پنهان در یک لایهٔ پنهان به‌دست می‌آید؛ درحالی که مدل شبکهٔ عصبی با دو گره پنهان در یک لایهٔ پنهان بهترین مدل برای جمعیت زن می‌باشد. براساس نتایج به‌دست آمده از پژوهش آن‌ها، روند نرخ بیکاری آینده در مالزی برای جمعیت زن و مرد در ۱۰سال آینده به‌تدریج برای دورهٔ ۲۰۲۰ تا ۲۰۳۰ ثابت خواهد بود.

۳. روش پژوهش

در این بخش، روش پیشنهادی مبتنی‌بر الگوریتم‌های هوش مصنوعی تشریح می‌گردد. یادگیری ماشین یکی از حوزه‌های بسیار کاربردی و یکی از زیرشاخه‌های علم هوش مصنوعی است که در سالیان اخیر، به‌ویژه در حوزه‌های اقتصادی به‌شدت موردتوجه قرار گرفته است (آتی‌سوزان[1]، ۲۰۱۸). در پژوهش حاضر نیز سعی‌بر آن است تا به

[1]Athey Susan

بهره‌گیری از الگوریتم‌های مهم و پرکابرد یادگیری ماشین به پیش‌بینی نرخ بیکاری و تولید ناخالص داخلی پرداخته شود. دلیل استفاده از روش‌های هوش مصنوعی در پژوهش جاری وجود مزایای متعدد آن‌ها نسبت به روش‌های اقتصادسنجی است که برخی از مهم‌ترین آن‌ها به شرح زیر است:

- مهندسی ویژگی خودکار: هوش مصنوعی می‌تواند ویژگی‌های مختلف (متغیرهای مستقل) در داده‌ها را شناسایی و استفاده کند، که نیاز به مهندسی ویژگی و انتخاب دستی را از بین می‌برد .
- مدیریت روابط پیچیده و غیرخطی: هوش مصـــنوعی می‌تولند روابط پیچیده و غیرخطی بین متغیرها را مدل کند و نمایش دقیق‌تری از سیستم‌های اقتصادی جهان واقعی ارائه دهد .
- مدیریت داده‌های بزرگ و بعد بالا: هوش مصـــنوعی می‌تولند مجموعه داده‌های بزرگ و بعد بالا را پردازش و تجزیه و تحلیل کند، که تجزیه و تحلیل جامع‌تری از داده‌های اقتصادی را ممکن می‌سازد .
- دقت پیش‌بینی بالا: مدل‌های مبتنی بر هوش مصـــنوعی، مانند شـــبکه‌های عصـــبی، می‌توانند دقت پیش‌بینی بالاتری نسبت به مدل‌های ریاضی سنتی، مانند رگرسیون خطی، داشته باشند .
- صرفه‌جویی در زمان: هوش مصنوعی می‌تواند با اتوماسیون فرایند تجزیه و تحلیل و ارائه نتایج سریع، زمان و زحمت را صرفه‌جویی کند .
- مدیریت مجموعه داده‌های نامتوازن: هوش مصنوعی می‌تواند به‌طور موثر با مجموعه داده‌های نامتوازن که در داده‌های اقتصادی رایج هستند، مدیریت کند.
- موفقیت در کاربرد در جهان واقعی: هوش مصـــنوعی با موفقیت در حوزه‌های مختلف اقتصـــادی، مانند پیش‌بینی بازار سهام، ارزیابی ریسک اعتباری و تشخیص تقلب، کاربرد عملی خود را در سناریوهای واقعی نشان داده است.

با توجه به مزایای فوق، روش به‌کار گرفته شده در پژوهش جاری بدین‌صورت است که ابتدا باید هر یک از الگوریتم‌های یادگیری ماشین در یک زبان برنامه‌نویسی پیاده‌سازی شوند؛ سپس مجموعه دادگان به دو بخش داده‌های یادگیری و داده‌های تست یا آزمایش تقسیم شوند. در مرحلهٔ بعد، داده‌های یادگیری به الگوریتم یادگیری ماشین داده می‌شود تا یک مدل یادگیری از آن ایجاد شود. درنهایت، داده‌های تست و آزمایش به مدل یادگیری ماشین داده می‌شود تا آن مدل، پیش‌بینی خود را به‌عنوان خروجی برگرداند. در این مرحله می‌توان با محاسبهٔ

شاخص‌های ارزیابی مختلف، میزان خطای پیش‌بینی مدل یادگیری نسبت به مقدار واقعی آن را محاسبه نمود و در رابطه با مدل یادگیری قضاوت کرد.

در پژوهش حاضر سعی شده است از الگوریتم‌های یادگیری ماشین پرکاربرد و محبوب استفاده شود که دقت بالایی در پیش‌بینی دارند. الگوریتم‌های به‌کارگرفته شده به‌شرح زیر می‌باشند:

الگوریتم RF[1]: از آنجایی‌که الگوریتم درخت تصادفی قابلیت خوبی در حل مشکلات پیچیده دارد؛ بنابراین الگوریتم جنگل تصادفی با ترکیب کردن تعداد زیادی از درخت تصمیم می یک جنگل ایجاد می‌کند (ولادیمیر[2] و همکاران، ۲۰۰۳). پس از این مرحله، برای تولید خروجی اغلب میانگین همهٔ درخت‌های تصمیم محاسبه می‌گردد. مزیت الگوریتم جنگل تصادفی این است که تصمیم نهایی را براساس همهٔ درختان تصمیمی که ایجاد کرده است، ارائه می‌دهد که منجر به افزایش دقت در پیش‌بینی می‌شود.

الگوریتم GBR[3]: در این الگوریتم، چندین مدل به‌صورت متوالی آموزش داده می‌شود و برای هر مدل به‌تدریج و با استفاده از روش کاهش گرادیان، تابع ضرر به حداقل می‌رسد (سایت راهبرد[4] و سایت سایکیت لرن[5]، ۱۴۰۲). در حقیقت، آموزش مدل‌های متوالی در هر یک از تکرارها باعث می‌شود تا رفته‌رفته میزان خطای پیش‌بینی کم و درنتیجه دقت پیش‌بینی افزایش‌یابد.

الگوریتم XGBoost[6] : اساس کار این الگوریتم مشابه الگوریتم تقویت گرادیان معمولی است؛ با این تفاوت که این الگوریتم با بهره‌گیری از تکنیک پردازش موازی، مدت زمان اجرای کمتری دارد (سایت راهبرد و سایت سایکیت لرن، ۱۴۰۲). علاوه‌بر این، باعث می‌شود تا برخی نقاط ضعف‌هایی که در الگوریتم تقویت گرادیان، ازجمله از دست دادن داده‌ها وجود داشت، مرتفع گردد. در این الگوریم، مدل یاد می‌گیرد که چگونه داده‌های از دست رفته در حین فرآیند یادگیری را در مکان درستی از ساختار داده قرار دهد.

الگوریتم DT[7] : این الگوریتم با استفاده از مجموعه‌ای از قوانین و شرایط، به‌صورت سلسله‌مراتبی تصمیماتی را اتخاذ می‌کند که درنهایت به دسته‌بندی یا پیش‌بینی منجر می‌شود. روش کار درخت تصمیم به این‌صورت است

---

1. Random Forest
2. Vladimir Svetnik
3. Gradient Boost Regressor
4. raahbord.com
5. Scikit-learn.com
6. Extreme Gradient Boosting
7. Decision Tree

که ابتدا با استفاده از داده‌های آموزشی، به‌صورت خودکار قوانین و شرایطی را استخراج می‌کند و سپس با استفاده از این قوانین و شرایط، یک درخت تصمیم ساخته می‌شود که شامل گره‌ها و برگ‌های تصمیم‌گیری است. هر گره به‌شرایطی اشاره دارد که با مقادیری از ویژگی‌های داده‌های آموزشی مطابقت دارد. در گره‌های برگ، نتایج دسته‌بندی یا پیش‌بینی برای داده‌های جدید قرار می‌گیرد (ناوادا[1] و همکاران، ۲۰۱۱).

الگوریتم KNN[2]: الگوریتم K نزدیک‌ترین همسایه براساس شباهت داده‌ها به‌هم، آن‌ها را در دسته‌های مختلف قرار می‌دهد. درواقع، KNN با محاسبه فاصله اقلیدسی بین داده‌ها و پیدا کردن K نزدیک‌ترین همسایه‌ها برای هر داده، آن را در دسته‌بند مناسب قرار می‌دهد. سپس با توجه به تعداد داده‌های هر کلاس در همسایگی، داده جدید را در کلاسی قرار می‌دهد که بیشترین تعداد نزدیک‌ترین همسایه را دارد. الگوریتم KNN یکی از ساده‌ترین الگوریتم‌های یادگیری ماشین است که به‌خوبی در بسیاری از مسائل به‌خوبی عمل می‌کند (اولیور[3] و همکاران، ۲۰۱۳).

الگوریتم HGBRT[4]: این الگوریتم ابتدا با استفاده از تقسیم‌بندی هیستوگرام، داده‌ها را به چند بخش تقسیم می‌کند؛ سپس، دوباره عملیات هیستوگرام‌سازی برروی داده‌های مرحلهٔ قبل صورت می‌گیرد و این عمل به‌صورت تکراری انجام می‌شود تا به شاخص خطای کمینه برسد (کی[5] و همکاران، ۲۰۱۷). درنهایت، با استفاده از یک ترکیب خطی از تمام درخت‌های تکراری، نتیجهٔ نهایی پیش‌بینی می‌شود. این الگوریتم عملکرد خوبی را در پیش‌بینی مواردی که داده‌های پرت و نویزی موجود است و ابعاد داده‌ها بالا است، از خود نشان می‌دهد.

علاوه‌بر الگوریتم‌های اشاره شده فوق، به‌منظور نتیجه‌گیری دقیق‌تر در این مقاله از روش اقتصادسنجی ARIMA[6] نیز استفاده شده است تا کارایی روش‌های هوش مصنوعی در مقایسه با این ابزار نیز مورد مقایسه قرار گیرد. مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته یا ARIMA در سال ۱۹۷۸م. توسط «باکس» و «جنکینز» معرفی شد و در چند دههٔ گذشته یکی از مناسب‌ترین روش‌های پیش‌بینی سری‌های زمانی خطی به‌شمار می‌آمده است. به‌طور خلاصه، یک فرآیند خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته یک مدل ریاضی است که به‌منظور پیش‌بینی به‌کار برده می‌شود. یکی از ویژگی‌های جذاب روش باکس و جنکینز در پیش‌بینی این است که فرآیندهای

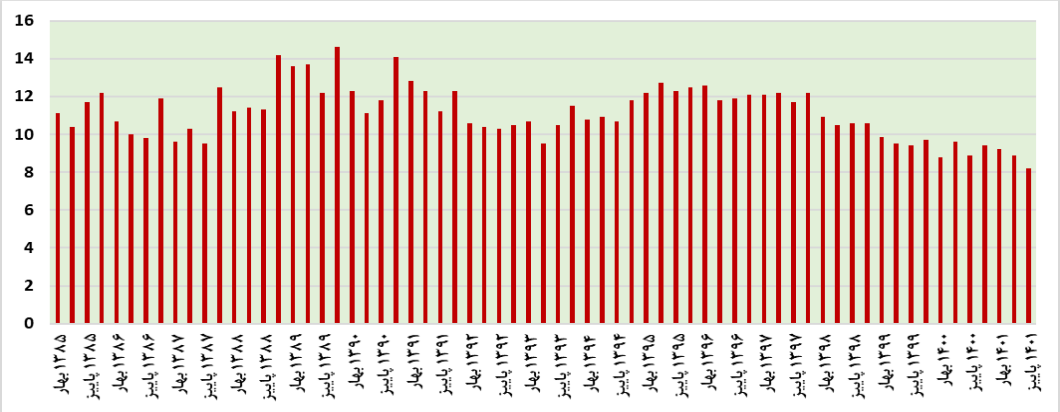
---

[1] NavadaArundhati
[2]. K-Nearest-Neighbor
[3]. Oliver Kramer
[4]. Histogram-based Gradient Boosting Regression Tree
[5]. G. Ke
[6]. Autoregressive integrated moving average

خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته از دستهٔ مدل‌های ممکن بسیار توانمند و قوی می‌باشند و معمولاً در این مدل این امکان وجود دارد که بتوان فرآیندی را یافت که وصف مناسبی از داده‌ها را ارائه کند. روش اصلی مدل‌سازی باکس و جنکینز فرآیند سه مرحله‌ای انتخاب مدل، برآورد پارامترها و چک کردن مدل می‌باشد.

٤. ارزیابی روش پیشنهادی

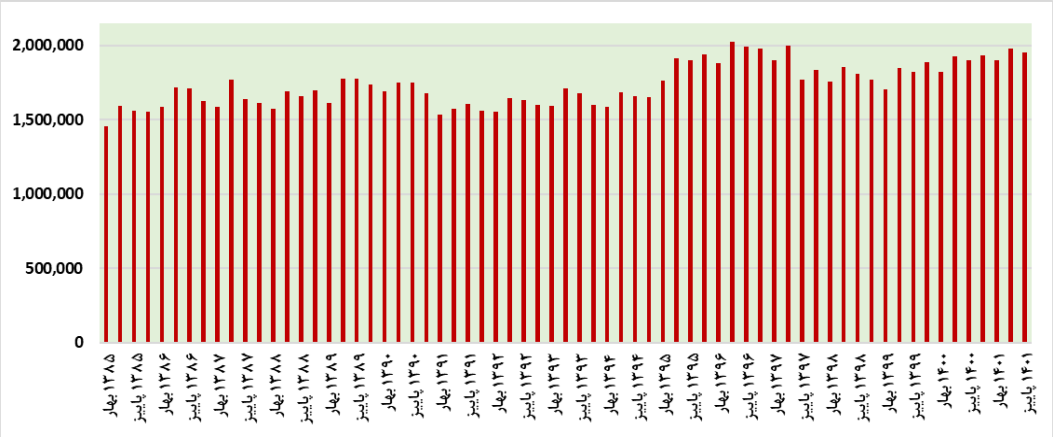
در پژوهش حاضر، جهت ارزیابی روش پیشنهادی برای پیش‌بینی میزان تولید ناخالص داخلی و هم‌چنین نرخ بیکاری، از مجموع داده‌های حساب‌های ملی و جمعیت و اشتغال، طی سال‌های ۱۳۸۵–۱۴۰۱ که توسط مرکز آمار ایران (سایت آمار ایران، ۱۴۰۲) منتشر گردیده، استفاده شده است؛ شکل ۱، میزان نرخ بیکاری فصلی برحسب درصد را از بهار سال ۱۳۸۵ تا پاییز سال ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. براساس این شکل ملاحظه می‌شود که بیشترین میزان نرخ بیکاری مربوط به فصل بهار سال ۱۳۹۰ معادل ۱۴.۶٪ و کمترین نرخ هم مربوط به فصل پاییز سال ۱۴۰۱ با نرخ ۸.۲٪ است.



شکل ۱: میزان نرخ بیکاری فصلی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ (برحسب درصد) (وبسایت مرکز آمار ایران).

Fig. 1: Seasonal unemployment rate from 1385 to 1401 (in percentage).

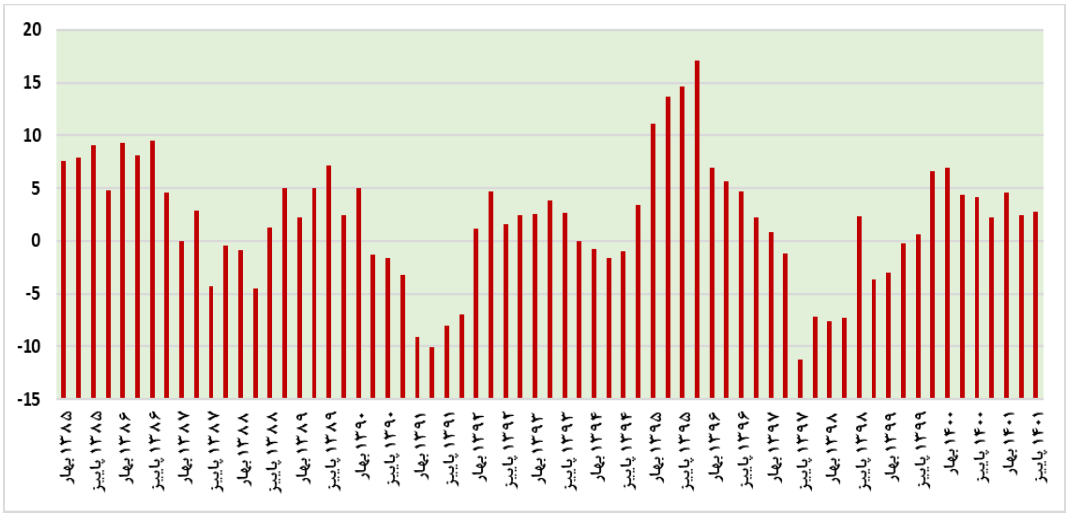
هم‌چنین براساس مجموع دادهٔ مرکز آمار میزان تولید ناخالص داخلی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ مشابه شکل ۲ می‌باشد؛ براساس این شکل بیشترین تولید ناخالص داخلی در فصل تابستان سال ۱۳۹۶ معادل ۲۰۲۰۱۳۴ است و هم‌چنین کمترین مقدار آن نیز مربوط به فصل بهار سال ۱۳۸۵ معادل ۱۴۵۳۳۳۱ می‌باشد.



شکل ۲: میزان تولید ناخالص داخلی فصلی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ (وبسایت مرکز آمار ایران).

Fig. 1: Seasonal gross domestic product GDP from 1385 to 1401.

هم‌چنین شکل ۳، میزان نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را بین بازه‌های سال ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ را نشان می‌دهد. مطابق این شکل ملاحظه می‌شود که این نرخ رشد در کمترین مقدار در حد −۱۰٪ و در بیشترین مقدار +۱۷٪ بوده است.



شکل ۳ : میزان نرخ رشد تولید ناخالص داخلی فصلی از سال ۱۳۸۵تا ۱۴۰۱(برحسب درصد) (وبسایت مرکز آمار ایران)

Fig. 3: Rate of seasonal GDP growth from 1385 to 1401 (in percentage).

در روش پیشنهادی، براساس مجموع دادگان مرکز آمار که متشکل از داده‌های تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری است، الگوریتم‌های یادگیری ماشین با استفاده از زبان برنامه‌نویسی Python و با بهره‌گیری از کتابخانهٔ

Scikit-Learn (سایت Scikit-learn.com، ۱۴۰۲) پیاده‌سازی شده و داده‌های فصلی به‌عنوان ورودی این الگوریتم‌ها درنظر گرفته می‌شوند. برای یادگیری الگوریتم‌های یادگیری ماشین، ۷۵٪ از کل داده‌های فصلی برای یادگیری و ۲۵٪ آن‌ها به‌عنوان داده‌های تست درنظر گرفته شده‌اند. هم‌چنین، برای مقایسهٔ الگوریتم‌ها، مهم‌ترین شاخص‌های کارایی که به‌خوبی می‌توانند میزان موفقیت یک الگوریتم را در پیش‌بینی نشان‌دهند، درنظر گرفته شده است. این شاخص‌ها به‌شرح زیر می‌باشند (سایت سایکیت لرن، ۱۴۰۲):

- **میانگین خطای مطلق (MAE[1]):** این شاخص، درواقع میانگین تفاوت بین مقدار واقعی و پیش‌بینی شده برروی تمام نمونه‌های آموزش است و براساس رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{MAE}(y,\hat{y}) = \frac{1}{n_{\mathrm{samples}}} \sum_{i=0}^{n_{\mathrm{samples}}-1} |y_i - \hat{y}_i|.$$

که در آن y_i مقدار واقعی، $\hat{y}_i$ مقدار پیش‌بینی شده و n_{samples} تعداد نمونه‌ها است.

- **ضریب تشخیص**[2]: این شاخص نشان‌دهندهٔ این است که چند درصد از تغییرات متغیر وابسته (ارزش بازار) توسط متغیرهای مستقل (ویژگی‌های ۱ تا ۵ در جدول ۱) توضیح داده می‌شود. هر چه‌قدر مقدار این ضریب بالا باشد، نشان‌دهندهٔ این است که متغیرهای مستقل نقش زیادی در پیش‌بینی متغیر وابسته داشته‌اند. محاسبهٔ این شاخص به‌صورت زیر است:

$$R^2(y,\hat{y}) = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2}$$

که در آن y_i مقدار واقعی، $\hat{y}_i$ مقدار پیش‌بینی شده و $\overline{y}$ میانگین مقادیر واقعی می‌باشد.

- **خطای جذر میانگین مربعات (RMSE[3]) :** برای برآورد میزان خطایی که بین مقدار واقعی و مقدار پیش‌بینی شده است به‌کار می‌رود و هر چه‌قدر مقدار آن به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان از پیش‌بینی دقیق و خطای کمتر دارد. این شاخص به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

[1] Mean Absolute Error
[2] R-squared correlation
[3] Root Mean Squared Error

$$\mathrm{RMSE}(y,\hat{y}) = \sqrt{\frac{1}{n_{\mathrm{samples}}}\sum_{i=0}^{n_{\mathrm{samples}}-1}(y_i-\hat{y}_i)^2}$$

که در آن y_i مقدار واقعی، $\hat{y}_i$ مقدار پیش‌بینی شده و n_{samples} تعداد نمونه‌ها است.

- **میانگین درصد مطلق خطا (MAPE):** یکی از شاخص‌های مهم برای اندازه‌گیری میزان دقت یک مدل پیش‌بینی‌کننده است که به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\mathrm{MAPE}(y,\hat{y}) = \frac{1}{n_{\mathrm{samples}}}\sum_{i=0}^{n_{\mathrm{samples}}-1}\frac{|y_i-\hat{y}_i|}{max(\epsilon,|y_i|)}$$

که در آن y_i مقدار واقعی، $\hat{y}_i$ مقدار پیش‌بینی شده، n_{samples} تعداد نمونه‌ها و ϵ یک مقدار دلخواه بسیار کوچک برای جلوگیری از خطای تقسیم بر صفر هنگامی‌که y_i برابر با صفر است، می‌باشد. این شاخص معمولاً به‌عنوان یک تابع ضرر در مسائل رگرسیونی مورداستفاده قرار می‌گیرد که هر چه‌قدر این مقدار کمتر باشد، نشان‌دهندهٔ دقت بالاتر مدل پیش‌بینی‌کننده است.

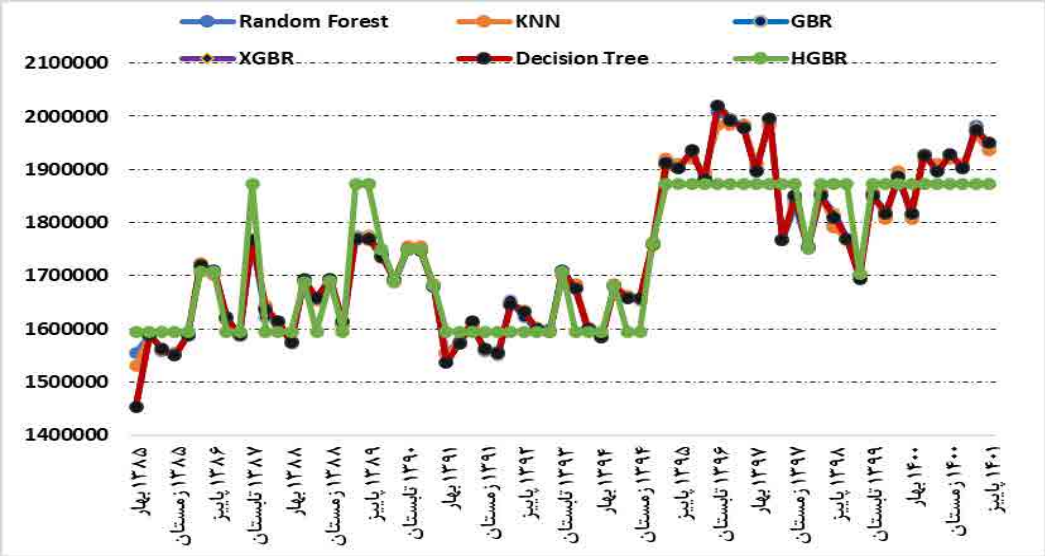
- **صحت**[1]: این شاخص به‌عنوان درصد بیان می‌شود و محاسبهٔ آن به کمک شاخص MAPE و به‌صورت زیر انجام می‌شود:

$$Accuracy = 100 - \frac{100}{n_{\mathrm{samples}}}\sum_{i=0}^{n_{\mathrm{samples}}-1}\frac{|y_i-\hat{y}_i|}{max(\epsilon,|y_i|)}$$

درواقع هدف از ارائه این شاخص این است که بهتر بتوان مدل‌های مختلف پیش‌بینی‌کننده را با یک‌دیگر مقایسه کرد؛ زیرا مطابق رابطهٔ فوق، این شاخص عددی بین ۰ تا ۱۰۰ است و درواقع میزان صحت یک روش در پیش‌بینی را نشان می‌دهد.

شکل ۴، نتایج حاصل از پیش‌بینی میزان تولید ناخالص داخلی در بازهٔ سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ با استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین را نشان می‌دهد.

[1]. Accuracy



شکل ٤: پیش‌بینی میزان تولید ناخالص داخلی فصلی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱.

Fig. 4: Prediction of the seasonal GDP from 1385 to 1401.

هم‌چنین جدول ۱، میزان کارایی الگوریتم‌های یادگیری ماشین را از لحاظ شاخص‌های ارزیابی در پیش‌بینی میزان تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد.

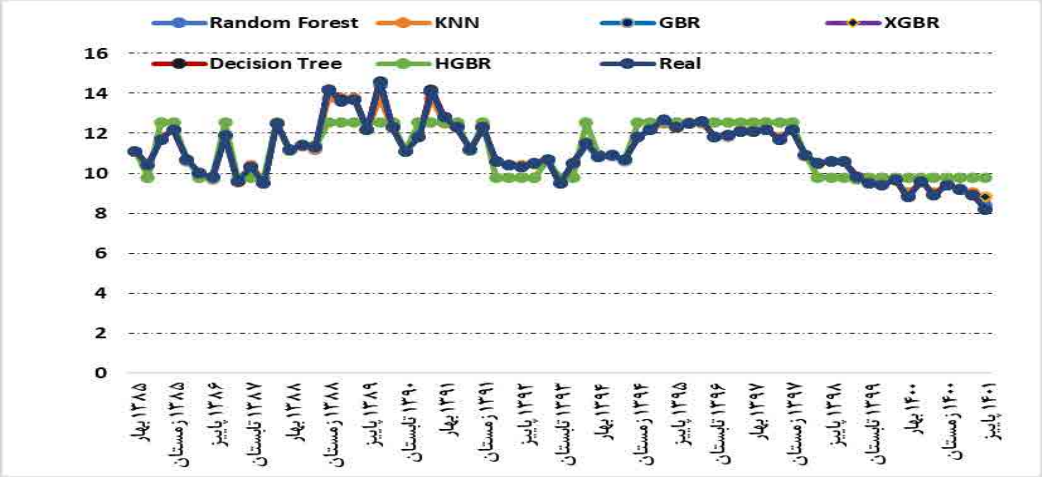
جدول ۱: عملکرد الگوریتم‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی تولید ناخالص ملی.

Tab. 1: Performance of machine learning algorithms in predicting the GDP.

	Random Forest	KNN	GBR	XGBR	ARIMA	DT	HGBRT
MAE	25228	36471	13133	12479	5277.5	16419	40723
RMSE	32231	45165	27163	29455	10944	38610	50812
(R^2) Score	0.9466	0.8952	0.9621	0.9554	0.97	0.9234	0.8673
Accuracy	98.56	97.88	99.26	99.29	92.9	99.06	97.64
MAPE	0.0144	0.021	0.0073	0.0072	1.90	0.0092	0.0233

با توجه به اطلاعات به‌دست آمده از جدول ۱ و شکل ۴، مشاهده می‌شود که الگوریتم‌های یادگیری ماشین دقت خوبی در پیش‌بینی میزان تولید ناخالص داخلی در سال‌های مختلف نسبت به روش اقتصاد سنجی ARIMA داشته‌اند. از بین این الگوریتم ها، بهترین دقت مربوط به الگوریتم XGBR با مقدار ۹۹.۲۹٪ است که مقدار بسیار بالا و مناسبی است و نشان‌دهندهٔ کارایی خوب این الگوریتم است. ازطرفی این الگوریتم از لحاظ خطای MAPE نیز مقدار ناچیز ۰.۰۰۷۲ را دارد که کمترین مقدار در بین سایر الگوریتم‌هاست. هم‌چنین براساس نتایج به‌دست آمده

در این قسمت ملاحظه می‌شود که سایر الگوریتم‌ها نیز به‌مراتب نتایجی با دقت بالا داشته‌اند و کمترین دقت که مربوط به الگوریتم KNN با مقدار ۹۷.۸۸٪ بوده است، کماکان مقدار قابل‌قبولی در پیش‌بینی شاخص‌های اقتصادی است. شکل ۵، میزان نتایج به‌دست آمده الگوریتم‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی نرخ بیکاری برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ و جدول ۲، شاخص‌های ارزیابی کارایی الگوریتم‌ها در پیش‌بینی این شاخص را نشان می‌دهد.



شکل ۵: پیش‌بینی میزان نرخ بیکاری فصلی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱.

Fig. 5: Prediction of the seasonal unemployment rate from 1385 to 1401.

براساس نتایج به‌دست آمده در شکل ۵ و جدول ۲، ملاحظه می‌شود که الگوریتم‌های یادگیری ماشین درمورد پیش‌بینی این شاخص نیز عملکرد بسیار خوبی دارند و به‌خوبی توانسته‌اند این شاخص را پیش‌بینی کنند. از میان این الگوریتم‌ها، بهترین نتیجه مربوط به GBR با دقت ۹۸.۶۳٪ و میزان خطای MAPE با مقدار ۰.۰۱۴۲ است. هرچند که این مقادیر برای الگوریتم‌هایی نظیر جنگل تصادفی و XGBR نیز بسیار نزدیک به GBR است. نتایج مربوط به این قسمت نشان‌دهندهٔ این است که تکنیک‌های هوش مصنوعی در پیش‌بینی نرخ بیکاری بسیار خوب عمل می‌کنند و با دقتی بالای ۹۸٪ می‌توانند این شاخص را پیش‌بینی نمایند.

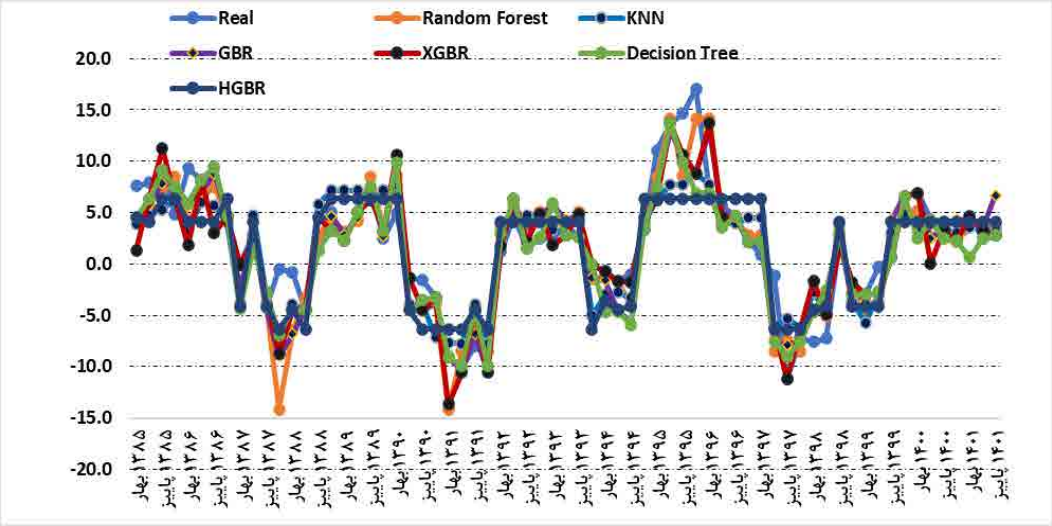
جدول ۲: عملکرد الگوریتم‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی نرخ بیکاری.

Tab. 2: Performance of machine learning algorithms in predicting the unemployment rate.

	Random Forest	KNN	GBR	XGBR	DT	HGBRT
MAE	0.43	0.7121	0.1538	0.1993	0.1824	0.8145
RMSE	0.6494	1.004	0.3889	0.4878	0.4533	1.0529

(R^2) Score	0.7806	0.4758	0.9213	0.8763	0.8931	0.4234
Accuracy	96.27	93.72	98.63	98.3	98.35	92.47
MAPE	0.0384	0.0646	0.0142	0.018	0.0178	0.0715

شکل ۶ و جدول ۳، مقادیر به‌دست آمده برای پیش‌بینی میزان نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با توجه به نرخ بیکاری است.



شکل ٦: پیش‌بینی تأثیر نرخ بیکاری بر تولید ناخالص داخلی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ (به صورت فصلی).

Fig. 6: Prediction of the impact of the unemployment rate on GDP from 1385 to 1401 (seasonally).

جدول۳: عملکرد الگوریتم‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی تأثیر نرخ بیکاری بر نرخ رشد تولید ناخالص ملی.

Tab. 3: Performance of machine learning algorithms in predicting the impact of the unemployment rate on GDP growth rate.

	Random Forest	KNN	GBR	XGBR	DT	HGBRT
Accuracy	96.08	96.48	96.04	96.69	96.33	96.27

از آنجایی‌که در برخی فصول، مقدار رشد تولید ناخالص داخلی دارای مقادیری منفی بوده است، برهمین‌اساس محاسبهٔ برخی شاخص‌های کارایی نظیر RMSE و MAPE نیازمند قدرت مطلق‌گیری از نتایج است و اطلاعات اضافی‌تری هم بیان نمی‌کند؛ برهمین‌اساس در این قسمت به محاسبهٔ میزان Accuracy اکتفا شده است. نتایج موجود در شکل ۶ و جدول ۳، نشان می‌دهد که دقت الگوریتم‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی تأثیر نرخ بیکاری

برروی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بالای ۹۶٪ که مقدار بسیار قابل‌قبولی است؛ هم‌چنین، الگوریتم XGBR با مقدار ۹۶.۶۹٪ بهترین عملکرد را از بین تمامی الگوریتم‌ها به‌دست آورده است.

در انتهای این بخش ذکر این نکته ضروری است که اگرچه استفاده از روش‌های هوش مصنوعی در پیش‌بینی‌های شاخص‌های اقتصادی می‌تواند با دقت بالایی همراه باشد، این روش‌ها دارای محدودیت‌های خاص خود نیز می‌باشند؛ ازجمله محدودیت‌های این روش‌ها، مشکل بودن تنظیم پارامترهای داخلی این الگوریتم‌ها است. به‌عبارت دیگر، هر یک از این الگوریتم‌ها دارای تعداد زیادی پارامتر تنظیمی هستند که نمی‌توان مقدار ثابتی برای هر نوع مجموعه داده‌ای برای آن‌ها درنظر گرفت؛ درواقع می‌بایست برای هر مجموع دادهٔ جدیدی، پارامترهای تنظیمی خاصی برای آن‌ها مشخص کرد و در بسیاری از موارد لازم است تا این الگوریتم‌ها با سعی و خطا چندین‌بار اجرا شوند تا طراح به پارامترهای پایداری برسد؛ علاوه‌بر این، این الگوریتم‌های نیاز به دانش فنی بالایی دارند و اغلب تصمیم‌گیران اقتصادی فاقد این نوع دانش هستند و این مسأله باعث می‌شود تا اقتصاددانان و تصمیم‌گیران اقتصادی بیشتر به استفاده از روش‌های سنتی آماری تمایل داشته باشند؛ با این‌حال، استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی در مواردی که تعداد متغیرهای مستقل زیاد باشد، زمان بسیار زیادی را می‌طلبد و در اغلب موارد به‌دلیل پیچیدگی‌های زیاد ممکن است نتوان آن‌ها را به‌کار گرفت و تنها راه‌حل استفاده از روش‌های هوش مصنوعی باشد. امروزه ربات‌های نرم‌افزاری بسیاری در حوزهٔ معاملات و خرید و فروش ارزهای دیجیتال، فارکس، بازار طلا و بورس و... براساس‌همین مدل‌های یادگیری ماشین و هوش مصنوعی تولید شده‌اند و پیش‌بینی‌های صورت‌گرفته توسط آن‌ها بسیار دقیق است و باعث سود زیاد افرادی می‌شود که از این روش‌ها استفاده می‌کنند. علاوه‌بر این، همان‌طورکه در بخش مروری بر کارهای پیشین اشاره شده است، استفاده از الگوریتم‌های هوش مصنوعی توسط محققان خارج از کشور نیز مورد اقبال قرار گرفته است و پژوهش‌های حاصل از آن در مجلات معتبر بین‌المللی چاپ شده است که به برخی از آن‌ها پرداخته شد.

۵. نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر با بهره‌گیری از قابلیت‌هایی که در علم هوش مصنوعی و به‌طور خاص در الگوریتم‌های یادگیری ماشین وجود دارد، پیش‌بینی شاخص‌های مهم اقتصادی نظیر: نرخ بیکاری، تولید ناخالص داخلی و تأثیر آن‌ها بر یک‌دیگر پیاده‌سازی شده است. با توجه به این‌که این دو شاخص ازجمله شاخص‌های مهم هستند که مسئولان اقتصادی کشور را در تصمیگیری هایشان یاری می‌دهد، پیش‌بینی آن‌ها، مسئولان را یاری خواهد کرد تا

انتخاب‌های بهتری در راستای بهبود وضعیت اقتصادی کشور ارائه دهند. در پژوهش حاضر، با استفاده از داده‌های سال‌های اخیر این دو شاخص مهم اقتصادی که توسط مرکز آمار ایران هر ساله منتشر می‌شود، الگوریتم‌های هوش مصنوعی با استفاده از داده‌های فصلی شده، آموزش داده شدند؛ سپس، براساس داده‌های تست، الگوریتم‌های هوش مصنوعی خروجی پیش‌بینی‌ها را تولید کردند. نتایج پیش‌بینی‌ها در پژوهش حاضر، نشان‌داد الگوریتم‌های یادگیری ماشین می‌توانند با دقت بسیار بالایی دو شاخص مذکور را پیش‌بینی نمایند و بهترین نتیجه مربوط به الگوریتم XGBR است که به‌ترتیب با میزان ۹۹.۲۹٪ و ۹۸.۳٪ مقادیر تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری را پیش‌بینی نموده است؛ هم‌چنین، نتایج مربوط به این بخش نشان‌داد که روش‌های هوش مصنوعی در مقایسه با روش اقتصادسنجی ARIMA عملکرد بسیار قابل‌قبولی در پیش‌بینی دارند. علاوه‌بر این، در ادامهٔ پژوهش، سعی‌شد تا نرخ رشد تولید ناخالص داخلی از روی میزان نرخ بیکاری پیش‌بینی شود؛ نتایج نشان‌داد که الگوریتم‌های یادگیری ماشین کماکان دارای دقت بسیار خوبی در این پیش‌بینی هستند و بهترین نتایج با استفاده از الگوریتم XGBR با میزان ۹۶.۶۹٪ حاصل می‌شود. کارایی بالای تکنیک‌های هوش مصنوعی در این پژوهش مؤید این است که بسیاری از شاخص‌های اقتصادی به کمک این تکنیک‌ها قابل پیش‌بینی بوده و مستلزم به‌کارگیری این روش‌ها توسط سیاست‌گذاران و مسئولان اقتصادی کشور در راستای ترسیم چشم‌اندازها و برنامه‌ریزی‌های آینده است. هم‌چنین با توجه به قابلیت‌های بالای الگوریتم‌های هوش مصنوعی در مباحث نوینی چون یادگیری عمیق، در سال‌های آینده انتظار می‌رود تا بتوان براساس مجموع دادگان حجیم و متشکل از پارامترهای متعدد اقتصادی، از این الگوریتم‌ها برای پردازش، یادگیری و پیش‌بینی سایر شاخص‌های اقتصادی نیز بهره گرفت.

سپاسگزاری

در پایان نگارندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه و هم‌چنین جناب آقای دکتر رضا محمدی به جهت و غنا بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که با توجه به استخراج مقاله از پایان‌نامهٔ ارشد در گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا بوده است، نگارش مقاله برعهدهٔ نگارندهٔ اول با راهنمایی و نظارت نگارندهٔ دوم صورت گرفته است.

تضاد منافع

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

کتابنامه

- اسعدی، مرضیه، (۱۴۰۰). «برآورد و ارزیابی شاخص قیمت املاک با استفاده از روش هوش مصنوعی». *دومین کنفرانس بین‌المللی چالش‌ها و راهکارهای نوین در مهندسی صنایع و مدیریت و حسابداری*، دامغان. https://civilica.com/doc/1244588

- ایلکا، نبی، (۱۳۹۸). «بررسی تاثیر رکود اقتصادی و افزایش نرخ بیکاری در ایران». *چهارمین همایش بین‌المللی مدیریت، حسابداری، اقتصاد و علوم اجتماعی*، همدان. https://civilica.com/doc/1038347

- بخردی‌نسب، وحید؛ کمالی، احسان؛ و ابراهیمی کهریزسنگی، خدیجه، (۱۴۰۰). «بررسی آزمون دقت پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی با تکیه‌بر اطلاعات مقایسه‌ای سود حسابداری تجمعی متورم و تورم زدایی شده». *فصلنامهٔ پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱۳ (۳): ۱-۳۴. DOI: 10.22108/FAR.2021.125653.1685

- شایگانی، بیتا؛ سلامی، امیربهداد؛ و خوچیانی، رامین، (۱۳۹۳). «مدل پیشنهادی برای پیش بینی تولید ناخالص داخلی کاربرد مدل‌های ARIMA شبکه‌های عصبی و تبدیل موجک». *فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۷ (۲۴): ۱۴۷-۱۶۲. https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803494

- شاه‌آبادی، ابوالفضل، (۱۳۸۷). «بررسی اثر فعالیت‌ها و سیاست‌های اقتصادی دولت بر رشد تولید ناخالص داخلی غیرنفتی (مطالعهٔ موردی اقتصاد ایران)». *فصلنامهٔ پژوهشنامه اقتصادی*، ۷ (۲۶): ۱۸۱-۲۱۱. https://joer.atu.ac.ir/article_3245.html?lang=fa

- صبری، مهدی، (۱۳۹۶). «پایدارسازی و کنترل سیستم قدرت با استفاده از الگوریتم های فراابتکاری». دوفصلنامهٔ کارافن، ۱۴ (۲: ۴۲): ۳۳-۵۵. https://karafan.tvu.ac.ir/article_100504.html

- صداقتی، نرجس؛ و قاسمی، ندا، (۱۳۹۱). «پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی رویکرد MLP, ARIMA». *اولین کنفرانس بین المللی مدیریت، نوآوری و تولید ملی*، قم: ۵۶. https://civilica.com/doc/189856

- صفری‌دهنوی، وحید؛ و شفیعی، مسعود، (۱۴۰۰). «پیش‌بینی ارزش سهام با استفاده از شبکه عصبی فازی پیشنهادی و الگوریتم ترکیبی». *فصلنامهٔ علمی کارافن*، ۱۸(۱): ۲۰۳-۲۲۱. doi: 10.48301/kssa.2021.131058

– فرجنیا، سلمان؛ یوسفی، کوثر؛ و فدایی، مهدی، ۱۳۹۹، «مدلسازی نرخ بیکاری در ایران: بیکاری ساختاری، تغییرات اشتغال بخشی و سیاست پولی پیش بینی نشده». *فصلنامهٔ پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۰ (۷۸): ۲۱۳–۲۵۲. https://doi.org/10.22054/joer.2020.12365

– گریگوری، مانکیو، (۱۳۸۸). *اقتصاد کلان*. ترجمهٔ عرب پور، انتشارات نی.

– نقدی، سجاد؛ اسدی، غلامحسین؛ فضل‌زاده، علیرضا؛ و نوفرستی، محمد، (۱۳۹۶). «مدل سازی و پیش بینی شاخص‌های اقتصادی با استفاده از سودهای کل حسابداری و پیش بینی شده توسط مدیران». *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۷ (۴: ۲۶): ۱۶۵–۱۹۰. DOI: 10.22051/JERA.2017.15739.1688

- Asadi, M., (1400), "Estimation and evaluation of real estate price index using artificial intelligence method". *The second international conference on new challenges and solutions in industrial engineering and management and accounting*, Damghan, https://civilica.com/doc/1244588 (in Persian).

- Athey, S., (2018). "The impact of machine learning on economics." *The economics of artificial intelligence: An agenda. University of Chicago Press:* 507-547. https://www.nber.org/system/files/chapters/c14009/c14009.pdf

- Attfield, C. L. F. & Silverstone, B., (1997). "Okun's coefficient: A comment. Review of Economics and Statistics", *The Review of Economics and Statistics*,79: 326–329. https://direct.mit.edu/rest/article-abstract/79/2/326/56974/Okun-s-Coefficient-A-Comment

- Bekhradi Nasab, V.; Kamali, E. & Ebrahimi Kohriz Sangi, Kh., (1400), "Examining the accuracy test of GDP forecast based on the comparative information of inflated and deflated cumulative accounting profit". *Journal of Financial Accounting Research*, 13 (3): 1-34. DOI: 10.22108/FAR.2021.125653.1685 (in Persian).

- Celbiş, M. G., (2022). "Unemployment in Rural Europe: A Machine Learning Perspective". *Applied Spatial Analysis and Policy*: 1-25. https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC9162380/

- Farajnia, S.; Yousefi, K. & Fadaei, M., (2021). "Modeling Unemployment Rate in Iran: Structural Unemployment, Changes in Employment Status, and Unpredicted Monetary Policy". *Quarterly Journal of Economic Research,* 20 (78): 213-252. https://doi.org/10.22054/joer.2020.12365 (in Persian).

- Husin, W. Z. W.; Abdullah, N. S. A.; Rockie, N. A. S. Y. & Sabri, S. S. M., (2023). "Neural Network Model in Forecasting Malaysia's Unemployment Rates". *ASM Science Journa*, 18. https://doi.org/10.32802/asmscj.2023.1062

- Ilka, N., (2018). "Study of the impact of economic recession and increase in unemployment rate in Iran". *4th International Conference on Management, Accounting, Economics and Social Sciences, Hamadan*, https://civilica.com/doc/1038347 (in Persian).

- Karahan, M. & Çetintaş, F., (2022). "Forecasting Of Turkey's Unemployment Rate For Future Periods With Artificial Neural Networks". *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari*

Bilimler Fakültesi Dergisi, (62): 163-184. https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/2187365

- Katris, Ch., (2020). "Prediction of unemployment rates with time series and machine learning techniques". *Computational Economics:* 55 (2): 673-706. https://ideas.repec.org/a/kap/compec/v55y2020i2d10.1007_s10614-019-09908-9.html

- Ke, G.; Meng, Q.; Finley, T. et al., (2017), "LightGBM: a highly efficient gradient boosting decision tree". In: *31st Conference on Neural Information Processing Systems*, Long Beach, CA, USA, NIPS. https://proceedings.neurips.cc/paper_files/paper/2017/file/6449f44a102fde848669bdd9eb6b76fa-Paper.pdf

- Kramer, O. & Kramer, O., (2013). "K-nearest neighbors". *Dimensionality reduction with unsupervised nearest neighbors*: 13-23. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-642-38652-7_2

- Kreiner, A. & Duca, J., (2020). "Can machine learning on economic data better forecast the unemployment rate?". *Applied Economics Letters*, 27(17): 1434-1437. https://digitalcommons.oberlin.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1125&context=honors

- Maccarrone, G.; Morelli, G. & Spadaccini, S., (2021). "GDP forecasting: machine learning, linear or autoregression?". *Frontiers in Artificial Intelligence*, 4: 757864. https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/frai.2021.757864/pdf

- Mankiw, N. G., (2012). "Macroeconomics". (H. R. Arabpour, Trans.*). Tehran: Ney Publishing*. (Original work published 2009). https://nashreney.com/product/ (in Persian).

- Naghdi, S.; Asadi, Gh.; Fazalzadeh, A.& Nofarsti, M., (2016), "Modeling and forecasting of economic indicators using total accounting profits and forecasts by managers". *Journal of Empirical Research in Accounting*, 7 (4: 26): 165-190. DOI: 10.22051/JERA.2017.15739.1688 (in Persian).

- Navada, Arundhati, et al., (2011). "Overview of use of decision tree algorithms in machine learning". *IEEE control and system graduate research colloquium*. IEEE. https://ieeexplore.ieee.org/document/5991826

- Sabri, M., (2017). "Stabilization and control of the power system using meta-heuristic algorithms". *Karafan Quarterly Scientific Journal*, 14(42), 33-55. https://karafan.tvu.ac.ir/article_100504.html

- Safari Dehnavi, V. & Shafiee, M., (2021). "Stock Value Prediction Using Proposed Fuzzy Neural Network and Hybrid Algorithm". *Karafan Scientific-Research Journal*, 18(1): 203-221. doi: 10.48301/kssa.2021.131058 (in Persian)

- Sedaghati, N. & Ghasemi, N., (2013). "Forecasting gross domestic product using the MLP approach, ARIMA". *The first international conference on management, innovation and national production*, Qom, https://civilica.com/doc/189856 (in Persian)

- Shahabadi, A., (2008). "Investigating the Effect of Government Economic Activities and Policies on the Growth of Non-Oil Gross Domestic Product (A Case Study of the

Iranian Economy)". *Quarterly Journal of Economic Research*, 7(26): 181-211. https://joer.atu.ac.ir/article_3245.html (in Persian).

- Shayegani, B.; Salami, A. & Khouchian, R., (2014). "Proposed Model for Predicting Gross Domestic Product Using ARIMA Models, Neural Networks, and Wavelet Transform". *Journal of Financial Knowledge and Securities Analysis,* 7 (24): 147-162. https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803494 (in Persian).

- Svetnik, V. et al., (2003). "Random forest: a classification and regression tool for compound classification and QSAR modeling". *Journal of chemical information and computer sciences* 43 (6): 1947-1958. https://www.ijstr.org/paper-references.php?ref=IJSTR-0420-34297

- http://scikit-learn.org/stable/modules/

- https://mstpark.com/library/artificial-intelligence-economy

- https://raahbord.com/boosting-algorithm/

- https://scikit-learn.org/stable/

- https://scikit-learn.org/stable/

-https://scikit-learn.org/stable/modules/generated/sklearn.ensemble.GradientBoostingRegressor.html

- https://scikit-learn.org/stable/modules/model_evaluation.html

- https://scikit-learn.org/stable/modules/model_evaluation.html

- https://www.amar.org.ir/statistical-information

Vol. 12, No. 48, Winter (2024)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Economic Valuation of Electricity Input in Iranian Energy-Intensive Industries

Seyed Mahdi Nikzad-Hoseini[1], Mehdi Sadeghi-Shahdani[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28204.3622
Received: 2023.08.22; Accepted: 2023.10.26
Pp: 133-160

Abstract

Electric energy is one of the most significant production inputs in various industries, especially energy-intensive industries. As an incentive for industrial activity, this input is delivered to Iranian industries at prices below their cost. In one sense, this type of pricing has made energy-intensive industries profitable, while on the other hand, it has reduced investment in electricity generation industries. The current study uses published data from 2003 to 2019 of the country's industries to identify energy-intensive industrial groups. Their production function estimate using dynamic, per capita panel model. On the basis of the marginal production value of these industries, the economic value of electric energy input was calculated. This study indicates that in the energy-intensive industry of "Manufacture of chemicals and chemical products", the short-term and long-term economic value of electric energy input is approximately 5.6 to 6.5 times the average price paid for it. This ratio is approximately 1.8 to 2 in the "Manufacture of other non-metallic mineral products" and 1.4 to 1.7 in the "Manufacture of basic metals" energy-intensive industries. The average of this ratio is about 2.9 to 3.5 for entire Iranian industry ranges.

Keywords: Electrical Energy Input, Energy-Intensive Industries, Economic Value, Production Function, Marginal Product Value, Dynamic Panel Model.
JEL Classification: C23, D24, L11, Q41.

1. M.A. Student in Economic Sciences, Department of Economics, Faculty of Society and Governance, Electronic Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2. Professor, Department of Economic, Faculty of Islamic Studies and Economics, Imam Sadiq (A.S) University, Tehran, Iran. (Corresponding Author).
Email: shahdani@yahoo.com

Citations: Nikzad Hoseini, S. E. M. & Sadeghi Shahdani, M., (2024). "Economic Valuation of Electricity Input in Iranian Energy-Intensive Industries". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(48): 133-160. doi: 10.22084/aes.2023.28204.3622
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5355.html?lang=en

1. Introduction

Industrial energy, including electrical energy, makes up a significant portion of the Iranian energy consumption. Statistics from the energy balance sheet (Ministry of Energy, 2010-2021) show that during 2003 to 2019, the industrial sector has seen an increase in energy consumption from 20% to 25%. Statistics of energy consumption in industrial manufacturing with 10 workers or more, published by the Iranian Statistical Centre (2011-2019, 2022) among different industrial activities, show that "Division 20: Production of chemicals and chemicals," "Division 23: Production of other non-metallic mineral products" and "Division 24: Production of base metals" averaged 29.5%, 24.6%, and 20.4%, respectively. So, these three groups of industries consume about 75% of the country's industrial energy. As a result, these three industrial groups are the most energy-intensive in the country (Azadeh et.al. 2008).

3. Method

In order to estimate "economic value", several methods are available. Production function-based method of measuring economic value is appropriate for inputs that are used in a production process and whose final output has a market value. In particular, Cobb-Douglas production functions have been used to describe a wide range of production processes and have proved useful for studies related to input productivity (Besanko et.al. 2020).

The input of interest in this study is "electrical energy" in kilowatt-hours, indicated by the symbol$E$. Other inputs for industrial production are "labor" denoted by the symbol$L$, and "value of capital stock" indicated by the symbolKv. In addition, industrial activities involve inputs such as "primary materials and raw materials", "used fuel" and so on. A sum of the value of these inputs (except electricity) is termed "the value of other inputs to industrial activities except electricity" and it is shown byMv. In addition, Qv indicates the value of the outputs of industrial activities. The data of input and output values is presented in Rials, which has been adjusted to the fixed price of 2013 using the producer price index (Statistical Centre of Iran, 2021).

It should be noted that the input "capital stock value" (Kv) is not included in the statistical tables. Capital stock can be estimated using a variety of methods. For this research, the "net investment exponential trend" method is used. According to this method, net investment increases over time with a constant rate of increase (Tahamipour, 2016).

Taking into account the above variables and utilizing Cobb-Douglas production functions, the panel model can be derived as follows, where i represents the cross-section (sub-industry) and t represents the time series of data:

$$ln(Qv_{i,t}) = \alpha_{0_i} + \alpha_1 ln(L_{i,t}) + \alpha_2 ln(E_{i,t}) + \alpha_3 ln(Mv_{i,t}) + \alpha_4 ln(Kv_{i,t}) \qquad (6)$$

The model's intercept (α_{0_i}) represents the individual characteristics of each cross-section. Relation (6) is considered as a per capita panel model in order to reduce the collinearity and to increase the reliability of the desired model:

$$ln\left(\frac{Qv_{i,t}}{L_{i,t}}\right) = \alpha_{0_i} + \alpha_2 ln\left(\frac{E_{i,t}}{L_{i,t}}\right) + \alpha_3 ln\left(\frac{Mv_{i,t}}{L_{i,t}}\right) + \alpha_4 ln\left(\frac{Kv_{i,t}}{L_{i,t}}\right) \qquad (7)$$

Production functions determine the maximum amount of output the company can produce using the specified level of inputs. Based on the hypothesis of adaptive

expectations, desired and optimal values of inputs may be expressed in terms of the actual values of the inputs. As a consequence, the autoregressive dynamic per capita panel model of the production function can be obtained as follows by assuming the influence of the interruption from the previous period (Gujarati &Porter,2009), (Suri,2021):

$$ln\left(\frac{Qv_{i,t}}{L_{i,t}}\right) = \alpha_{0_i} + \alpha_2 ln\left(\frac{E_{i,t}}{L_{i,t}}\right) + \alpha_3 ln\left(\frac{Mv_{i,t}}{L_{i,t}}\right) + \alpha_4 ln\left(\frac{Kv_{i,t}}{L_{i,t}}\right) + \gamma ln\left(\frac{Qv_{i,t-1}}{L_{i,t-1}}\right) \quad (8)$$

The partial derivative of the product value with respect to the desired input is used to determine the elasticity of the product value with respect to the electricity input ($\epsilon_{Qv,E}$):

$$\epsilon_{Qv,E} = \frac{\partial Qv/Qv}{\partial E/E} \quad (10)$$

Therefore, the α_2 coefficient in the dynamic per capita production function model (9) is equal to the elasticity of product value with respect to electricity input. Additionally, the economic value of a desired input is equal to its marginal productivity within the production process. Hence, the economic value of electricity input can be calculated using the following relationship (Lim & Yoo, 2016):

$$EV_E = \frac{\partial Qv}{\partial E} = \frac{Qv}{E} \times \epsilon_{Qv,E} = \frac{Qv}{E} \times \alpha_2 \quad (11)$$

In the estimation of the panel model, inputs and outputs are used at the fixed price of a base year, so the average economic value of electricity in each sub-group industry can be calculated based on the average economic value in each year. Therefore, if the number of years under study is$T$, we have:

$$EV_{E_i} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \frac{Qv_{i,t}}{E_{i,t}} \times \epsilon_{Qv,E} = \frac{\overline{Qv_i}}{\overline{E_i}} \times \alpha_2 \quad (12)$$

4. Discussion

Based on data related to 20 sub-industries as cross-sections and since 2003 to 2019 as time series in the structure of a panel model, the coefficients of this model have been estimated. A summary of the estimation results is presented in Table 1.

The elasticity of the product value with respect to the amount of electricity input ($\epsilon_{Qv,E}$), is determined by Table 1 and equation (10), is 0.029741. As a result, by applying equation (12), the short-run economic value of electric energy input can be calculated for each of the subgroups of energy-intensive industries.

Based on these results, as shown in figure (1), the subgroup "Class 2021: Manufacture of pesticides and other agrochemical products" has the highest economic value among the 20 subgroups of energy-intensive industries in the country during the studied years and is equal to 6602 Rials. As well, the lowest economic value is associated with the subgroup "Class 2394: Manufacture of cement, lime and plaster" equivalent to 345 Rials (all Rials adjusted to the fixed price of 2011).

For the purpose of comparing the economic value of electricity input in energy-intensive industries, the above procedure was conducted using data for the entire country's industries as well as a dynamic per capita production function model. During 17 consecutive years from 2003 to 2019, a total of 122 sub-industries with four-digit ISIC codes were considered as cross-sections in this estimate. According to these results, the average short-run and long-run economic value of electric energy input in the country's

industries was equal to 1945 Rials and 2380 Rials (adjusted to the fixed price of 2011), respectively, from 2003 to 2019.

5. Conclusion

According to these results, the short-term and long-term economic values of electric energy input in the energy-intensive industry and the average price paid for it shown in figure 3. As shown, the economic value created by this input in "Division 20" industry group is approximately 5.6 to 6.5 times that of the average price paid. In "Division 23" this relation is approximately 1.8 to 2 and in "Division 24", is about 1.4 to 1.7 Furthermore, the average short-term and long-term economic value of electric energy in the entire industry of the country is 1945 and 2380 rials, respectively, and the average price paid is 682 rials. Consequently, the ratio of economic value to price paid in the entire industry ranges from 2.9 to 3.5.

Therefore, the economic value generated by the input of electric energy in the energy-intensive and average industry sectors of the country is greater than the price they pay for this input. So, it is suggested that when determining the tariff for energy inputs, particularly electric energy for industry and especially for energy-intensive industries, the economic value of that input should be considered in each industry group. The pricing based on its economic value makes both the electricity producer benefit from its income and contribute to the growth and improvement of the electricity industry production, and for the consumer industry, a fair price is generated based on their share of the final value.

Acknowledgments

At the end, the authors feel it necessary to express their appreciation to the anonymous reviewers of the journal for their contribution to the improvement of the article.

Observation Contribution

The authors, while complying with the publishing ethics, declare that due to the extraction of the article from the master's thesis, Seyed Mehdi Nikzadul Hosseini as the author, under the supervision of Mehdi Sadeghi Shahedani as the supervisor, played a role in the stages of research and writing of this article.

Conflict of Interest

Authors declared no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۸، پاییز ۱۴۰۲

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

برآورد ارزش اقتصادی نهادهٔ انرژی برق در صنایع انرژی‌بر ایران

سیدمهدی نیکزادالحسینی[۱]، مهدی صادقی‌شاهدانی[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28204.3622
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۳۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۰۴
صص: ۱۶۰-۱۳۳

چکیده

انرژی برق یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید در صنایع مختلف و به‌خصوص صنایع انرژی‌بر است. در ایران این نهاده به‌عنوان مشوق فعالیت‌های صنعتی، پایین‌تر از قیمت تمام‌شده به صنایع تحویل می‌شود؛ این نوع قیمت‌گذاری ازطرفی موجب سودآوری صنایع انرژی‌بر و ازطرف دیگر موجب کاهش رشد سرمایه‌گذاری در بخش تولید برق شده است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های منتشر شده برای سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ شمسی صنایع کشور، صنایع انرژی‌بر مشخص شده و مدل تابلویی تابع تولید این صنایع برآورد شده است. در این مدل معنی‌داری بعضی از ضرایب مدل در سطح قابل‌قبول نمی‌باشد؛ لذا مدل تابع تولید به‌صورت سرانه و هم‌چنین پویا برآورد شده و درنتیجه معنی‌داری همهٔ ضرایب تأیید می‌شود. بر این‌مبنا، ارزش تولید نهایی این صنایع به ازاء واحد انرژی برق مصرفی، محاسبه‌شده و به‌عنوان ارزش اقتصادی نهادهٔ انرژی برق درنظر گرفته می‌شود. طبق این نتایج در صنعت انرژی‌بر«تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی»، ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت نهادهٔ انرژی برق حدود ۵/۶ تا ۶/۵ برابر متوسط بهای پرداخت‌شده برای این نهاده می‌باشد. این نسبت در صنعت «تولید سایر فرآورده‌های معدنی غیرفلزی» حدود ۱/۸ تا ۲ و برای صنعت «تولید فلزات پایه» حدود ۱/۴ تا ۱/۷ می‌باشد. این نسبت به‌طور متوسط در کل صنعت کشور حدود ۲/۹ تا ۳/۵ می‌باشد.

کلیدواژگان: نهادهٔ انرژی برق، صنایع انرژی‌بر، ارزش اقتصادی، تابع تولید، ارزش تولید نهایی، مدل تابلویی پویا.
طبقه‌بندی JEL: C23, D24, L11, Q41.

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ جامعه و حکمرانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد الکترونیکی، تهران، ایران.
Email: sm.nikzad@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق(ع)، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: shahdani@yahoo.com

ارجاع به مقاله: نیکزادالحسینی، سیدمهدی؛ و صادقی‌شاهدانی، مهدی، (۱۴۰۲). «برآورد ارزش اقتصادی نهادهٔ انرژی برق در صنایع انرژی‌بر ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۸): ۱۳۳-۱۶۰. doi: 10.22084/aes.2023.28204.3622
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5355.html?lang=fa

۱. مقدمه

یکی از بحران‌ها و چالش‌های مهم جهان امروز، کمبود منابع انرژی است. در ایران به‌جهت وجود منابع غنی زیرزمینی و ظرفیت بالای منابع طبیعی، عرضهٔ انرژی اغلب با قیمت‌های پایین‌تر از نرخ جهانی انجام می‌شود. برق یکی از حامل‌های انرژی است که به‌عنوان نهادهٔ تولید در صنایع مختلف استفاده می‌شود. این نهاده به‌عنوان مشوق فعالیت‌های صنعتی معمولاً با قیمت پایین‌تر از قیمت تمام‌شده به این صنایع تحویل می‌شود. این نوع قیمت‌گذاری ازطرفی موجب سودآوری صنایع انرژی‌بر و عدم الزام آن‌ها به ارتقا تجهیزات با بهره‌وری انرژی بالا شده است. وقتی مشوق‌های سرمایه‌گذاری به‌صورت طولانی‌مدت ارائه شود، موجب اُفت پیوسته بهره‌وری و کاهش رقابت‌پذیری می‌شود. صنایع انرژی‌بر با به‌کارگیری انرژی، محصولات خود را تولید می‌کنند و بخشی از سودآوری آن‌ها به‌دلیل استفاده از نهادهٔ تولید ارزان قیمت است؛ لذا این نوع قیمت‌گذاری ازطرفی موجب سودآوری این صنایع و عدم الزام آن‌ها به ارتقاء تجهیزات با بهره‌وری انرژی بالا شده و ازطرف دیگر موجب چالش در توسعه و رشد سرمایه‌گذاری در تولید انرژی کشور ایجاد شده است؛ لذا لازم است ارزش اقتصادی نهاده‌های انرژی برای این صنایع مشخص شود و در قیمت‌گذاری این نهاده‌ها موردتوجه قرار گیرد.

بخش مهمی از انرژی کشور و ازجمله انرژی برق در بخش صنعت و به‌عنوان نهادهٔ تولید مصرف می‌شود. طبق آمار منتشر شده در ترازنامهٔ انرژی (وزارت نیرو، ۱۳۸۹–۱۴۰۰) طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ سهم مصرف کل انرژی کشور در بخش‌های «خانگی، عمومی، تجاری» از ۴۱٪ به حدود ۳۴٪ و در بخش «حمل و نقل» نیز از ۲۹٪ به ۲۳٪ کاهش‌یافته است، ولی در بخش «صنعتی» از ۲۰٪ به ۲۵٪ افزایش یافته است. برمبنای آمار مصرف انرژی در کارگاه‌های صنعتی ۱۰نفر کارکن و بیشتر، منتشر شده توسط مرکز آمار ایران (۱۳۹۰–۱۳۹۸، ۱۴۰۱) در بین فعالیت‌های صنعتی مختلف، سهم مصرف انرژی در سه صنعت «کد ۲۰: تولید موادشیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی»، «کد ۲۳: تولیدسایر فرآورده‌های معدنی غیرفلزی» و «کد ۲۴: تولید فلزات پایه» به‌طور متوسط به‌ترتیب حدود ۲۹/۵٪، ۲۴/۶٪ و ۲۰/۴٪ و درمجموع حدود ۷۵٪ از انرژی مصرف‌شده در کل فعالیت‌های صنعتی کشور بوده است؛ هم‌چنین سهم مصرف نهادهٔ انرژی برق در این صنایع حدود ۷۱٪ از کل مصرف انرژی برق صنایع کشور می‌باشد؛ بنابراین این سه گروه صنعتی، صنایع انرژی‌بر کشور می‌باشند (آزاده[1] و همکاران، ۲۰۰۸).

هر محصول با استفاده از ترکیبات مختلف نهاده‌ها تولید می‌شود؛ بنابراین نهاده‌های تولید شامل: سرمایه، نیروی‌کار، انرژی و مواد اولیه، هرکدام سهمی در ارزش نهایی محصول تولیدی دارند. انرژی برق نیز یک نهادهٔ ضروری در فرآیند تولید و زیرساخت حیاتی در توسعهٔ صنعتی کشور می‌باشد؛ لذا اطلاع از «ارزش اقتصادی[2]» آن در سیاست‌گذاری و مدیریت تأمین انرژی برق پایدار و هم‌چنین تعرفه‌گذاری منصفانه برای صنایع مختلف اهمیت ویژه‌ای دارد. برآورد ارزش اقتصادی برق در تخصیص بهینهٔ آن درمیان بخش‌های مصرف‌کننده نیز مفید است. در صورت کمبود منابع، ممکن است امکان تأمین آن برای همهٔ مشترکین صنعتی وجود نداشته باشد؛ و لذا اشتراک منبع محدود موضوع اصلی مدیریت انرژی برق خواهد بود. باوجود اهمیت موضوع ارزش اقتصادی انرژی برق در صنایع کشور، درمیان مقالات منتشرشدهٔ پژوهشی در این‌خصوص یافت نشد؛ لذا در این پژوهش تلاش شده است

---
[1]. Azadeh
[2]. Economic Value

تا ارزش اقتصادی برق صنعتی در صنایع انرژی‌بر و هم‌چنین متوسط کل صنایع کشور با استفاده از مفهوم «ارزش نهایی[۱]» نهادهٔ تولید و مبتنی‌بر «تابع تولید[۲]» محاسبه شود.

در روش محاسبهٔ ارزش اقتصادی مبتنی‌بر تابع تولید، میزان سهم هر نهاده از ارزش کل محصول نهایی تولیدشده، سنجیده می‌شود و به‌عنوان ارزش اقتصادی آن نهاده مطرح می‌شود. در این روش، ارزش یک نهادهٔ غیربازاری، با ارزیابی سهم آن به‌عنوان نهاده در فرآیند تولید یک کالای بازاری تخمین زده می‌شود. بدین‌منظور برمبنای تئوری‌های اقتصاد خُرد و مبتنی‌بر داده‌های تجربی، تابع تولید محصول نهایی برمبنای مقدار نهادهٔ موردنظر و ارزش بازاری سایر نهاده‌ها به‌دست می‌آید؛ سپس با استفاده از این تابع و با استفاده از مشتقات جزئی آن، بهره‌وری نهایی نهادهٔ موردنظر محاسبه می‌شود. بر این‌مبنا، اثر استفاده از هر واحد اضافه از نهادهٔ موردنظر بر کل مقدار محصول تولید شده مشخص می‌شود. درنهایت برای محاسبهٔ ارزش پولی آن نهاده، بهره‌وری نهایی آن در قیمت واحد محصول تولید شده ضرب می‌شود (گراماتیکوپولو[۳] و همکاران، ۲۰۱۹).

در این پژوهش، برمبنای آمار منتشر شده، تابع تولید صنایع انرژی‌بر کشور برمبنای الگوی «کاب–داگلاس[۴]» و به‌صورت «ایستا[۵]» برآورد می‌شود. به‌دلیل وجود هم‌خطی در متغیرهای مستقل مدل، معنی‌داری بعضی از ضرایب در سطح مطلوب به‌دست نمی‌آید؛ لذا مدل تابع تولید به‌صورت «سرانه[۶]» و به ازاء هر نفر نیروی کار برآورد می‌شود تا میزان هم‌خطی مدل کاهش یابد. تابع تولید بیانگر رابطهٔ حداکثر محصول تولیدی به ازاء به‌کارگیری سطح بهینهٔ نهاده‌ها می‌باشد. در داده‌های واقعی بنگاه‌ها به‌دلایل مختلف معمولاً سطح بهینهٔ نهاده‌ها و تولید حداکثر رعایت نمی‌شود؛ لذا برمبنای فرضیهٔ «انتظارات تطبیقی[۷]»، مدل تابع تولید سرانه به‌صورت «پویا[۸]» برآورد شده و برمبنای آزمون‌های اقتصادسنجی اعتبار مدل تأیید می‌شود؛ سپس ارزش اقتصادی نهادهٔ انرژی برق برای این صنایع براساس ارزش تولید نهایی محاسبه شده است. در این روش، ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت مبتنی‌بر سنجش سهم نهاده موردنظر در ارزش نهایی ایجاد شده در محصولات تولیدی هر صنعت به‌دست می‌آید؛ به‌عبارت دیگر، ارزش ایجاد شده در تولید به ازاء هر واحد نهادهٔ انرژی محاسبه می‌شود.

بنابراین برآورد ارزش اقتصادی برمبنای سهم آن به‌عنوان نهادهٔ تولید و درنظر گرفتن آن در سیاست‌گذاری‌های توسعهٔ کشور و تعیین تعرفهٔ آگاهانه برای انرژی مورداستفاده در صنعت اهمیت ویژه دارد. تعیین ارزش اقتصادی می‌تواند در قیمت‌گذاری منصفانه مورداستفاده قرار گیرد؛ چرا که ازنظر صنایع مصرف‌کننده، ارزش اقتصادی نهادهٔ انرژی، سهمی است که این نهاده در ارزش نهایی ایجاد شده داشته است. بر این‌مبنا، تولیدکنندهٔ انرژی برق نیز می‌تواند از عواید آن بهره‌مند شده و در جهت رشد و اعتلای تولید این صنعت گام بردارد.

---

1. Marginal Value
2. Production Function
3. Grammatikopoulou
4. Cobb-Douglas
5. Static
6. Per Capita
7. Adaptive Expectations
8. Dynamic

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

در علم اقتصاد نحوهٔ تخصیص منابع کمیاب به انتخاب‌های مختلف کالا و خدمات موردنیاز مطالعه می‌شود. آن‌چه باعث برگزیده شدن بین این انتخاب‌ها می‌شود، ارزشی است که مصرف‌کننده برای آن‌ها قائل است تا حداکثر رفاه موردنظر خود را فراهم نماید. وقتی بازاری با عملکرد مناسب برای آن محصول وجود داشته باشد، قیمت‌ها منعکس‌کنندهٔ ارزش آخرین واحد محصول معامله شده یا «ارزش نهایی» کالای موردنظر می‌باشد؛ و لذا قیمت بازار می‌تواند ملاکی برای سنجش ارزش آن باشد. با این‌حال، عرضه و تقاضا برای محصولاتی که بازاری با عملکرد مناسب ندارند، نمی‌تواند مبنایی برای تعیین ارزش باشند؛ به‌عنوان مثال، اگر برای برخی محصولات به‌دلایلی مداخلهٔ دولت صورت گیرد و با پرداخت یارانه یا اعمال محدودیت‌های دیگر، قیمت محصول منحرف شود، این قیمت نمی‌تواند بیان‌کنندهٔ ارزش واقعی آن محصول باشد. هم‌چنین برای بسیاری از خدمات زیست‌محیطی نظیر: جنگل‌ها، رودخانه‌ها، هوای پاک و... بازاری شکل نمی‌گیرد که بتوان برمبنای آن ارزش اقتصادی این خدمات را مشخص کرد. در این‌شرایط با استفاده از روش‌های مختلف برآوردی از «ارزش اقتصادی» آن کالا یا خدمات ارائه می‌شود تا برمبنای آن سیاست‌گذاری‌ها و تصمیم‌گیری‌های مرتبط با آن، تخصیص منابع و اولویت‌ها یا جبران ضرر و زیان‌های وارد شده قابل انجام باشد.

گسترش روزافزون صنایع مختلف در سال‌های اخیر موجب افزایش مصرف نهادهٔ انرژی به‌شکل حامل‌های گوناگون در این بخش شده است. حامل‌های مختلف انرژی به‌عنوان جزئی از تابع تولید در کنار سایر نهاده‌ها نقش اساسی داشته و لذا با توجه به اهمیت این نهاده، ارزش اقتصادی آن در مقالات مختلف موردتوجه بوده است؛ به‌عنوان نمونه در مقالهٔ «پارک» و «یو»[1] (۲۰۱۳) با عنوان «ارزش اقتصادی گاز طبیعی مایع (LNG) در صنایع تولیدی کره» با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده از ۳۲۸ بنگاه تولیدی کشور کره‌جنوبی طی سال ۲۰۱۱م. مدل تابع تولید برآورد شده است. برمبنای مشتق این تابع، ارزش اقتصادی گاز طبیعی مایع با محاسبهٔ ارزش تولید نهایی محصولات بنگاه‌های صنعتی این کشور به‌دست آمده است. طبق این نتایج، ارزش اقتصادی هر مترمکعب گاز طبیعی مایع۶۸۴۴ وون کره (KRW) به‌دست آمده است. این درحالی است که متوسط قیمت پرداخت شده برای این نهاده توسط صنایع این کشور ۶۲۹/۴ وون کره بوده است؛ لذا ارزش اقتصادی آن بیش از ۱۰ برابر قیمت پرداخت شده به‌دست آمده است؛ بنابراین منفعت ناشی از این نهاده برای صنایع بسیار بیشتر از هزینهٔ پرداخت شده برای آن است. ارزش اقتصادی گاز طبیعی در مقالهٔ «کیم»[2] و همکاران (۲۰۱۸a) با عنوان «اندازه‌گیری منفعت اقتصادی گاز طبیعی صنعتی در کره‌جنوبی» نیز بررسی شده است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده در سال ۲۰۱۶م. از ۲۹۹ بنگاه تولیدی کشور کره‌جنوبی که از گاز طبیعی به‌عنوان نهادهٔ تولید استفاده می‌کنند، تابع تولید برآورد شده و برمبنای آن ارزش اقتصادی گاز طبیعی محاسبه شده است. طبق نتایج این پژوهش ارزش اقتصادی هر مترمکعب گاز طبیعی ۲۴۰۹ وون کره به‌دست آمده است. متوسط قیمت پرداخت شده برای این نهاده که از تقسیم کل هزینه پرداخت شده برای آن بر مقدار گاز طبیعی خریداری شده بر حسب مترمکعب به‌دست می‌آید، برابر ۶۶۷ وون کره در سال ۲۰۱۶م. بوده است؛ لذا ارزش اقتصادی آن حدود ۳/۶۱ برابر قیمت پرداخت‌شده

---

[1]. Park & Yoo
[2]. Kim

می‌باشد؛ بنابراین ارزش افزودهٔ این نهاده در فرآیند تولید صنایع مورد بررسی در کشور کره‌جنوبی بیش از قیمت پرداخت‌شده برای آن بوده است.

در مقالهٔ «کیم» و همکاران (۲۰۱۸b) با عنوان «ارزش نهایی حرارت در صنایع تولیدی کره» ارزش اقتصادی حرارت صنعتی[1] که در کشور کره‌جنوبی به‌عنوان نهادهٔ تولید در برخی صنایع مورداستفاده قرار می‌گیرد، با رویکرد تابع تولید بررسی شده است. در این پژوهش تابع تولید با استفاده از داده‌های ۲۵۶ بنگاه تولیدی در سال ۲۰۱۶م. که از حرارت صنعتی به‌عنوان نهادهٔ تولید خود استفاده می‌کنند، برآورد شده است. متغیر وابسته این مدل ارزش افزودهٔ صنایع و متغیرهای مستقل آن سرمایه، نیروی‌کار، مقدار حرارت صنعتی و جمع ارزش سایر نهاده‌ها درنظر گرفته شده است. بر این‌مبنا سهم نهایی حرارت صنعتی در ارزش‌افزوده بنگاه‌ها به‌دست آمده است. طبق این نتایج ارزش نهایی هر تن حرارت صنعتی ۲۰۳۶۹۶ وون کره می‌باشد. با توجه به این‌که متوسط قیمت هر تن حرارت صنعتی در سال ۲۰۱۶م. برابر ۳۹۴۴۵ وون کره بوده است؛ لذا ارزش نهایی آن بیش از ۵ برابر متوسط قیمت پرداخت شده می‌باشد.

ارزش اقتصادی نهادهٔ برق مصرفی صنایع، در مقالهٔ «لیم» و «یو»[2] (۲۰۱۶) با عنوان «ارزش اقتصادی برق در صنایع تولیدی کره» با استفاده از روش محاسبهٔ ارزش تولید نهایی بررسی شده است. این تحقیق برمبنای داده‌های ۷۳۲ کارخانهٔ صنعتی فعال در این کشور در سال ۲۰۱۱م. انجام شده است. براساس نتایج این پژوهش، کشش ارزش محصول نسبت به نهاده ۰/۱۲۷۹ و ارزش اقتصادی هر کیلووات‌ساعت انرژی برق ۲۳۹ وون کره به‌دست آمده است. متوسط قیمت برق مصرف‌شده در صنعت کشور کره‌جنوبی در سال ۲۰۱۰م. برابر ۷۶/۶ وون کره بر کیلووات‌ساعت بوده است؛ لذا ارزش اقتصادی برق مصرفی این صنایع حدود ۳ برابر متوسط قیمت پرداخت شده آن است؛ بنابراین مزایای حاصل از استفاده از این انرژی برای صنایع بیشتر از قیمت آن می‌باشد.

برآورد ارزش اقتصادی برای سایر نهاده‌هایی که به‌دلایل مختلف قیمت تحریف شده دارند نیز در پژوهش‌های مختلف موردتوجه قرار گرفته است؛ به‌عنوان نمونه در مقالهٔ «تهامی‌پور» (۱۳۹۶) با عنوان «ارزش اقتصادی، رویکردی برای مدیریت تقاضای آب در مصارف صنعتی» ارزش اقتصادی آب به‌عنوان نهادهٔ تولید در گروه صنعتی «تولید مواد شیمیایی اساسی به‌جز کود و ترکیبات ازت» موردتوجه قرار گرفته است. این گروه صنعتی حدود ۱/۳٪ از تعداد کارگاه‌های صنعتی کشور را شامل می‌شود، درحالی‌که حدود ۱۴٪ از آب مصرفی صنایع را مصرف می‌کند. داده‌های موردنیاز از مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۷۶ الی ۱۳۹۲ به‌صورت ساختار تابلویی استخراج شده است. تابع تولید این صنعت، با استفاده از چند الگوی تابعی مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. براساس معناداری ضرایب و آزمون‌های مختلف، الگوی تابع تولید «دبرتین[3]» به‌عنوان بهترین الگو برای تحلیل داده‌های موردنظر مشخص‌شده و پس از برآورد ضرایب آن، ارزش تولید نهایی آب به‌دست آمده است. طبق نتایج این پژوهش ارزش اقتصادی هر مترمکعب آب مصرفی در این گروه صنعتی ۳۶۶۹۷ ریال می‌باشد. متوسط قیمت پرداخت‌شده برای هر مترمکعب آب صنعتی حدود ۵۶۸۵ است؛ لذا ارزش تولید نهایی آب حدود ۶/۴ برابر قیمت پرداخت‌شده می‌باشد.

---

[1]. Industrial Heat
[2]. Lim & Yoo
[3]. Debertin

ارزش اقتصادی آب به‌عنوان نهادهٔ تولید در صنایع استان یزد نیز در مقالهٔ «محبی» و همکاران (۱۳۹۸) با عنوان «تحلیل وضعیت مصرف آب در صنایع استان یزد» مورد تحلیل قرار گرفته است. داده‌های پژوهش مربوط به صنایع این استان طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۴هش. بوده است؛ در این مقاله تابع تولید صنایع این استان برمبنای الگوی تابع «کاب–داگلاس» برآورد شده است. بر این‌اساس ارزش تولید نهایی هر مترمکعب نهادهٔ آب به‌طور میانگین۲۰۷۰۰۰ ریال به‌دست آمده است؛ درحالی‌که متوسط وزنی قیمت هر مترمکعب آب در بخش صنعت ۶۱۳۹ریال بوده است؛ لذا به‌طور متوسط ارزش اقتصادی آب در صنعت استان یزد بیش از ۳۳ برابر میانگین وزنی تعرفهٔ آب این بخش محاسبه شده است. این مسأله انگیزهٔ بیشتر برای توسعهٔ صنایع آب‌بر به‌همراه داشته است؛ هم‌چنین در مقالهٔ «محبی» و همکاران (۱۴۰۱) با عنوان «برآورد ارزش اقتصادی آب در صنایع استان یزد: رهیافت ارزش تولید نهایی آب» چندین الگوی تابع تولید با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای ۱۱ کد صنعت طی دورهٔ ۱۳۷۵ الی ۱۳۹۴ برآورد شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که تعرفهٔ آب بسیار کوچک‌تر از میانگین ارزش تولید نهایی آب در این صنایع بوده است؛ لذا این بنگاه‌های صنعتی سود ویژه‌ای از این نهاده دریافت می‌کنند.

مقالهٔ «قدمی فیروزآبادی» و همکاران (۱۴۰۱) با عنوان «ارزش‌گذاری اقتصادی و بهره‌وری آب دو محصول گندم و جو در استان همدان» با استفاده از تابع تولید «کاب–داگلاس» ارزش اقتصادی آب مصرفی در بخش تولید دو محصول عمدهٔ گندم و جو به‌ترتیب ۲۰۴۳ و ۳۷۵۵ ریال بر مترمکعب تعیین شده است. با توجه به هزینهٔ ۴۹۶ ریالی استحصال آب از منابع زیرزمینی می‌توان بیان‌داشت که ارزش اقتصادی آب در دو محصول موردمطالعه بسیار بیشتر از هزینه‌هایی است که کشاورزان برای استحصال آن متحمل می‌شوند؛ لذا می‌توان با تعیین ارزش اقتصادی آب، انگیزه‌ها را به‌سمت تخصیص کاراتر آب و افزایش بهره‌وری هدایت نمود.

در مقالهٔ «کو» و «یو»[1] (۲۰۱۲) با عنوان «ارزش اقتصادی آب در صنایع تولیدی کره» آب به‌عنوان نهادهٔ تولید صنایع تولیدی کشور کره با استفاده از روش تابع تولید و برمبنای ارزش تولید نهایی براساس داده‌های سال ۲۰۰۳م. مورد ارزشیابی قرار گرفته است. در این پژوهش داده‌های۵۳۹۱۲ کارخانهٔ فعال در بخش‌های مختلف صنعتی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و تابع تولید آن‌ها برمبنای چند الگوی تابعی برآورد شده است. براساس بهترین الگوی تابع تولید، ارزش اقتصادی آب مورداستفاده به تفکیک صنایع مختلف به‌دست آمده است. طبق نتایج این پژوهش، در دورهٔ مورد بررسی به‌طور متوسط ارزش اقتصادی هر مترمکعب آب ۱۱۵۶ وون کره به‌دست آمده است. محدودهٔ ارزش اقتصادی هر مترمکعب آب از ۴۲۸ وون کره در صنعت «تولید ابزار دقیق» تا ۱۳۷۶۰ وون کره در صنعت «تولید تجهیزات حمل و نقل» می‌باشد؛ لذا با توجه به تفاوت بسیار زیاد آن در بین فعالیت‌های صنعتی مختلف، پیشنهاد شده که در تحلیل هزینهٔ فایده پروژه‌های صنعتی جدید این نتایج نیز موردتوجه قرار گیرد و در زمان کمبود منابع آب، تخصیص آن به صنایع با بهره‌وری بیشتر انجام گیرد.

در مقالهٔ «وازکوئز لاوین»[2] و همکاران (۲۰۲۰) با عنوان «تقاضای آب در صنایع تولیدی شیلی: تحلیل ارزش اقتصادی آب و کشش تقاضا» نیز ارزش اقتصادی آب مصرفی صنایع تولیدی کشور شیلی با محاسبهٔ بهره‌وری نهایی برمبنای تابع تولید به‌دست آمده است. این برآورد برمبنای داده‌های تابلویی استخراج شده از ۱۰۵۲۸ کارخانه صنعتی در دورهٔ سال‌های ۱۹۹۵ الی ۲۰۱۴م. انجام‌گرفته است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که متوسط ارزش

[1]. Ku &Yoo
[2]. Vasquez-Lavín

اقتصادی هر مترمکعب آب مصرفی در همهٔ بخش‌های صنعتی این کشور ۸/۰۷۱ دلار می‌باشد. کمترین ارزش به‌دست آمده در بخش‌های مختلف صنعتی مربوط به صنعت کاغذ برابر ۵/۶۰۵ دلار و بیشترین آن در صنایع چوب به‌جز مبلمان با ۱۷/۸۸۱ دلار می‌باشد. مقایسهٔ ارزش اقتصادی با هزینهٔ پرداخت شده برای آب مصرفی در هر بخش صنعت، نشان می‌دهد که در کدام بخش امکان افزایش تعرفهٔ بدون اثر بر رقابت‌پذیری آن وجود دارد. این رویکرد وقتی مناسب است که کشش قیمتی تقاضا به‌قدری بالا باشد که اثر قابل‌توجهی بر کاهش مصرف آب در صنعت وجود داشته باشد.

ارزش اقتصادی آب در صنایع تولیدی کشور مکزیک نیز در مقالهٔ «رودریگز تاپیا»[1] و همکاران (۲۰۲۱) با عنوان «آب در صنعت مکزیک: مطالعه ارزش اقتصادی» با استفاده از داده‌های مربوط به سال ۲۰۱۳م. که از ۴۷۶۷۵۳ بنگاه اقتصادی جمع‌آوری شده، مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است؛ در این پژوهش نیز تابع تولید صنایع برآورد شده و برمبنای آن ارزش نهایی نهادهٔ آب برای همهٔ صنایع این کشور و هم‌چنین گروه‌های مختلف صنعتی به‌دست آمده است. طبق این نتایج ارزش اقتصادی آب در صنعت کاغذ کمترین مقدار و برابر ۹٪ از ارزش آن در کل صنایع و در صنعت نساجی و پوشاک بیشترین مقدار و برابر ۲۰۲٪ از ارزش آن در کل صنایع این کشور بوده است؛ به‌عبارت دیگر، مقدار مشخصی آب مصرفی به‌عنوان نهادهٔ تولید در صنعت نساجی و پوشاک بیش از ۲۲ برابر همان میزان آب مصرفی در صنعت کاغذ، ارزش افزوده ایجاد می‌کند؛ لذا این مقادیر در تحلیل هزینهٔ فایدهٔ صنایع در کنار سایر موضوعات باید مدنظر قرار گیرد.

هم‌چنین در مقالهٔ «گراماتیکوپولو»[2] و همکاران (۲۰۱۹) با عنوان «ارزش‌گذاری اقتصادی آب سبز در تولید مزارع غلات» ارزش اقتصادی آب استفاده شده در آبیاری غلات در منطقه‌ای در کشور چک با استفاده از تابع تولید «کاب–داگلاس» بررسی شده است؛ طبق این مقاله، آب مصرفی در این محصول از ذخایر آب‌های زیرزمینی ناشی از بارش باران می‌باشد و ارزش بالای آن در مقایسه با سایر نهاده‌های این تولید موردتوجه بوده است؛ لذا با مقایسهٔ بازده اقتصادی حاصل از انواع غلات با توجه به‌میزان مصرف آب، پیشنهاد سیاستی برای تخصیص بهتر منابع به غلات پربازده‌تر ارائه شده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

روش‌های متنوعی برای برآورد «ارزش اقتصادی» وجود دارد که با توجه به نوع کالا و خدمات، نوع ارزش اقتصادی و هم‌چنین هدف موردنظر برای ارزش‌گذاری، انتخاب می‌شود. ارزش به‌دست‌آمده در روش‌های مختلف، برمبنای ترجیحات و اطلاعات جمعیت موردمطالعه در آن زمان است و می‌تواند در طول زمان یا در جمعیت دیگر، نتیجهٔ متفاوتی حاصل شود. روش سنجش ارزش اقتصادی برمبنای تابع تولید برای نهاده‌هایی قابل اجرا است که در یک فرآیند تولیدی استفاده می‌شود و محصول نهایی این فرآیند دارای ارزش بازاری است. در این روش تابع تولید فرآیند موردنظر با استفاده از مدل‌های اقتصادی تخمین زده می‌شود و برمبنای آن ارزش تولید نهایی هر نهاده براساس سهم هریک از نهاده‌ها در محصول نهایی سنجیده می‌شود.

---
[1]. Rodríguez-Tapia
[2]. Grammatikopoulou

در تحلیل‌های اقتصادی از الگوهای تابعی مختلف جهت برآورد تابع تولید استفاده می‌شود. یکی از مهم‌ترین این توابع، تابع تولید «کاب–داگلاس» است که برای توصیف بسیاری از فرآیندهای تولیدی مورداستفاده قرار گرفته و به‌ویژه برای مطالعات مرتبط با بهره‌وری نهاده‌ها قابل‌پذیرش بوده است (بسانکو[1] و همکاران، ۲۰۲۰). این تابع در حالت ساده برای محصول تولید شده (Q) و دو نهاده سرمایه (K) و نیروی‌کار (L) و به‌صورت زیر می‌باشد:

$$ln(Q) = \beta_0 + \beta_1 ln(K) + \beta_2 ln(L) \quad (۱)$$

که در آن β_0، β_1 و β_2 به‌ترتیب ضریب بهره‌وری عوامل تولید[2]، کشش محصول نسبت به نهادهٔ تولید[3] سرمایه و نیروی کار می‌باشد. این تابع به‌صورت تعمیم‌یافته و برمبنای ارزش نهاده‌ها و ستانده‌های تولید موردنظر به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$ln(Qv) = \alpha_0 + \alpha_1 ln(X_1) + \alpha_2 ln(Xv_2) + \cdots + + \alpha_n ln(Xv_n) \quad (۲)$$

در این رابطه X_1 نهاده‌ای است که قیمت آن تحریف شده و برای سنجش ارزش اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است؛ لذا در تابع تولید، مقدار مصرف‌شده از این نهاده بر حسب واحد اندازه‌گیری آن قرار می‌گیرد. محصول فرآیند تولید و سایر نهاده‌ها قیمت واقعی دارند؛ و لذا Qv به‌عنوان ارزش ستانده و Xv_2، ...، Xv_n ارزش سایر نهاده‌های تولید می‌باشد؛ هم‌چنین ضریب α_0 مربوط به بهره‌وری عوامل تولید و ضرایب α_1، ...، α_nکشش ارزش محصول نسبت به نهاده‌های تولید است که در برآورد تابع تولید به‌دست می‌آید.

یکی از متغیرهای موردنیاز برای برآورد تابع تولید «ارزش موجودی سرمایه[4]» است که معمولاً در جداول آماری ارائه نمی‌شود و لذا ابتدا باید برآورد شود. برای تخمین موجودی سرمایه روش‌های مختلفی وجود دارد. در این پژوهش از روش «روند نمایی سرمایه‌گذاری خالص[5]» استفاده می‌شود. در این روش سرمایه‌گذاری خالص در طول زمان با نرخ رشد ثابت افزایش می‌یابد (تهامی‌پور، ۱۳۹۶). بدین‌منظور داده‌های «تشکیل سرمایهٔ ثابت» ارائه شده در جداول آماری فوق به‌صورت داده‌های تابلویی به‌عنوان سرمایه‌گذاری خالص ($I_{i,t}$) درنظر گرفته شده و طبق رابطهٔ زیر، مقادیر لگاریتم طبیعی سرمایه‌گذاری خالص در سال پایه $Ln(\hat{I}_{i,0})$ و نرخ رشد بلندمدت سرمایه‌گذاری ($\hat{\sigma}$) برآورد می‌شود:

$$Ln(\hat{I}_{i,t}) = Ln(\hat{I}_{i,0}) + \hat{\sigma}t + u_{i,t} \quad (۳)$$

---

[1]. Besanko
[2]. Total Factor Productivity
[3]. Output Elasticities to Input Factors
[4]. The Value of The Capital Stock
[5]. Net Investment Exponential Trend

پس از انجام برآورد فوق، تخمین موجودی سرمایه در سال پایه برای هر زیرگروه صنعت طبق رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{K}_{i,0} = \hat{I}_{i,0}/\hat{\sigma} \qquad (۴)$$

موجودی سرمایهٔ سال‌های بعد با درنظر گرفتن سرمایه‌گذاری خالص هر سال ($\boldsymbol{I_{i,t}}$) و نرخ استهلاک سالانهٔ ($\boldsymbol{\delta_i}$) صنعت موردنظر به‌دست می‌آید:

$$\hat{K}_{i,t} = (1-\delta_i)\hat{K}_{i,t-1} + I_{i,t} \qquad (۵)$$

نرخ استهلاک سرمایه برای صنایع مختلف متفاوت است و به‌طور متوسط برابر ۵٪ درنظر گرفته می‌شود (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸). هم‌چنین در برخی پژوهش‌ها این نرخ به‌صورت دقیق‌تر برای هر گروه صنعتی به‌دست آمده است (مولایی، ۱۳۸۴). مقادیر به‌دست آمده برای موجودی سرمایه پس از تعدیل با شاخص قیمت تولیدکننده، به‌عنوان نهاده «ارزش موجودی سرمایه» ($Kv_{i,t}$) در مدل تابع تولید استفاده می‌شود.

بنابراین متناسب با متغیرهای تعدیل‌شدهٔ فوق و برمبنای رابطهٔ (۲)، الگوی مدل تابلویی تابع تولید به‌صورت زیر حاصل می‌شود که در آن i نشانگر مقطع (زیرصنعت) و t نشانگر سری زمانی داده‌ها می‌باشد:

$$ln(Qv_{i,t}) = \alpha_{0_i} + \alpha_1 ln(L_{i,t}) + \alpha_2 ln(E_{i,t}) + \alpha_3 ln(Mv_{i,t}) + \alpha_4 ln(Kv_{i,t}) \qquad (۶)$$

عرض از مبدأ مدل فوق (α_{0_i}) نمایانگر ویژگی‌های فردی هر مقطع می‌باشد و برمبنای آن نوع مدل تابلویی از بین سه نوع تلفیقی[1]، اثرات ثابت[2] و اثرت تصادفی[3] مشخص می‌شود؛ بدین‌منظور از آزمون‌های اقتصادسنجی استفاده می‌شود. برمبنای آزمون مقید F[4] عدم وجود تفاوت معنادار در این ویژگی‌ها سنجیده می‌شود. در صورت تأیید این فرضیه، مدل تابلویی به‌صورت مدل تلفیقی و با عرض از مبدأ یکسان برای همهٔ مقاطع برآورد می‌شود؛ در غیر این‌صورت برمبنای آزمون «ضریب لاگرانژ بروش–پاگان»[5] عدم وجود اثرات تصادفی بررسی می‌شود. هم‌چنین با استفاده از آزمون «هاسمن»[6] نداشتن اختلاف قابل‌توجه بین دو نوع اثرات ثابت و اثرت تصادفی تعیین می‌شود. در صورت رد شدن این فرضیه مدل اثرات ثابت بر مدل اثرات تصادفی ترجیح داده می‌شود (سوری، ۱۴۰۰؛ گجراتی[7]، ۲۰۱۵).

---

1. Pooled Model
2. Fixed Effects Model
3. Random Effects Model
4. Restricted F Test
5. Breusch-Pagan Lagrange Multiplier Test
6. Hausman Test
7. Gujarati

در بسیاری از داده‌های واقعی سری زمانی، هم‌خطی بین متغیرهای مستقل به‌وجود می‌آید. محدود بودن حجم نمونه نسبت به جمعیت جامعهٔ موردمطالعه، محدودیت و اثرگذاری برخی از متغیرهای مستقل بر دیگر متغیرهای موجود در مدل، نوع مدل و دنبال کردن یک روند مشابه توسط متغیرها به‌خصوص در داده‌های سری زمانی از عوامل به‌وجود آمدن هم‌خطی در این داده‌ها می‌باشد. این مسأله باعث زیاد شدن خطای استاندارد ضرایب برآورد شده و در نتیجه کاهش اطمینان‌پذیری آن‌ها می‌شود. برای کاهش مشکلات هم‌خطی راه‌حل‌هایی پیشنهاد شده است که با توجه به داده‌های موردمطالعه و مدل موردنظر می‌تواند مورداستفاده قرار گیرد. یکی از راه‌های کاهش مشکل هم‌خطی در داده‌های تجربی تبدیل متغیرهای مدل موردنظر می‌باشد؛ به‌عنوان مثال، در مدل‌هایی که یکی از متغیرهای مستقل جمعیت یا نیروی کار می‌باشد، از تقسیم دو طرف معادله بر این متغیر، مدل به‌صورت سرانه با هم‌خطی کمترحاصل می‌شود (برانسون[1]، ۱۹۸۸؛ گجراتی و پورتر[2]، ۲۰۰۹ ؛صادقی‌شاهدانی و اشرف‌زاده، ۱۳۹۶)؛ بنابراین برای کاهش هم‌خطی و افزایش اطمینان‌پذیری مدل موردنظر با درنظر گرفتن فرض بازده به مقیاس ثابت، رابطهٔ (۶) به‌صورت مدل تابلویی سرانه درنظر گرفته می‌شود:

$$ln\left(\frac{Qv_{i,t}}{L_{i.t}}\right) = \alpha_{0i} + \alpha_2 ln\left(\frac{E_{i,t}}{L_{i.t}}\right) + \alpha_3 ln\left(\frac{Mv_{i,t}}{L_{i.t}}\right) + \alpha_4 ln\left(\frac{Kv_{i,t}}{L_{i.t}}\right) \quad (۷)$$

تابع تولید حداکثر مقدار خروجی محصول بنگاه به ازاء به‌کارگیری سطح مطلوب نهاده‌ها را مشخص می‌کند؛ لذا شرایطی مانند مدیریت غیرکارا، استفاده نامناسب از نهاده‌ها و... منجر به کاهش تولید نسبت به مقدار تعیین شده در تابع تولید خواهد شد. مقادیر مطلوب و بهینهٔ نهاده‌ها به‌طور مستقیم و با استفاده از داده‌های آماری قابل‌مشاهده نیستند. بدین‌منظور با استفاده از فرضیهٔ «انتظارات تطبیقی» می‌توان این مقادیر را بر حسب مقادیر واقعی نهاده‌ها بیان کرد. بر طبق این فرضیه، عوامل اقتصادی به‌صورت تدریجی و با یادگیری از مقادیر گذشته به مقادیر انتظاری و مطلوب خود خواهد رسید. بر این‌مبنا، اختلاف مقدار انتظاری بین دو دورهٔ متوالی، ضریبی از اختلاف مقدار واقعی با مقدار انتظاری دورهٔ قبل خواهد بود؛ بنابراین، برای استفاده از داده‌های واقعی در برآورد مدل تابع تولید، لازم است اثر وقفهٔ متغیر وابسته این مدل را نیز به‌صورت متغیر مستقل در سمت راست رابطه درنظر گرفت (گجراتی و پورتر، ۲۰۰۹؛ صادقی‌شاهدانی و اشرف‌زاده، ۱۳۹۶؛ سوری، ۱۴۰۰)؛ بنابراین با فرض اثرگذاری وقفهٔ مربوط به دورهٔ زمانی قبلی، مدل پویای برگشت‌کنندهٔ[3] تابع تولید سرانهٔ تابلویی به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$ln\left(\frac{Qv_{i,t}}{L_{i.t}}\right) = \alpha_{0i} + \alpha_2 ln\left(\frac{E_{i,t}}{L_{i.t}}\right) + \alpha_3 ln\left(\frac{Mv_{i,t}}{L_{i.t}}\right) + \alpha_4 ln\left(\frac{Kv_{i,t}}{L_{i.t}}\right) + \gamma ln\left(\frac{Qv_{i,t-1}}{L_{i,t-1}}\right) \quad (۸)$$

[1]. Branson
[2] Gujarati & Porter
[3]. Autoregressive Dynamic Model

در رابطهٔ فوق به‌صورت تقریبی فقط اثر وقفهٔ مرتبهٔ یک، یعنی مربوط به یک دورهٔ زمان قبل با ضریب γ درنظر گرفته شده است؛ هرچند در برآورد مدل می‌توان اثر وقفه‌های مرتبهٔ بالاتر را نیز در مدل درنظر گرفت و با استفاده از ملاک‌های تعریف شده، مرتبهٔ وقفهٔ بهینه را به‌دست آورد.

با توجه به این‌که در مدل‌های پویا از داده‌های متغیر وابسته در دورهٔ زمانی قبل به‌عنوان متغیر مستقل استفاده می‌شود، فرض عدم وجود خودهمبستگی[1] بین جملات خطا نقض می‌شود؛ و لذا نمی‌توان از روش «حداقل مربعات معمولی»[2] برای به‌دست آوردن ضرایب این مدل‌ها استفاده کرد. یکی از روش‌های برطرف کردن این مشکل در مدل‌های پویا، استفاده از «متغیر ابزاری»[3] به‌جای وقفهٔ متغیر وابسته در مدل می‌باشد. یکی از متغیرهای ابزاری مناسب به این‌منظور استفاده از یکی از متغیر مستقل مدل در دورهٔ زمانی قبل می‌باشد. از بین سه متغیر مستقل در مدل فوق، ارزش سرانهٔ سایر نهاده‌ها تناسب بیشتری با متغیر وابسته دارد؛ بنابراین این متغیر به‌صورت ابزاری جایگزین متغیر وابستهٔ دورهٔ زمانی قبل می‌شود. در این‌صورت مدل تابلویی تابع تولید سرانهٔ پویا با متغیر ابزاری به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$ln\left(\frac{Qv_{i,t}}{L_{i.t}}\right) = \alpha_{0_i} + \alpha_2 ln\left(\frac{E_{i,t}}{L_{i.t}}\right) + \alpha_3 ln\left(\frac{Mv_{i,t}}{L_{i.t}}\right) + \alpha_4 ln\left(\frac{Kv_{i,t}}{L_{i.t}}\right) + \gamma ln\left(\frac{Mv_{i,t-1}}{L_{i.t-1}}\right) \quad (۹)$$

کشش ارزش محصول نسبت به مقدار نهادهٔ برق ($\epsilon_{Qv,E}$) از مشتق جزئی ارزش محصول نسبت به مقدار نهادهٔ موردنظر به‌دست می‌آید.

$$\epsilon_{Qv,E} = \frac{\partial Qv/Qv}{\partial E/E} \quad (۱۰)$$

بنابراین ضریب α_2 در مدل تابع تولید سرانهٔ پویا (۹)، برابر کشش ارزش محصول نسبت به مقدار نهاده می‌باشد؛ هم‌چنین ارزش اقتصادی نهادهٔ موردنظر برابر بهره‌وری نهایی این نهاده در فرآیند تولید می‌باشد؛ لذا ارزش اقتصادی نهادهٔ برق در تولید صنعت از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید (لیم و یو، ۲۰۱۶)

$$EV_E = \frac{\partial Qv}{\partial E} = \frac{Qv}{E} \times \epsilon_{Qv,E} = \frac{Qv}{E} \times \alpha_2 \quad (۱۱)$$

با توجه به این‌که در برآورد مدل به‌صورت تابلویی از مقادیر ارزش نهاده‌ها و ستانده‌ها به قیمت ثابت سال مبنا استفاده می‌شود، لذا ارزش اقتصادی انرژی برق در هر زیرگروه صنایع انرژی‌بر را می‌توان از متوسط ارزش اقتصادی سال‌های مختلف آن زیرگروه به‌دست آورد؛ لذا در صورتی‌که تعداد سال‌های موردمطالعه T باشد، داریم:

---
[1]. Autocorrelation
[2]. Ordinary Least Squares (OLS)
[3]. Instrument Variable

$$EV_{E_i} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\frac{Qv_{i,t}}{E_{i,t}} \times \epsilon_{Qv,E} = \frac{\overline{Qv_i}}{\overline{E_i}} \times \alpha_2 \qquad (۱۲)$$

ضرایب برآورد شده در مدل‌های پویا اثرات کوتاه‌مدت[1] متغیر مستقل را نشان می‌دهد؛ بنابراین در روابط فوق کشش ارزش محصول نسبت به مقدار نهاده و ارزش اقتصادی آن به‌صورت کوتاه‌مدت به‌دست می‌آید. برای محاسبهٔ اثر بلندمدت[2] در این مدل‌ها ضریب موردنظر بر مقدار $(1-\gamma)$ تقسیم می‌شود (گجراتی و پورتر، ۲۰۰۹)؛ بنابراین متوسط ارزش اقتصادی بلندمدت نهادهٔ برق در هریک از زیرصنعت‌های موردنظر از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$EV_{E_i}(LongRun) = \frac{\overline{Qv_i}}{\overline{E_i}} \times \frac{\alpha_2}{1-\gamma} \qquad (۱۳)$$

در این پژوهش، تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار Eviews10+ و به‌صورت تابلویی انجام می‌گیرد. هم‌چنین برای تعیین نوع مدل تابلویی و بررسی اطمینان‌پذیری و معنی‌داری ضرایب مدل نیز از آزمون‌های اقتصادسنجی که در این نرم‌افزار قابل انجام است، استفاده شده است.

٤. داده‌های پژوهش

مقادیر متغیرهای موردنیاز در این پژوهش از جداول آماری کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر کل کشور (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۲-۱۳۹۹) و جداول مقدار مصرف انرژی در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۰-۱۳۹۸،۱۴۰۱) استخراج شده است. در این جداول، داده‌های موردنظر به تفکیک برای صنایع مختلف و طی سال‌های مختلف ارائه شده است. براساس داده‌های مصرف انرژی و برمبنای طبقه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی ایران (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۷) سه گروه صنعتی «کد ۲۰: تولید موادشیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی»، «کد ۲۳: تولیدسایر فرآورده‌های معدنی غیرفلزی» و «کد ۲۴: تولید فلزات پایه» صنایع انرژی‌بر کشور هستند. برمبنای این داده‌ها در سال‌های اخیر به‌طور متوسط درمجموع حدود ۷۱٪ «برق خریداری‌شده» از کل مصرف صنایع کشور در صنایع انرژی‌بر مصرف می‌شود. این صنایع درمجموع شامل ۲۰ زیر صنعت با کد چهار رقمی ISIC[3] می‌باشد که به‌عنوان مقاطع در ساختار داده‌های تابلویی[4] مدل موردنظر قرار داده شده است. هم‌چنین داده‌های موردنیاز برای ۱۷ سال متوالی از سال ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ ارائه شده که به‌عنوان سری زمانی ساختار تابلویی درنظر گرفته شده است.

---
1. Short-Run Impact
2. Long-Run Impact
3. International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC)
4. Panel Data

در این پژوهش نهادهٔ مورد مطالعهٔ «انرژی برق» برحسب کیلووات‌ساعت است که با نشانهٔ E نشان‌داده می‌شود. نهادهٔ «نیروی کار» با نشانهٔ L براساس داده‌های تعداد شاغلان ۲۰ زیرصنعت موردمطالعه از جداول آماری فوق استخراج شده است. نهادهٔ «ارزش موجودی سرمایه» در جداول آماری ارائه نشده است؛ لذا چنان‌چه در بخش روش‌شناسی پژوهش توضیح داده شد، براساس روش «روند نمایی سرمایه‌گذاری خالص» تخمین زده می‌شود؛ بدین‌منظور، داده‌های «تشکیل سرمایهٔ ثابت» ارائه شده در جداول آماری فوق به‌صورت داده‌های تابلویی به‌عنوان سرمایه‌گذاری خالص درنظر گرفته شده و مقادیر لگاریتم طبیعی سرمایه‌گذاری خالص در سال پایه و نرخ رشد بلندمدت سرمایه‌گذاری برآورد می‌شود. درنهایت طبق رابطهٔ (۵) «ارزش موجودی سرمایه» در سال‌های متوالی برای هر زیرصنعت برآورد شده و با نشانهٔ Kv در برآورد تابع تولید استفاده می‌شود.

سایر نهاده‌های مورداستفاده در فعالیت‌های صنعتی شامل «مواد خام و اولیه»، «لوازم بسته‌بندی»، «ابزار و لوازم کار کم‌دوام مصرف‌شده»، «سوخت مصرف‌شده»، «آب خریداری‌شده» و... می‌باشد. جمع ارزش این نهاده‌ها (غیر از انرژی برق) به‌عنوان «ارزش سایر نهاده‌های فعالیت‌های صنعتی غیر از برق» و با نشانهٔ Mv درنظر گرفته می‌شود. این مقدار برحسب ریال از جمع ارزش نهاده‌های فوق که به تفکیک در جداول آماری اشاره شده آمده است، به‌دست می‌آید. ارزش ستانده‌های فعالیت‌های صنعتی موردنظر نیز با نشانهٔ Qv در جداول آماری برای هر زیرصنعت مشخص می‌شود. با توجه به این‌که داده‌های ارزش نهاده‌ها و ستانده‌ها، برحسب ریال و برمبنای قیمت جاری هر سال ارائه شده است، با استفاده از شاخص قیمت تولیدکننده (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۰) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ تعدیل شده است. این شاخص مقدار متوسط تغییرات قیمت تحمیل‌شده به تولیدکنندگان داخلی برای تولید محصول در یک دورهٔ زمانی مشخص را تعیین می‌نماید (منکیو[1]، ۲۰۲۱).

۵. یافته‌ها

با توجه به این‌که ارزش موجودی سرمایه (Kv) در جداول آماری برای زیرگروه‌های صنعتی ارائه نشده است با استفاده از روش «روند نمایی سرمایه‌گذاری خالص» مقادیر آن تخمین زده می‌شود؛ بدین‌منظور با استفاده از داده‌های «تشکیل سرمایهٔ ثابت» ارائه شده در جداول آماری مدل رابطهٔ (۳) برآورد می‌شود. برمبنای آزمون‌های مقید F، ضریب لاگرانژ بروش–پاگان و هاسمن، مدل تابلویی با اثرات ثابت برای این مدل مناسب تشخیص داده می‌شود؛ بر این‌مبنا، برآورد نرخ رشد بلندمدت سرمایه‌گذاری ($\hat{\sigma}$) در زیرگروه‌های صنایع انرژی‌بر ۰/۱۴۲۷۱۴ و متوسط لگاریتم طبیعی سرمایه‌گذاری خالص در سال پایه ($\overline{Ln(\hat{I}_0)}$) برابر ۱۲/۴۱۹۶۷ به‌دست می‌آید. با استفاده از نتایج این برآورد، موجودی سرمایه در سال پایه (۱۳۸۰هش.) برای هریک از ۲۰ زیرگروه صنایع انرژی‌بر طبق رابطهٔ (۴) محاسبه شده و موجودی سرمایه برای سال‌های بعد نیز طبق رابطهٔ (۵) به‌دست می‌آید.

نتایج تخمین موجودی سرمایه ($Kv_{i,t}$) به‌صورت تابلویی همراه با سایر داده‌های تابلویی شامل تعداد نیروی‌کار ($L_{i,t}$)، مقدار نهادهٔ انرژی برق ($E_{i,t}$)، ارزش سایر نهاده‌ها ($Mv_{i,t}$) و ارزش ستانده‌ها ($Qv_{i,t}$) برای برآورد مدل استفاده می‌شود. این داده‌ها مربوط به ۲۰ زیرصنعت انرژی‌بر به‌عنوان مقاطع و طی ۱۷ سال متوالی از سال ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ به‌عنوان سری زمانی می‌باشد.

---

[1]. Mankiw

ابتدا مدل تابلویی تابع تولید برمبنای الگوی «کاب–داگلاس» طبق رابطهٔ (۶) به‌صورت ایستا برآورد می‌شود. برای تعیین نوع مدل تابلویی، ابتدا مدل اثرات ثابت برآورد می‌شود و سپس آزمون مقید F انجام می‌شود. جدول ۱ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. طبق این نتایج، آمارهٔ آزمون در محدودهٔ بحرانی قرار دارد؛ و لذا فرضیه H_0 مبنی‌بر مقید بودن مدل به‌صورت مدل تلفیقی رد می‌شود؛ بنابراین برای داده‌های تابلویی فوق، مدل مقید یا تلفیقی معتبر نمی‌باشد.

جدول ۱. نتایج آزمون مقید F برای مدل تابع تولید.

Tab. 1: Restricted F Test Results for Production Function Model.

آزمون	شرح	آماره	احتمال آماره
Cross-section F	آزمون مقید F اثرات ثابت داده‌های مقطعی	۳۷/۵۷۱۲۳۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق.

برای آزمون اعتبار مدل تلفیقی در مقابل مدل اثرات تصادفی، ابتدا با استفاده از داده‌های تابلویی مدل تلفیقی برآورد می‌شود و سپس آزمون ضریب لاگرانژ بروش–پاگان انجام می‌شود. در جدول ۲، نتایج این آزمون برای مدل تابع تولید نشان داده شده است. طبق این نتایج برای اثرات مقطعی فرضیهٔ H_0 رد می‌شود؛ بنابراین برای داده‌های تابلویی فوق، مدل تلفیقی معتبر نمی‌باشد.

جدول ۲: نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بروش–پاگان برای مدل تابع تولید.

Tab. 2: Breusch-Pagan Lagrange Multiplier Test Results for Production Function Model.

آزمون	شرح	آماره	احتمال آماره
Breusch-Pagan	آزمون ضریب لاگرانژ داده‌های مقطعی	۹۹۴/۲۱۰۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق.

بنابراین در آزمون‌های فوق مناسب بودن مدل تلفیقی برای داده‌های تابلویی موردنظر تأیید نشد؛ لذا مدل نهایی از بین دو مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی انتخاب می‌شود. بدین‌منظور، ابتدا مدل به‌صورت تصادفی برآورد می‌شود و سپس آزمون هاسمن انجام می‌شود. در جدول ۳، نتایج این آزمون نشان داده شده است. با توجه به رد شدن فرضیهٔ H_0، مدل اثرات تصادفی مناسب نیست و لذا مدل اثرات ثابت ترجیح داده می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون هاسمن برای مدل تابع تولید.

Tab. 3: Hausman Test Results for Production Function.

آزمون	شرح	آمارهٔ Chi-	احتمال آماره
Cross-section random	آزمون هاسمن داده‌های مقطعی	۱۹/۹۵۹۵۳۵	۰/۰۰۰۵

منبع: یافته‌های تحقیق.

بنابراین برمبنای آزمون‌های فوق، مدل تابلویی به‌صورت اثرات ثابت برآورد می‌شود. جدول ۴، نتایج برآورد این مدل را نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که باوجود مناسب بودن ضریب تعیین (R^2)، معنی‌داری ضرایب مقدار نهادهٔ انرژی برق (E) و موجودی سرمایه (Kv) در سطح قابل‌قبول نمی‌باشد.

جدول ٤: نتایج برآورد ضرایب مدل تابلویی اثرات ثابت تابع تولید برای صنایع انرژی‌بر.

Tab. 4: Coefficients Estimating Results of the Production Function Fixed Effect Panel Model for Energy-Intensive Industries.

متغیرهای مستقل	شرح	ضریب	احتمال آمارهٔ t
C	ضریب ثابت	۲/۷۰۳۹۰۹	۰/۰۰۰۰
LOG(L)	لگاریتم تعداد نیروی‌کار	۰/۲۳۱۶۱۰	۰/۰۰۰۰
LOG(E)	لگاریتم مقدار مصرف انرژی برق	۰/۰۲۴۱۹۲	۰/۱۱۰۴
LOG(Mv)	لگاریتم ارزش سایر نهاده‌ها غیر از انرژی برق	۰/۶۹۱۷۳۹	۰/۰۰۰۰
LOG(Kv)	لگاریتم ارزش موجودی سرمایه	۰/۰۰۸۸۶	۰/۶۸۴۳
متغیر وابسته :	لگاریتم ارزش ستانده‌ها		LOG(Qv)
ضریب تعیین (R^2)	میزان انطباق مدل با داده‌ها		٪ ۹۹/۵

منبع: یافته‌های تحقیق.

با بررسی ضریب همبستگی بین داده‌های متغیرهای مستقل مدل، نتیجه می‌شود که به‌دلیل بالا بودن ضریب هم‌بستگی، احتمال وجود هم‌خطی بین این متغیرها وجود دارد؛ بنابراین برای کاهش مشکل هم‌خطی از روش تبدیل متغیرهای مدل استفاده می‌شود؛ بدین‌منظور، دو طرف معادلهٔ مدل بر متغیر نیروی‌کار (L) تقسیم شده و مدل به‌صورت سرانه طبق رابطهٔ (۷) برآورد می‌شود. با انجام آزمون‌های اقتصادسنجی اشاره شده، برآورد این مدل تابلویی به‌صورت اثرات ثابت تأیید می‌شود. جدول ۵، نتایج این برآورد را نشان می‌دهد؛ هرچند در این مدل، سطح معنی‌داری ضریب موجودی سرمایهٔ (Kv) نسبت به مدل قبل بهبود پیدا کرده است، ولی هنوز در سطح قابل‌قبول نیست.

جدول ٥: نتایج برآورد ضرایب مدل تابلویی اثرات ثابت تابع تولید سرانه برای صنایع انرژی‌بر.

Tab. 5: Coefficients Estimating Results of the Per Capita Production Function Fixed Effect Panel Model for Energy-Intensive Industries.

متغیرهای مستقل	شرح	ضریب	احتمال آمارهٔ t
C	ضریب ثابت	۲/۲۵۰۸۸۳	۰/۰۰۰۰
LOG(E/L)	لگاریتم مقدار سرانهٔ مصرف انرژی برق	۰/۰۱۸۸۸۸	۰/۱۹۸۷
LOG(Mv/L)	لگاریتم ارزش سرانهٔ نهاده‌ها غیر از انرژی برق	۰/۶۸۷۷۳۲	۰/۰۰۰۰
LOG(Kv/L)	لگاریتم ارزش سرانهٔ موجودی سرمایه	۰/۰۲۷۸۳۵	۰/۱۰۸۶
متغیر وابسته :	لگاریتم ارزش سرانهٔ ستانده‌ها		LOG(Qv/L)
ضریب تعیین (R^2)	میزان انطباق مدل با داده‌ها		٪ ۹۸/۵

منبع: یافته‌های تحقیق.

تابع تولید حداکثر مقدار خروجی محصول بنگاه به ازاء به‌کارگیری سطح مطلوب نهاده‌ها را مشخص می‌کند. مقادیر مطلوب و بهینهٔ نهاده‌ها به‌طور مستقیم و با استفاده از داده‌های آماری قابل مشاهده نیست؛ بدین‌منظور با استفاده از فرضیهٔ انتظارات تطبیقی می‌توان این مقادیر را برحسب مقادیر واقعی نهاده‌ها بیان کرد؛ لذا برای استفاده از داده‌های واقعی در برآورد مدل تابع تولید، لازم است اثر وقفهٔ متغیر وابستهٔ این مدل به‌صورت متغیر مستقل در سمت راست رابطه درنظر گرفت.

بنابراین مدل تابلویی تابع تولید به‌صورت سرانه و پویا طبق رابطهٔ (۸) به‌دست می‌آید. برای برطرف شدن نقض فرض عدم وجود خودهم‌بستگی بین جملات خطا و امکان استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، برآورد مدل با استفاده از متغیر ابزاری طبق رابطهٔ (۹) انجام می‌شود. در جدول ۶، نتایج برآورد این مدل به‌صورت تابلویی با اثرات ثابت نشان داده شده است.

ضرایب این مدل با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۰ زیرصنعت به‌عنوان مقاطع و طی ۱۷ سال متوالی از سال ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ به‌عنوان سری زمانی در ساختار مدل تابلویی برآورد شده است. در این برآورد، معنی‌دار بودن همهٔ ضرایب مدل در سطح ۵٪ تأیید شده و میزان انطباق مدل با داده‌ها برمبنای ضریب تعیین (R^2) در سطح ۹۸٪/۶ می‌باشد. در این برآورد با سرانه کردن مدل، مشکل هم‌خطی کاهش یافته است؛ هم‌چنین با استفاده از فرضیهٔ انتظارات تطبیقی، مدل به‌صورت پویا درنظر گرفته شده تا بتوان از داده‌های واقعی به‌جای مقادیر مطلوب و بهینهٔ آن‌ها در تابع تولید استفاده کرد. جهت مرتفع‌شدن مشکل خودهم‌بستگی جملهٔ خطا در مدل‌های پویا، لگاریتم وقفهٔ مرتبهٔ یک ارزش سرانهٔ نهاده‌ها غیر از انرژی برق (Mv_{-1}/L_{-1}) به‌عنوان متغیر ابزاری مدل درنظر گرفته شده است.

جدول ٦: نتایج برآورد ضرایب مدل تابلویی اثرات ثابت تابع تولید سرانهٔ پویا برای صنایع انرژی‌بر با متغیر ابزاری.

Tab. 6: Coefficients Estimating Results of the Dynamic Per Capita Production Function Model for Energy-Intensive Industries by Instrument Variable.

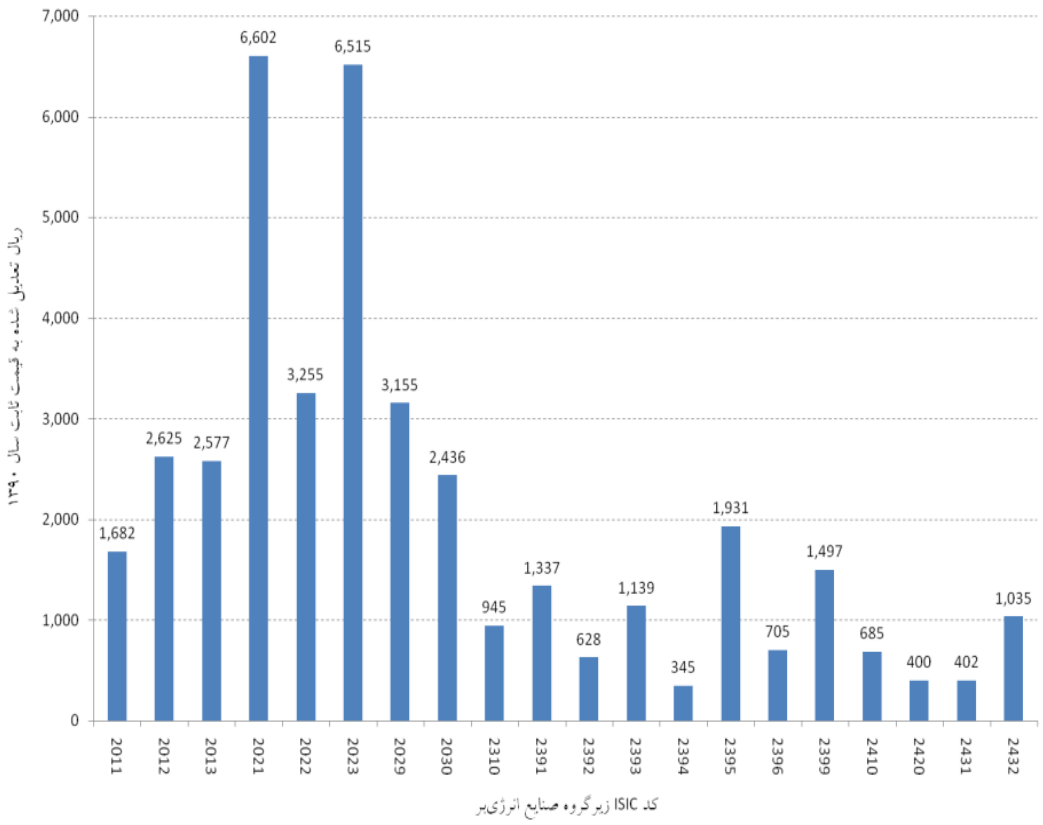
متغیرهای مستقل	شرح	ضریب	احتمال آمارهٔ t
C	ضریب ثابت	۱/۵۴۴۴۶۳	۰/۰۰۰۰
LOG(E/L)	لگاریتم مقدار سرانهٔ مصرف انرژی برق	۰/۰۲۹۷۴۱	۰/۰۴۸۲
LOG(Mv/L)	لگاریتم ارزش سرانهٔ نهاده‌ها غیر از انرژی برق	۰/۶۲۳۷۷۶	۰/۰۰۰۰
LOG(Kv/L)	لگاریتم ارزش سرانهٔ موجودی سرمایه	۰/۰۳۸۳۸۸	۰/۰۳۳۰
LOG(Qv(-1)/L(-1))	لگاریتم وقفهٔ مرتبهٔ یک ارزش سرانهٔ ستانده‌ها	۰/۱۳۴۳۳۰	۰/۰۰۰۰
متغیر وابسته:	لگاریتم ارزش سرانهٔ ستانده‌ها		LOG(Qv/L)
متغیر ابزاری:	لگاریتم وقفهٔ مرتبهٔ یک ارزش سرانهٔ نهاده‌ها غیراز انرژی برق		LOG(Mv(-1)/L(-1))
ضریب تعیین (R^2)	میزان انطباق مدل با داده‌ها		٪ ۹۸/۶

منبع: یافته‌های تحقیق.

با توجه به نتایج جدول ۶ و رابطهٔ (۱۰)، کشش ارزش محصول نسبت به مقدار نهادهٔ برق ($\epsilon_{Qv,E}$) برابر با ۰/۰۲۹۷۴۱ می‌باشد؛ بنابراین با استفاده از رابطهٔ (۱۲) ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت نهادهٔ انرژی برق در هریک از زیرگروه‌های صنایع انرژی‌بر به‌دست می‌آید. در نمودار ۱، مقادیر متوسط ارزش اقتصادی هر کیلووات‌ساعت انرژی

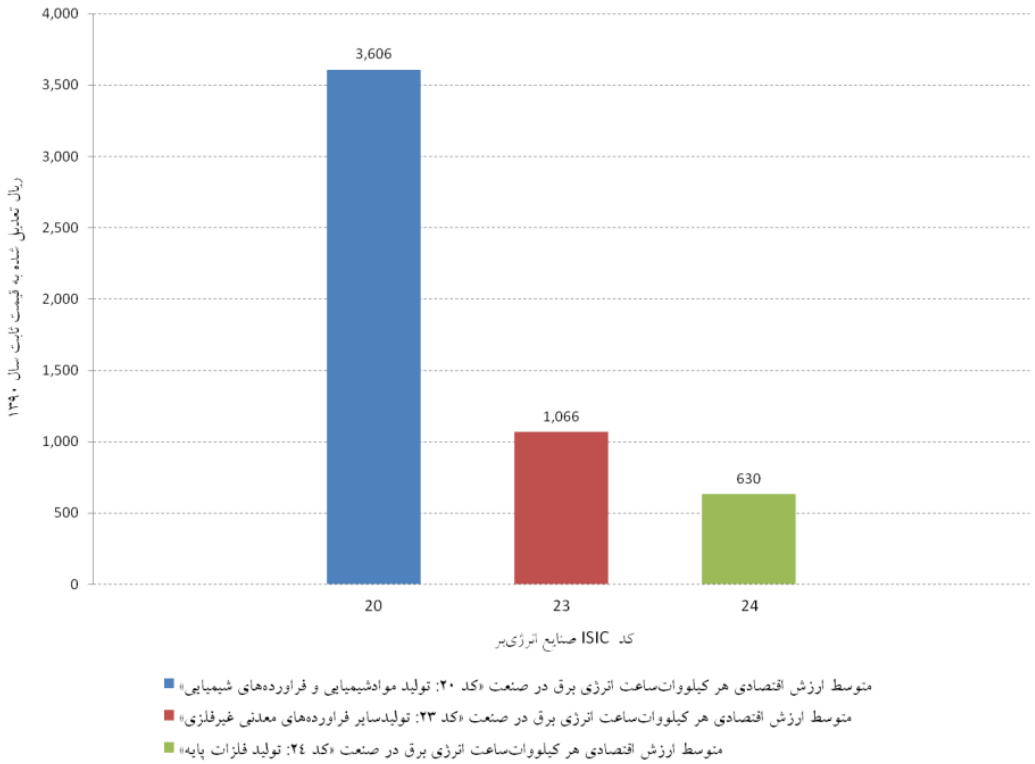
برق طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ برحسب ریال تعدیل‌شده به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ در هریک از ۲۰ زیرگروه صنایع انرژی‌بر کشور با کد چهار رقمی ISIC آن‌ها نشان داده شده است.

طبق این نتایج، طی سال‌های موردمطالعه به‌طور متوسط بیشترین ارزش اقتصادی هر کیلووات‌ساعت انرژی برق در بین ۲۰ زیرگروه صنایع انرژی‌بر کشور مربوط به زیرگروه «کد ۲۰۲۱: تولید آفات‌کش‌ها و سایر فرآورده‌های شیمیایی مورداستفاده در کشاورزی» و برابر با ۶۶۰۲ ریال و پس از آن زیرگروه «کد ۲۰۲۳: تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی» برابر با ۶۵۱۵ ریال می‌باشد. هم‌چنین کمترین ارزش اقتصادی هر کیلووات‌ساعت انرژی برق نیز مربوط به زیرگروه «کد ۲۳۹۴: تولید سیمان و آهک و گچ» برابر با ۳۴۵ ریال است. برای مقایسهٔ بین سه صنعت انرژی‌بر، در نمودار ۲، متوسط ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت هر کیلووات‌ساعت انرژی برق مصرف‌شده در این سه صنعت طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ برحسب ریال نشان داده شده است. طبق این نتایج بیشترین ارزش اقتصادی انرژی برق در بین این صنایع، در صنعت «کد ۲۰: تولید موادشیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی» و پس از آن صنعت «کد ۲۳: تولیدسایر فرآورده‌های معدنی غیرفلزی» و «کد ۲۴: تولید فلزات پایه» می‌باشد (همهٔ مبالغ برحسب ریال تعدیل‌شده به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰).



نمودار ۱: متوسط ارزش اقتصادی برآورد شده برای هر کیلووات‌ساعت انرژی برق در ۲۰ زیرگروه صنایع انرژی‌بر طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 1: The Average of Economic Value for each Kilowatt-Hour of Electrical Energy in 20 Subgroups of Energy-Intensive Industries During the Years 2003 to 2019.



نمودار ۲: متوسط ارزش اقتصادی برآورد شده برای هر کیلووات‌ساعت نهادهٔ انرژی برق در سه صنعت انرژی‌بر طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 2: The Average Economic Value of each Kilowatt-Hour of Electrical Energy Input in Three Energy-Intensive Industries During the Years 2003 to 2019.

در نتایج برآورد مدل تابع تولید (جدول ۶)، ضریب جملهٔ وقفه در مدل پویا برابر ۰/۱۳۴۳۳۰ به‌دست آمده است؛ بنابراین با توجه به رابطهٔ (۱۳) ارزش اقتصادی بلندمدت انرژی برق قابل محاسبه می‌باشد. این مقدار برابر با ۱۵/۵٪ بیش از مقادیر به‌دست آمده برای ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت خواهد بود.

به‌منظور مقایسهٔ ارزش اقتصادی نهادهٔ برق در صنایع انرژی‌بر، روند فوق با استفاده از داده‌های کل صنایع کشور انجام‌شده و مدل تابع تولید سرانهٔ پویا برآورد شده است. در این برآورد درمجموع ۱۲۲ زیرصنعت با کد چهار رقمی ISIC به‌عنوان مقاطع طی ۱۷ سال متوالی از سال ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ به‌عنوان سری زمانی ساختار تابلویی درنظر گرفته شده است. در جدول ۷، نتایج برآورد این مدل نشان داده شده است.

طبق نتایج این برآورد به‌طور متوسط کشش ارزش محصول نسبت به مقدار نهادهٔ برق ($\epsilon_{Qv,E}$) در کل صنایع کشور برابر با ۰/۰۱۴۱۳۳ و ضریب جملهٔ وقفه در مدل پویا برابر ۰/۱۸۲۶۸۵ می‌باشد. در این مدل، معنی‌دار بودن ضریب لگاریتم مقدار سرانهٔ مصرف انرژی برق در سطح ۵٪ و سایر ضرایب در سطح ۱٪ تأیید شده و میزان انطباق مدل با داده‌ها برمبنای ضریب تعیین (R^2) در سطح ۹۷/۴٪ می‌باشد. بر این‌اساس طبق روابط (۱۲) و (۱۳) متوسط ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت نهادهٔ انرژی برق در کل صنایع کشور طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ به‌ترتیب برابر با ۱۹۴۵ و ۲۳۸۰ ریال (تعدیل‌شده به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰) به‌دست می‌آید.

جدول ۷: نتایج برآورد ضرایب مدل تابلویی اثرات ثابت تابع تولید سرانهٔ پویا برای کل صنایع کشور با متغیر ابزاری

Tab. 7: Coefficients Estimating Results of the Dynamic Per Capita Production Function Model for Entire Country's Industries by Instrument Variable.

متغیرهای مستقل	شرح	ضریب	احتمال آماره t
C	ضریب ثابت	۱/۲۲۷۱۳۴	۰/۰۰۰۰
LOG(E/L)	لگاریتم مقدار سرانهٔ مصرف انرژی برق	۰/۰۱۴۱۳۳	۰/۰۳۸۳
LOG(Mv/L)	لگاریتم ارزش سرانهٔ نهاده‌ها غیر از انرژی برق	۰/۶۳۸۹۵۷	۰/۰۰۰۰
LOG(Kv/L)	لگاریتم ارزش سرانهٔ موجودی سرمایه	۰/۰۳۲۶۶۳	۰/۰۰۰۰
LOG(Qv(-1)/L(-1))	لگاریتم وقفهٔ مرتبهٔ یک ارزش سرانهٔ ستانده‌ها	۰/۱۸۲۶۸۵	۰/۰۰۰۰
متغیر وابسته :	لگاریتم ارزش سرانهٔ ستانده‌ها		LOG(Qv/L)
متغیر ابزاری :	لگاریتم وقفه مرتبه یک ارزش سرانهٔ نهاده‌ها غیراز انرژی برق		LOG(Mv(-1)/L(-1))
ضریب تعیین (R^2)	میزان انطباق مدل با داده‌ها		٪ ۹۷/۴

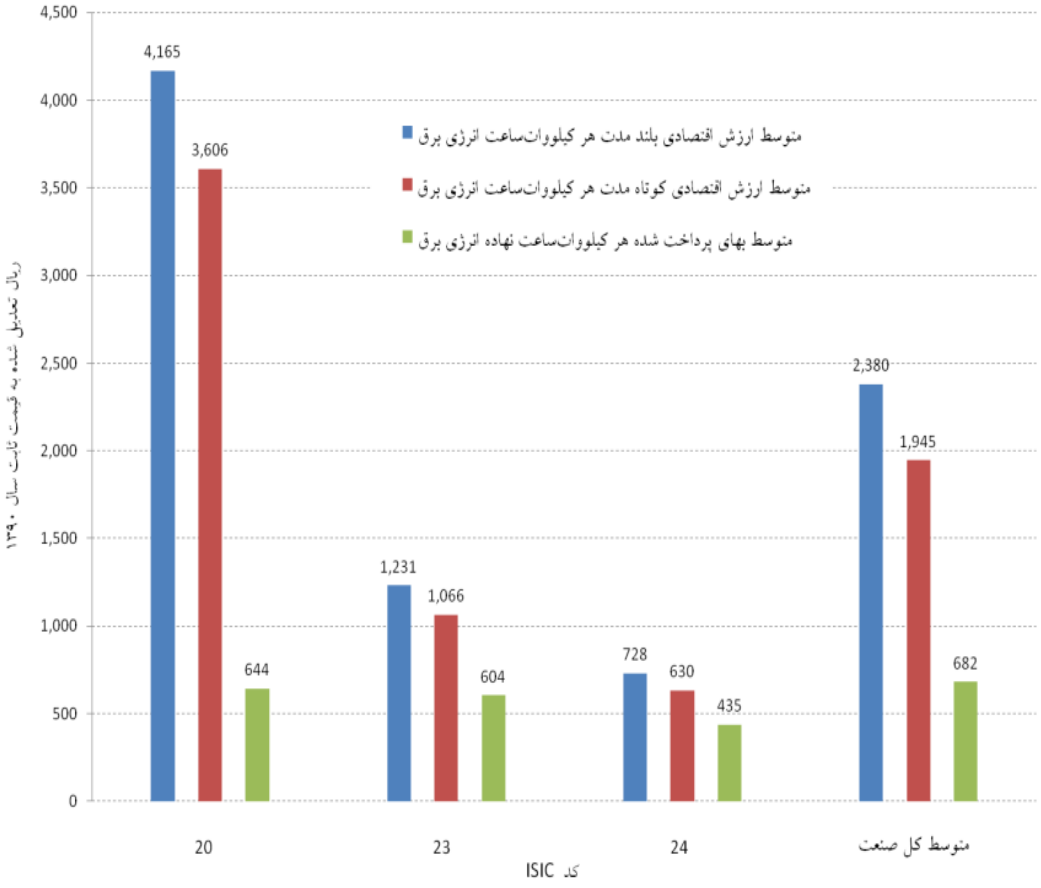
منبع: یافته‌های تحقیق.

٦. نتیجه‌گیری

در داده‌های مرکز آمار ایران «ارزش پرداخت‌شده برای نهادهٔ انرژی برق» و «مقدار انرژی برق» برای هر صنعت طی سال‌های مختلف ارائه شده است. با تعدیل داده‌های ارزش پرداخت‌شده برمبنای سال مبنا و تقسیم آن بر مقدار انرژی برق، ارزش متوسط پرداخت‌شده برای هر واحد نهادهٔ انرژی برقدر صنایع به‌صورت تعدیل‌شده به‌دست می‌آید. در نمودار ۳، متوسط ارزش اقتصادی بلندمدت و کوتاه‌مدت صنایع انرژی‌بر و متوسط کل صنایع کشور با متوسط بهای پرداخت‌شده برای این نهاده طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ نشان داده شده است.

طبق این نتایج برحسب ریال تعدیل‌شده به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، در صنعت انرژی‌بر «کد ۲۰: تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی» ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت نهادهٔ انرژی برق به‌ترتیب برابر با ۳۶۰۶ و ۴۱۶۵ ریال و متوسط بهای پرداخت‌شده برای آن ۶۴۴ ریال است؛ لذا ارزش اقتصادی ایجاد شده توسط این نهاده در این گروه صنعتی حدود ۵/۶ تا ۶/۵ برابر متوسط بهای پرداخت شده برای آن می‌باشد. ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت این نهاده در صنعت انرژی‌بر «کد ۲۳: تولید سایر فرآورده‌های معدنی غیرفلزی» به‌ترتیب برابر با ۱۰۶۶ و ۱۲۳۱ ریال و متوسط بهای پرداخت‌شده برای آن ۶۰۴ ریال است؛ لذا ارزش اقتصادی ایجاد شده توسط این نهاده در این گروه صنعتی حدود ۱/۸ تا ۲ برابر متوسط بهای پرداخت شده برای آن می‌باشد؛ هم‌چنین در صنعت انرژی‌بر «کد ۲۴: تولید فلزات پایه» ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت این نهاده به‌ترتیب برابر ۶۳۰ و ۷۲۸ ریال و متوسط بهای پرداخت شده برای آن ۴۳۵ ریال است؛ بنابراین ارزش اقتصادی ایجاد شده توسط این نهاده در این گروه صنعتی حدود ۱/۴ تا ۱/۷ برابر متوسط بهای پرداخت شده برای آن می‌باشد؛ هم‌چنین متوسط ارزش اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت انرژی برق در کل صنعت کشور به‌ترتیب برابر ۱۹۴۵ و ۲۳۸۰ ریال و متوسط بهای پرداخت شده برای آن ۶۸۲ ریال می‌باشد؛ بنابراین نسبت ارزش اقتصادی به بهای پرداخت شده در کل صنعت به‌طور متوسط ۲/۹ تا ۳/۵ می‌باشد.

بنابراین ارزش اقتصادی ایجاد شده توسط نهادهٔ انرژی برق در صنایع انرژی‌بر و متوسط صنایع کشور بیشتر از بهای پرداخت شده برای این نهاده توسط این صنایع است؛ هم‌چنین ارزش اقتصادی آن در صنعت انرژی‌بر «کد ۲۰: تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی» بیشتر از متوسط کل صنعت کشور می‌باشد.



نمودار ۳: متوسط ارزش اقتصادی بلندمدت، کوتاه‌مدت و متوسط بهای پرداخت شدهٔ هر کیلووات‌ساعت نهادهٔ انرژی برق در صنایع انرژی‌بر و کل صنایع کشور طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸ (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 3: Average Long-Run and Short-Run Economic Value and Average Price Paid per Kilowatt-Hour of Electrical Energy Input in Energy-Intensive Industries and Entire Country's Industries During the Years 2003 to 2019.

٦-١. پیشنهاد سیاستی

با توجه به نتایج این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که در تعیین تعرفهٔ نهاده‌های انرژی به‌خصوص انرژی برق برای صنعت و به‌خصوص صنایع انرژی‌بر ارزش اقتصادی آن نهاده در هر گروه صنعتی موردتوجه قرار گیرد. پرداخت قیمت این نهاده براساس ارزش اقتصادی آن نگرانی برای صنعت ایجاد نمی‌کند؛ چراکه براساس سهم آن‌ها در ارزش نهایی تولید محصولات به‌دست آمده است؛ بنابراین قیمت گذاری مبتنی‌بر ارزش اقتصادی آن باعث می‌شود که هم تولیدکنندهٔ برق از عواید آن بهره‌مند شده و در جهت رشد و اعتلای تولید صنعت برق کمک کند و هم از جهت صنعت مصرف‌کنندهٔ آن قیمت منصفانه براساس سهم آن در ارزش نهایی ایجاد شده می‌باشد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس نشریه بابت نظرات سازنده آن‌ها برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، اعلام می‌دارند که با توجه به استخراج مقاله از پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، سیدمهدی نیکزادالحسینی به‌عنوان نویسنده، زیر نظر مهدی صادقی‌شاهدانی به‌عنوان استاد راهنما در مراحل اجرای تحقیق و نگارش این مقاله نقش داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- تهامی‌پور، مرتضی، (۱۳۹۶). «ارزش اقتصادی، رویکردی برای مدیریت تقاضای آب در مصارف صنعتی – مطالعهٔ موردی: صنایع تولید مواد شیمیایی». *آب و فاضلاب*، ۲۸(۱): ۷۴–۸۳. DOI: 10.22093/WWJ.2017.39476
- سوری، علی، (۱۴۰۰). *اقتصادسنجی (پیشرفته)*. جلد دوم، نورعلم.
- صادقی‌شاهدانی، مهدی، و اشرف‌زاده، علی، (۱۳۹۶). *اقتصادسنجی عمومی–نظریه و کاربرد*. دانشگاه امام‌صادق(ع).
- صمدی، سعید؛ شریفی، علیمراد؛ احمدزاده، عزیز؛ و خانزادی، آزاده، (۱۳۸۸). «جانشینی بین نهادهی انرژی با سرمایه در بخش فلزات اساسی». *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی* ۴۴(۴): ۱۲۹–۱۵۵. DOR: 20.1001.1.00398969.1388.44.4.6.6
- قدمی فیروزآبادی، علی؛ سلگی، موسی؛ سلیمی، علیرضا، (۱۴۰۱). «ارزش‌گذاری اقتصادی و بهره‌وری آب دو محصول گندم و جو در استان همدان». *نشریه آبیاری و زهکشی ایران* ۱۶(۲): ۳۰۸–۳۱۸. DOR: 20.1001.1.20087942.1401.16.2.4.3
- محبی، حسن؛ انصاری سامانی، حبیب؛ و حاجامینی، مهدی، (۱۳۹۸). «تحلیل وضعیت مصرف آب در صنایع استان یزد». *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۶(۲): ۱۷۵–۱۹۳. DOI: 10.30465/CE.2020.5427
- محبی، حسن؛ انصاری سامانی، حبیب؛ حاجامینی، مهدی؛ مرادی، غلامحسین، (۱۴۰۱). «برآورد ارزش اقتصادی آب در صنایع استان یزد: رهیافت ارزش تولید نهایی آب». *فصلنامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱۰(۳۹): ۱۱۷–۱۴۱. http://qjfep.ir/article-1-1427-fa.html

– مرکز آمار ایران، (۱۳۸۲–۱۳۹۹). *جداول آماری کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر سال ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۸ کل کشور*. بازیابی از سایت مرکز آمار ایران: www.amar.org.ir

– مرکز آمار ایران، (۱۳۸۷). *طبقه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی ایران برمبنای ISIC rev4*. بازیابی از سایت مرکز آمار ایران: www.amar.org.ir

– مرکز آمار ایران، (۱۳۹۰–۱۳۹۸، ۱۴۰۱). *جداول مقدار مصرف انرژی در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر سال ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۸*. بازیابی از سایت مرکز آمار ایران: www.amar.org.ir

– مرکز آمار ایران، (۱۴۰۰). *شاخص قیمت تولیدکننده بخش صنعت از ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۸ برمبنای سال ۱۳۹۰*. بازیابی از سایت مرکز آمار ایران: www.amar.org.ir

– مولایی، محمد، (۱۳۸۴). «بررسی و مقایسه بهره‌وری گروه‌های مختلف صنعتی کوچک و بزرگ ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷ (۲۲): ۱۵۷–۱۷۶. https://ijer.atu.ac.ir/article_3780.html?lang=fa

– وزارت نیرو، (۱۳۸۹–۱۴۰۰). *ترازنامهٔ انرژی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۸*. وزارت نیرو، معاونت اموربرق و انرژی. بازیابی از سایت دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی https://pep.moe.gov.ir

- Azadeh, A.; Ghaderi, S. & Sohrabkhani, S., (2008). "Annual Electricity Consumption Forecasting by Neural Network in High Energy Consuming Industrial Sectors". *Energy Conversion and Management,* 49: 2272–2278. DOI: 10.1016/j.enconman.2008.01.035

- Besanko, D. A.; Braeutigam, R. R. & Gibbs, M. J., (2020). *Microeconomics.* John Wiley & Sons, Inc.

- Branson, W. H., (1989). *Macroeconomic Theory and Policy.* Harper & Row Publishers.

- Ghadami Firouzabadi, A.; Solghi, M. & salimi, A., (2022). "Economic valuation and water productivity of wheat and barley crops in Hamadan province". *Iranian Journal of Irrigation & Drainage*, 16(2): 308-318. (In Persian). DOR: 20.1001.1.20087942.1401.16.2.4.3

- Grammatikopoulou, I.; Sylla, M. & Zoumides, C., (2020). "Economic Evaluation of Green Water in Cereal Crop Production: A Production Function Approach". *Water Resources and Economics*, 29: 100148. DOI: 10.1016/j.wre.2019.100148

- Gujarati, D., (2015). *Econometrics by Example.* Palgrave.

- Gujarati, D. N. & Porter, D. C., (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.

- Kim, H.-J.; Han, S.-M. & Yoo, S.-H., (2018a). "Measuring the Economic Benefits of Industrial Natural Gas Use in South Korea". *MDPI Sustainability*, 10(7): 2239. DOI: 10.3390/su10072239

- Kim, J. H.; Kim, H. H. & Yoo, H. S., (2018b). "The Marginal Value of Heat in the Korean Manufacturing Industry". *MDPI Sustainability*, 10(6): 1830. DOI: 10.3390/su10061830

- Ku, S.-J. & Yoo, S.-H., (2012). "Economic Value of Water in the Korean Manufacturing Industry". *Water Resour Manage*, 26: 81–88 (2012). DOI: 10.1007/s11269-011-9905-z

- Lim, K.-M. & Yoo, S.-H., (2016). "Economic Value of Electricity in the Korean Manufacturing Industry". *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy,* 11 (6): 542-546. DOI: 10.1080/15567249.2012.673691

- Mankiw, G. N., (2021). *Principles of Economics*. CENGAGE.

- Ministry of Energy. (2010-2021). *Energy balance sheet for the years 2008 to 2019*. Ministry of Energy, Deputy of Electricity and Energy Affairs. (In Persian). https://pep.moe.gov.ir

- Mohebbi, H.; Ansari Samani, H. & Hajamini, M., (2020). "Assessing Water Consumption in Yazd Province Industries". *Journal of Iranian Economic Issues*, 6(2): 175-193. (In Persian). DOI: 10.30465/CE.2020.5427

- Mohebbi, H.; Ansari Samani, H.; Hajamini, M. & Moradi, G., (2022). "Economic value of water in the manufacturing industry of Yazd Province: Value of marginal product approach". *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies,* 10(39): 117-141. (In Persian). http://qjfep.ir/article-1-1427-fa.html

- Mowlaei, M., (2005). "The Analysis and Comprison of Productivity of Different Small and Large Scale Industrial Groups in Iran". *Iranian Journal of Economic Research*, 7(22): 157-176. (In Persian). https://ijer.atu.ac.ir/article_3780.html?lang=en

- Park, S.-Y. & Yoo, S.-H., (2013). "The Economic Value of LNG in the Korean Manufacturing Industry". *Energy Policy*, 58: 403-407. DOI: 10.1016/j.enpol.2013.03.031

- Rodríguez-Tapia, L.; Revollo-Fernández, D. A.; Morales-Novelo, J. A. & Medina-Rivas, C. M., (2021). "Water in Mexican industry - an Economic Value Study". *Applied Economics*, 53(41): 4799-4809 DOI: 10.1080/00036846.2021.1908948

- Sadeghi Shahedani, M. & Ashrafzadeh, A., (2017). *General Econometrics - Theory and Application*. Imam Sadiq University (AS). (In Persian)

- Samadi, S.; Sharifi, A.; Ahmadzadeh, A. & Khanzadi, A., (2010). "Substitutability Between Energy and Capital in Basic Metals Manufacturing". *Journal of Economic Research*, 44(4): 129-155. (In Persian). DOR: 20.1001.1.00398969.1388.44.4.6.6

- Statistical Centre of Iran. (2003-2020). *Statistical tables of industrial manufactures with 10 workers and more from 2002 to 2019 throughout the country*. www.amar.org.ir

- Statistical Centre of Iran. (2009). Classification of Iran's economic activities based on ISIC rev4. (In Persian). www.amar.org.ir

- Statistical Centre of Iran. (2011-2019, 2022). Tables of the amount of energy consumption in industrial manufactures with 10 workers and more from 2003 to 2019. (In Persian). www.amar.org.ir

- Statistical Centre of Iran. (2020). Producer price index of the industrial sector from 1996 to 2019 based on 2011. (In Persian). www.amar.org.ir

- Suri, A., (2021). *Econometrics (Advanced)*, second volume. Noor-e-Elm. (In Persian).

- Tahami Pour Zarandi, M., (2017). "Economic Value Approach to Industrial Water Demand Management, A Case Study of Chemical Plants". *Journal of Water and Wastewater*, 28(1): 74-83. (In Persian). DOI: 10.22093/wwj.2017.39476

- Vasquez-Lavín, F.; Vargas, L. O.; Hernandez, J. I. & Ponce Oliva, R. D., (2020). "Water Demand in the Chilean Manufacturing Industry: Analysis of the Economic Value of Water and Demand Elasticities". *Water Resources and Economics,* 32: 100159 DOI: 10.1016/j.wre.2020.100159

Vol. 12, No. 48, Winter (2024)

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 Financial Stress Index on Mutual Funds Returns

Farjad Bakhshor[1], Mohammad Sokhanvar[2], Tahereh Akhondzadeh[3], Shahab Jahangiri[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27654.3580
Received: 2023.03.22; Accepted: 2023.07.09
Pp: 161-192

Abstract

The purpose of this article is to investigate the effect of the financial stress index (FSI) on the returns of mutual funds (separately including mutual funds and mixed mutual funds) in Iranian capital market during 2011-2021 on a monthly basis. For this purpose, the principal component analysis method is used to construct the financial stress index, and the effect of financial stress on the returns of mutual funds in two regimes of high return and low return was investigated using the Markov switching model. Results show that the financial stress in the high return regime has a negative effect on the return of investment funds in stocks and mixed. In a regime with low return, financial stress has had a positive effect on the return of investment funds in stocks and mixed. Despite the same direction of the effect of financial stress on the performance of both types of studied funds, this situation indicates the asymmetry information in the effect of financial stress on the return of investment funds.

Keywords: Financial Stress Index, Markov Switching Model, Mutual Funds.
JEL Classification: C01, D53, G1.

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran (Corresponding Author).
Email: m.sokhanvar2010@gmail.com
3. Assistant Professor, Department of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran.
4. Assistant Professor, Department of Financial Economics, Faculty of Economic and Management, Urmia University, Urmia, Iran.

Citations: Bakhshor, F.; Sokhanvar, M.; Akhoondzadeh, T. & Jahangiri, S., (2024). "The Effect of Financial Stress Index on Mutual Funds Returns". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(48): 161-192. doi: 10.22084/aes.2023.27654.3580
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5233.html?lang=en

1. Introduction

Based on the close relationship between macroeconomic and asset pricing, a hot issue in academic research is to use macroeconomic conditions to predict asset returns. First, the existing literatures demonstrate that mutual funds' investment strategies and performance are closely related to the macroeconomic changes in advanced countries (Bali et al,. 2011; Ferson & Schadt, 1996; Racicot & Théoret, 2016a). In addition, macroeconomic factors related to asset returns involve a large amount of economic and financial data, such as the volatility index (VIX) and economic uncertainty index. Scholars have found that these indices constructed by using big data analysis have significant predictive abilities

for stock and hedge fund returns in developed countries (Bali et al., 2014; Drechsler, 2013; Kang et al., 2011; Racicot and Théoret, 2019).

Iran's mutual investment fund industry has been developing and more than two decades have passed since the formation of the first fund and it has made great achievements. Looking at the past development process, Iran's mutual funds industry has become an important tool of the country's financial system.

Iranian investment funds are relatively more radical, because managers of capital market funds pursue high or extraordinary returns as a management goal, and the return of Iranian mutual funds is almost equal to the return of mutual funds in developed countries. Therefore, the Iranian mutual funds industry is developing rapidly. However, academic research on the Iranian mutual fund industry is still insufficient. In addition, building a financial risk prevention system, monitoring financial market risk, and predicting and preventing systemic events effectively are very important research topics to maintain national financial security.

Therefore, in this article, we examine the relationship between the returns of investment funds (equity and mixed) of Iran's capital market and the financial stress of the economy, and considering the importance of funds in the capital market and the attraction of small funds and the need to be aware of the effects of financial stress Based on the capital market, this research seeks to find answers to questions such as: How effective are funds from financial stress? Is there a difference between the effect of financial stress on the performance of equity funds and mixed funds? Whether exposure of mutual funds to financial stress can reduce their future returns or not.

2. Materials and Methods

In this research, the impact of the financial stress index on the performance of mutual investment funds (separately including equity investment funds and mixed investment funds) in the Iranian capital market during the period of 2011-2021 on a monthly basis. Done. For this purpose, the principal component analysis method was used to construct the financial stress index, and the effect of financial stress on the returns of mutual funds in two regimes of high return and low return was investigated using the Markov regime change autoregression model. Has taken.

Since the standard models of the moving average autoregression process are based on linear differential equations, new dynamic specifications are needed to model the nonlinear behavior of variables. The Markov regime change model is one of the most famous nonlinear time series models that explains the behavior of variables in different regimes. This model was introduced by Hamilton in 1989 in order to extract business cycles. These models are a special category of threshold regression models that measure the probability

of stagnation or change of economic status from one regime to another based on the Markovian characteristic of random processes. Estimation of the Markov regime change model is done by methods such as maximum likelihood estimation, maximum expectation and Gibbs sampling approach. The main feature of regime change models is that all or some of the parameters of the model have the possibility of switching between different regimes based on the Markov process.

3. Data

To capture the broad nature of financial stress, we must choose to identify the main aspects of financial stress. In the current research, financial stress mainly consists of three channels. First, financial stress has been measured in the banking sector, which is fundamentally important for the stability of the payment system. The banking sector plays an important role in advanced economies as it poses systemic risk to the entire financial system. Second, financial stress has been measured in capital markets, which act as an alternative channel for financing the real sector. This is mainly related to stock market, bond market and credit expansion. Third, financial stress has been identified in the foreign exchange market, more volatility in the exchange rate usually indicates greater uncertainty about the fundamental value of the currency. So that companies may be exposed to higher risks for loans in foreign currency and be tempted to postpone their investment decisions. After constructing the financial stress index, using the Markov regime change model, the effect of financial stress on investment funds (mixed and in stocks) has been investigated in high and low yield regimes.

4. Discussions

The first step in analyzing time series data is to check the stationarity of variables. The necessity of examining stationarity is that if the variables are not stationary, the problem of spurious regression may occur. For this purpose, the generalized Dickey Fuller test was used to check the significance of the variables and the results indicate that all the variables are at the significance level. The Markov regime change model is a suitable model for pattern estimation if the pattern of the investigated data is non-linear. Therefore, in this section, in order to choose the optimal model from among the different models of regime change, first the presence of nonlinear relationship in the data is investigated using the LR test, and then considering the minimum Akaike value and the maximum likelihood. , the appropriate model is selected.

The results of the above table show that the MSAIH model (2, 1, 0, 1) is selected as the optimal model for the stock fund and the MSAIH (2, 2, 0, 1) model for the mixed fund. Based on the values of the width of the origins estimated in each regime in table (1), it can be seen that the value of the width of the origin in both models of the investigated fund is greater for the zero regime than the value of the width of the origin in the one regime. Therefore, regime zero can be interpreted as a regime with high efficiency and regime one as a regime with low efficiency.

According to table 1, in the zero regime where the period of high return of investment funds in stocks and mixed funds is located, the presence of stress in the financial market causes a decrease in the return of the funds by 0.02 and 0.01 percent, respectively. Will be. This issue indicates that the high yield of investment funds, on the one hand, is caused by the increase in stock prices in the capital market and the increase in the total index of the

Tehran Stock Exchange, and on the other hand, due to the high correlation between the exchange rate market and the total index. There is a stock market, the high yield of funds will be accompanied by severe financial stress. In this situation, the high financial stress in the system makes the investors more sensitive to the turbulent conditions of the market and therefore, with the smallest negative news, they decide to withdraw their resources from the capital market. In this case, the withdrawal of resources from the market causes a decrease in the price of assets in the stock market and a decrease in the yield of investment funds in stocks and mixed funds.

5. Conclusion

In the first stage, the purpose of this article was to construct a composite financial stress index based on the principal component analysis method, and then the effect of financial stress was evaluated in high and low return regimes of investment funds in stocks and mixed investments. The results generally showed that the financial stress in the situation of high yield of the funds caused a decrease in the yield of the funds and on the other hand, in the condition of low yield for the funds, the increase of the financial stress caused an increase in their yield. Also, the results showed that the effect of increasing financial stress on the yield of funds was asymmetric. These results are firstly a confirmation of the asymmetric effectiveness of mutual investment funds in the Iranian capital market from financial stress, and secondly, they emphasize the point that in the conditions of high returns for investment funds, the strengthening of supervisory and precautionary measures in the market is more important. It is felt. Because in the conditions of high returns, increasing financial stress leads to a decrease in the performance of funds and as a result money is withdrawn from these funds. Considering the fact that the resources in these funds are managed by professional managers, therefore, the withdrawal of resources from these funds is more likely to be managed by non-professional investors and emotional behaviors. Increase in the market or the liquidity withdrawn from the funds will lead to an increase in turbulence in other asset markets.

Acknowledgments

This article is extracted from the thesis of Farjad Bakhshor in the Department of Economics of Urmia Branch Islamic Azad University and has no other financial support.

Observation Contribution

The authors, while observing the publication ethics, declare that according to the extraction of the article from the doctoral thesis, the writing of the article was done by the first author with the guidance and supervision of the second and third authors and the advice of the fourth author.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۸، پاییز 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 شاخص استرس مالی بر روی بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک*

فرجاد بخشور[۱]، محمد سخنور[۲]، طاهره آخوندزاده‌یوسفی[۳]، شهاب جهانگیری[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27654.3580
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۱/۰۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۱۸
صص: ۱۹۲-۱۶۱

چکیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر شاخص استرس مالی بر عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک (به تفکیک شامل صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مختلط) در بازار سرمایه ایران طی دورهٔ زمانی فروردین‌ماه ۱۳۹۰ تا آذرماه ۱۴۰۰ است. برای این‌منظور، از روش تحلیل مؤلفهٔ اصلی برای ساخت شاخص استرس مالی استفاده شده و در ادامه با استفاده از مدل خودرگرسیون تغییر رژیم «مارکف» اثر استرس مالی بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در دو رژیم بازدهی بالا و بازدهی پایین مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که استرس مالی در رژیم بازدهی بالا اثر منفی بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و مختلط داشته است. در رژیم با بازدهی پایین نیز استرس مالی اثر مثبت بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و مختلط داشته است؛ به این‌صورت که اثر افزایش استرس مالی در حالت بازدهی بالای صندوق‌ها، بزرگ‌تر از اثر این افزایش در رژیم بازدهی پایین صندوق‌ها است. به‌عبارت دیگر، اثر منفی افزایش استرس مالی بر بازدهی صندوق‌ها، زمانی‌که صندوق‌های سرمایه‌گذاری در رژیم بازدهی بالا قرار دارند بزرگ‌تر از اثر مثبت افزایش استرس مالی بر بازدهی صندوق‌ها در رژیم بازدهی پایین است. این وضعیت بر عدم تقارن در تأثیر استرس مالی بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری دلالت دارد.

کلیدواژگان: شاخص استرس مالی، تغییر رژیم مارکف، صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک.
طبقه‌بندی JEL: C01, D53, G1.

*. این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکترای نویسندهٔ اول در دانشکده اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد ارومیه است.

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران.
Email: f.bakhshor@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: m.sokhanvar2010@gmail.com
۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران.
Email: tahereh.akhoondzadeh@gmail.com
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.
Email: kh.jahangiri@urmia.ac.ir

ارجاع به مقاله: بخشور، فرجاد؛ سخنور، محمد؛ آخوندزاده‌یوسفی، طاهره؛ و جهانگیری، شهاب، (۱۴۰۲). «اثر شاخص استرس مالی بر روی بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۸): ۱۶۱-۱۹۲. doi: 10.22084/aes.2023.27654.3580
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5233.html?lang=fa

۱. مقدمه

رابطهٔ نزدیک بین قیمت‌گذاری دارایی و اقتصاد کلان، به یک موضوع داغ تحقیقات دانشگاهی برای پیش‌بینی بازده دارایی با استفاده از شرایط کلان اقتصادی تبدیل شده است. ابتدا، ادبیات موجود نشان می‌دهد که استراتژی‌های سرمایه‌گذاری و عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری ارتباط نزدیکی با تغییرات کلان اقتصادی در کشورهای پیشرفته دارد (فرسون و اسچادت[1]، ۱۹۹۶). علاوه‌بر این، عوامل کلان اقتصادی مرتبط با بازده دارایی‌ها شامل حجم زیادی از داده‌های اقتصادی و مالی مانند شاخص نوسان (VIX[2]) و شاخص عدم قطعیت اقتصادی است. محققان دریافته‌اند که اولاً این شاخص‌های ساخته‌شده با استفاده از تجزیه و تحلیل کلان داده‌ها توانایی پیش‌بینی قابل‌توجهی برای بازده سهام و صندوق‌های سرمایه‌گذاری در کشورهای توسعه‌یافته دارند (بالی و همکاران[3]، ۲۰۱۴؛ درچسلر[4]، ۲۰۱۳؛ کانگ و همکاران[5]، ۲۰۱۱؛ راسیکوت و ثورت[6]، ۲۰۱۹). دوماً، محیط نهادی، اقتصادی و سرمایه‌گذاری در بازارهای نوظهور کاملاً متمایز از اقتصادهای بالغ است (کاگلایان و همکاران[7]، ۲۰۲۱). صنعت صندوق سرمایه‌گذاری مشترک ایران درحال توسعه بوده است و بیش از دو دهه از شکل‌گیری اولین صندوق می‌گذرد و دستاوردهای بزرگی داشته است. با نگاهی به روند توسعهٔ گذشته، صنعت صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ایران به یک ابزار مهم سیستم مالی کشور تبدیل شده است.

صندوق‌های سرمایه‌گذاری ایرانی نسبتاً رادیکال‌تر هستند، زیرا مدیران صندوق‌های بازار سرمایهٔ بازدهی بالا یا فوق‌العاده را به‌عنوان هدف مدیریت دنبال می‌کنند و بازده صندوق‌های مشترک ایرانی تقریباً به بازده صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری در کشورهای توسعه‌یافته می‌رسد؛ بنابراین، صنعت صندوق‌های مشترک ایرانی به سرعت درحال توسعه است. با این‌حال، تحقیقات آکادمیک درمورد صنعت صندوق‌های مشترک ایرانی هنوز کافی نیست. علاوه‌بر این، ساختن یک سیستم پیش‌گیری از ریسک مالی، نظارت بر ریسک بازار مالی، و پیش‌بینی و جلوگیری از رویدادهای سیستمی به‌طور مؤثر از موضوعات تحقیقاتی بسیار مهم برای حفظ امنیت مالی ملی است.

وقوع بحران اقتصادی سال‌های ۲۰۰۷–۲۰۰۸م.، باعث ایجاد علاقهٔ مجدد به تحقیقات اقتصادی در رابطه با ارتباط بین بازارهای مالی، فعالیت‌های اقتصادی و سرریز شدن بحران مالی و رکود اقتصادی در کشورها شد (چن و سملر[8]، ۲۰۱۸). بحران مالی جهانی اخیر مثالی از شدیدترین اثر اقتصادی در سراسر جهان از زمان رکود بزرگ ناشی از اثرات مسری آن است؛ از این‌رو اندازه‌گیری، تحلیل استرس در سیستم مالی و موضوع ثبات آن موردتوجه بسیاری از اقتصاددانان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است (پولات و اوزکان[9]، ۲۰۱۸). تقویت پیش‌گیری و کنترل ریسک‌های مالی و تمرکز بر ثبات مالی ملی به وظیفهٔ مهمی برای کشورها تبدیل شده است. از آنجایی‌که استرس مالی می‌تواند اطلاعات مهم اقتصاد کلان را منعکس کند، این سؤال جدیدی را در مورد این‌که آیا استرس مالی

---

1. Ferson & Schadt
2. volatility index
3. Bali et al.
4. Itamar Drechesler
5. Kang et al.
6. Racicot & Theoret
7. Caglayan et al.
8. Pu Chen & Willi Semmler
9. Onur Polat & Ibrahim Ozkan

می‌تواند بر بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری در بازارهای نوظهور، به‌ویژه در ایران تأثیر بگذارد، ایجاد می‌کند. درمیان مطالعات قبلی، تنها چند مطالعه وجود دارد که بر رابطهٔ بین بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و اقتصاد کلان تمرکز دارند.

بنابراین، در این پژوهش، نگارندگان رابطهٔ بین بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری (در سهام و مختلط) بازار سرمایهٔ ایران و استرس مالی اقتصاد را بررسی می‌کنیم و با توجه به اهمیت صندوق‌ها در بازار سرمایه و جذب وجوه خُرد و لزوم آگاهی از آثار استرس مالی بر عملکرد بازار سرمایه، این پژوهش به‌دنبال یافتن پاسخ به سؤالاتی از این قبیل است؛ اثرپذیری صندوق ها از استرس مالی چگونه است؟ آیا تفاوتی میان اثر استرس مالی بر عملکرد صندوق‌های در سهام و صندوق‌های مختلط وجود دارد؟ آیا قرار گرفتن صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در معرض استرس مالی می‌تواند بازده آینده آن‌ها را کاهش دهد یا خیر.

در ادامهٔ سازماندهی این پژوهش به این شرح است که: بعد از ارائه مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موضوع که دربرگیرندهٔ مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت‌گرفته در این زمینه است، ارائه می‌شود؛ سپس، در بخش سوم به معرفی مدل و ساخت شاخص ترکیبی استرس مالی پرداخته شده است. بخش چهارم به تخمین مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ای پژوهش اختصاص یافته؛ و درنهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مفهوم استرس مالی

شاخص استرس مالی (FSI[1]) با هدف نشان‌دادن عملکرد سیستم مالی به‌دلیل عدم قطعیت یا استرس و ارائه اندازه‌گیری کلی استرس مالی در سیستم مالی (که شامل: بازار پول، بازار سهام و بازار ارز است) تعریف می‌شود. شناخت و اندازه‌گیری استرس مالی به مقامات نظارتی، دولت، سیاست‌گذاران و سایر ذینفعان امکان می‌دهد تا وضعیت کلی بخش مالی را درک کنند. استرس مالی یک شاخص ترکیبی است که اطلاعات این بازارها را جمع‌آوری می‌کند تا یک اندازه‌گیری واحد استرس را برای کل سیستم مالی ارائه دهد (هوتاری[2]، ۲۰۱۵). این امر نظارت بر سیستم مالی را آسان‌تر کرده و احتمال وقوع هرگونه بحران مالی را پیش‌بینی می‌کند. FSI یک متغیر بسیار مفید و مناسب در یک مدل هشدار اولیه است.

اگرچه هیچ اتفاق‌نظری درمورد تعریف استرس مالی وجود ندارد، اما معمولاً پذیرفته شده است که به اختلال در عملکرد بازار مالی اشاره دارد (آکلان و همکاران[3]، ۲۰۱۵)؛ به‌عبارت‌دیگر، استرس مالی دلالت‌بر وقوع یک رویداد یا رویدادهایی است که عملکرد متعارف سیستم مالی برای ارائه خدمات مالی را مختل کرده و تأثیرات منفی‌بر عملکرد کلی اقتصاد دارد. یکی از مشخصه‌های رایج استرس مالی، افزایش عدم‌اطمینان طلبکاران و سرمایه‌گذاران درمورد ارزش واقعی دارایی‌های مالی است که به نوبهٔ خود منجر به افزایش نوسان قیمت دارایی‌ها می‌شود. محاسبه FSI نه‌تنها برای ارزیابی شرایط کلان اقتصادی، بلکه برای تعیین منابع ایجاد تلاطم در بخش مالی نیز مهم است.

---

1. Financial Stress Index
2. Houtari
3. Aklan

در اکثر اصطلاحات، استرس مالی را می‌توان به منزلهٔ قطع عملکرد طبیعی بازارهای مالی دانست. توافق درمورد تعریف مشخص‌تر آسان نیست، زیرا هیچ دو شاخص استرس مالی دقیقاً یکسان نیستند. هنوز هم، اقتصاددانان تمایل دارند برخی از پدیده‌های اصلی را با استرس مالی مرتبط کنند. اهمیت نسبی این پدیده‌ها ممکن است از یک قسمت استرس مالی به قسمت دیگر متفاوت باشد (هاکیو و کیتون[1]، ۲۰۰۹).

۲-۲. سازوکار صندوق های سرمایه‌گذاری

بازارهای مالی در دهه‌های اخیر با تحولات چشم‌گیری مواجه شده‌اند، از دههٔ ۱۹۸۰، تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، درک رفتار سرمایه‌گذاران و شناخت عوامل مؤثر در جذب پس‌اندازهای سرمایه‌گذاران به سمت این نوع از ابزارمالی، ازجمله عواملی بوده است که توجه دانشگاهیان، سرمایه‌گذاران و نهادهای نظارتی را برانگیخته است، به‌طوری‌که این صندوق‌های سرمایه‌گذاری در نقش واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری غیرحرفه‌ای و پر ریسک را به سرمایه‌گذاری حرفه‌ای و کم‌ریسک تبدیل کرده و به اندازهٔ سهم خود در بازار سرمایهٔ کشور، هم برای سرمایه‌گذار و هم سیاست‌گذار نقش مثبتی را ایفا می‌کند.

درمجموع، صندوق‌های سرمایه‌گذاری با توجه به امکانات و توانایی‌هایی که در اختیار دارند، تلاش می‌کنند که سرمایه‌گذاری در بازار را جذاب‌تر کرده و فرصت‌ها و انتخاب‌های بیشتری را با ریسک کمتر و بازدهی بالاتر برای سرمایه‌گذاران فراهم کنند. د حال حاضر، ۱۲۳ صندوق سرمایه‌گذاری (در سهام و مختلط)، و با مجموع ارزش خالص دارایی‌های به ارزش ۶۶,۳۵۸,۷۳۲ میلیارد ریال در بازار سرمایهٔ ایران فعال است که انتخاب این صندوق‌ها و رسیدن به سود و منفعت مناسب همراه با ریسک پایین‌تر مستلزم شناخت این صندوق‌ها براساس ویژگی‌های آن‌ها است که افراد در انتخاب هرکدام از این صندوق‌ها باید به آن توجه داشته باشند.

۲-۳. ویژگی‌های اصلی استرس مالی

حتی اگر به سختی بتوان تعریف دقیقی برای استرس مالی به‌دست آورد، پدیده‌های خاصی وجود دارد که معمولاً با استرس مالی همراه است. «هاکیو» و «کیتون» (۲۰۰۹) ارائه جامعی از ویژگی‌های کلیدی استرس مالی ارائه می‌دهند. آن‌ها خاطرنشان می‌کنند که حتی اگر اندازه‌گیری استرس مالی دشوار باشد، برخی از پدیده‌های کلیدی در طول زمان با استرس مالی همراه هستند. نویسندگان پنج ویژگی استرس مالی را فهرست می‌کنند: ۱) افزایش عدم اطمینان درمورد ارزش‌های اساسی دارایی‌ها، ۲) افزایش عدم اطمینان درمورد رفتار سایر سرمایه‌گذاران، ۳) افزایش عدم تقارن اطلاعات، ۴) کاهش تمایل به نگه‌داری دارایی‌های خطرناک و ۵) کاهش تمایل به نگه‌داری دارایی‌های کمتر نقد شونده.

ارتباط این پدیده‌ها ممکن است از یک قسمت استرس مالی به قسمت دیگر متفاوت باشد، اما به گفتهٔ هاکیو و کیتون (۲۰۰۹)، هر قسمت از استرس مالی حداقل شامل یکی از پدیده‌ها و اغلب حتی همهٔ آن‌ها می شود. از آنجا که هیچ نظریهٔ اقتصادی یا مالی مبنی‌بر این‌که FSI می تواند مستقیماً براساس آن ساخته شود، وجود ندارد؛

[1]. Hakkio & Keeton

ویژگی‌های استرس مالی نقطهٔ شروع ارزشمندی برای مشاهده و اندازه‌گیری تجربیات استرس مالی و هم‌چنین ایجاد FSI است.

«هولو» و همکاران[1] (۲۰۱۲) اشاره می‌کند که این ویژگی‌ها را می‌توان ازطریق علائم قابل مشاهدهٔ استرس مالی، مانند نوسان بیشتر قیمت دارایی‌ها، زیان‌های ارزش‌گذاری دارایی‌های بزرگ یا پیش‌فرض‌های ریسک نقدینگی بیشتر، تحت‌نظر گرفت. افزایش نوسانات قیمت دارایی هم‌چنین این احتمال را افزایش می‌دهد که واسطه‌های مالی مانند صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک مجبور به تسویهٔ دارایی برای تأمین بازخرید شوند. برای محافظت در برابر چنین رویدادهایی، سرمایه‌گذاران و مؤسسات مالی به‌دنبال ساخت دارایی‌های نقدشوندهٔ خود خواهند بود. دلیل دیگر احتمالی پرواز به سمت نقدینگی، کاهش قدرت نقدشوندگی دارایی است. همان‌طورکه قبلاً اشاره شد، استرس مالی اغلب با عدم تقارن بیشتر اطلاعات بین خریداران و فروشندگان دارایی‌های مالی همراه است. در چنین شرایطی، انتخاب نامطلوب ممکن است باعث شود ارزش بازار برخی دارایی‌ها کاملاً کمتر از ارزش‌های بنیادی آن‌ها باشد. سرمایه‌گذاران چنین دارایی‌هایی را نقدشونده می‌دانند، زیرا نمی‌توان آن‌ها را برای جمع‌آوری پول نقد بدون خسارت قابل‌توجهی فروخت.

۲-۳. استرس مالی و بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری

استرس مالی همان‌طورکه پیش‌تر توضیح داده شد، اختلال در توانایی سیستم مالی در ارائه اعتبار به اقتصاد است. یکی از ویژگی‌های مشترک استرس مالی افزایش عدم قطعیت طلبکاران و سرمایه‌گذاران درمورد ارزش واقعی دارایی‌های مالی است که به نوبهٔ خود منجر به افزایش نوسان قیمت دارایی‌ها می‌شود (هووتاری، ۲۰۱۵). افزایش بی‌ثباتی قیمت دارایی‌ها باعث می‌شود شرکت‌ها در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری خود محتاطتر عمل کنند، درحالی‌که خانوارها هزینه‌های خود را کاهش می‌دهند. این درنهایت منجر به کاهش فعالیت اقتصادی می‌شود.

براساس ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها، تأثیر تغییرات در شاخص‌های اقتصادی از طریق کانال‌های مختلف بر بازده دارایی‌ها بوده و عوامل کلان اقتصادی را می‌توان به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم با روند قیمت دارایی‌های مالی ترسیم کرد. «چن» و همکاران[2] (۱۹۸۶) و چن[3] (۱۹۹۱) استدلال می‌کنند که عوامل کلان اقتصادی نقش مهمی در معادلهٔ بازده موردانتظار اوراق بهادار دارند. «فاما» و «شورت»[4] (۱۹۷۷)، «کیم» و «استامباو»[5] (۱۹۸۶)، «کمپبل»[6] (۱۹۸۷)، «کمپبل» و «شیلر»[7] (۱۹۸۸)، و «فاما» و «فرنچ»[8] (۱۹۸۸؛ ۱۹۸۹) استدلال می‌کنند که عوامل اصلی اقتصاد کلان (شامل نرخ‌های بهرهٔ کوتاه‌مدت، تورم، اسپردهای مدت‌دار و اسپردهای پیش‌فرض) می‌توانند از طریق کانال‌های مختلف بر قیمت سهام، اوراق قرضه، ارز خارجی و مشتقات مالی تأثیر بگذارند.

---

1. Hollo et al.
2. Chen et al.
3. Chen
4. Fama & Schwert
5. Keim & Stambaugh
6. Campbell
7. Campbell & Shiller
8. Fama & French

به‌دنبال آن‌ها، «توروس» و همکاران (۲۰۰۴)، نشان‌دادند که متغیرهای کلان اقتصادی پایه نه‌تنها عوامل تأثیرگذار هستند، بلکه پیش‌بینی‌کننده‌های خوبی برای قیمت دارایی‌ها نیز هستند. براساس تحقیقات اولیه، بسیاری از مطالعات شواهد نظری و تجربی برای رابطهٔ بین تغییرات کلان اقتصادی و بازده دارایی ارائه کرده‌اند (بالی و همکاران، ۲۰۱۲؛ بلوم، ۲۰۰۹؛ درچسلر، ۲۰۱۳).

آن‌ها دریافتند که مدل پیش‌بینی بازده دارایی با درنظر گرفتن متغیرهای اقتصادی و محدودیت‌های اقتصادی می‌تواند عملکرد مدل پیش‌بینی را بهبود بخشد و اهمیت متغیرهای کلان اقتصادی را برای پیش‌بینی بازده دارایی تأیید کرد. علاوه‌بر این، «کانگ» و همکاران (۲۰۱۱) و «بالی» و همکاران (۲۰۱۷)، رابطهٔ بین بازارهای مالی و اقتصاد کلان را با ترکیب چندین متغیر اقتصاد کلان در یک شاخص و با استفاده از چندین شاخص کلان اقتصادی بررسی کردند. آن‌ها نشان‌دادند که شاخص کلان اقتصادی که ساخته‌اند می‌تواند حق بیمهٔ سهام را به‌دست آورد و قیمت‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت سهام را به‌خوبی پیش‌بینی کند؛ بنابراین لازم است در هنگام پیش‌بینی بازده دارایی‌ها، تغییرات کلان اقتصادی را درنظر گرفت.

در سال‌های اخیر، بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک به یک نقطهٔ داغ در تحقیقات دانشگاهی تبدیل شده است. مدیران صندوق فعالانه به‌دنبال فرصت‌های سرمایه‌گذاری جدید هستند. هنگامی‌که بازارهای مالی تغییر می‌کنند، مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری، پرتفوی دارایی‌های خود را با توجه به اطلاعات نامشخص شاخص‌های اقتصاد کلان پیش‌رو تنظیم می‌کنند. قدیمی‌ترین ادبیات در این‌زمینه «فرسون» و «شات»[1] (۱۹۹۶) هستند که عملکرد سرمایه‌گذاری صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را با متغیرهای اطلاعات اقتصادی عقب‌مانده بررسی کردند.

بالی و همکاران (۲۰۱۱؛ ۲۰۱۴) دریافتند که مواجهه با ریسک β ناشی از بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری به متغیرهای کلان اقتصادی می‌تواند بازده صندوق آینده را پیش‌بینی کند، به‌طوری‌که بین ریسک کلان اقتصادی و بازده صندوق هم‌بستگی مثبت و معناداری وجود داشت. «فرنچ» و «لی» (۲۰۲۱) دریافتند که عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی ایالات متحده و جهانی به‌شدت و به‌طور منفی با جریان‌های صندوق سهام در کوتاه‌مدت مرتبط هستند و تأثیر تجمعی مثبتی‌بر تخصیص سهام به ایالات متحده دارند. «راسکیوت» و «ثورت» (۲۰۱۶)، دریافتند که ریسک سیستماتیک صندوق‌های سرمایه‌گذاری با حرکت‌های اقتصادی دوره‌ای مرتبط است و در سال (۲۰۱۹)، بررسی می‌کنند که چگونه عدم اطمینان کلان اقتصادی و مالی بر رفتار استراتژی صندوق‌های سرمایه‌گذاری در بازدهی بالاتر تأثیر می‌گذارد. عدم اطمینان کلان اقتصادی یا مالی بر بتای بازار (استراتژی سرمایه‌گذاری) تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین، آن‌ها پیشنهاد کردند که مدیران صندوق باید استراتژی سرمایه‌گذاری صندوق سرمایه‌گذاری خود را با توجه به تغییرات ریسک و عدم اطمینان کلان اقتصادی تغییر دهند.

با این‌حال، آیا رابطه بین صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و تغییرات کلان اقتصادی یکسان است؟ تحقیقات دانشگاهی بحث برانگیز است و منابع مرتبط درحال‌حاضر کمیاب است.

---

[1]. Ferson & Schadt

از نظر بازارهای کارآمد، مانند بازار وجوه ایالات متحده، بالی و همکاران (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که قرار گرفتن در معرض ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری در برابر عدم قطعیت اقتصاد کلان به‌طور مثبت معنی‌دار نبود و عدم قطعیت اقتصاد کلان نمی‌تواند تفاوت‌های مقطعی در بازده صندوق‌های مشترک را پیش‌بینی کند. آن‌ها استدلال کردند که به‌نظر می‌رسد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در ایالات متحده فاقد توانایی‌های زمان‌بندی بازار هستند. «ژنگ» و همکاران[1] (۲۰۲۱) تحلیل می‌کند که مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری دارای مهارت در زمان‌بندی ارزش‌گذاری نادرست بازار سهام هستند.

(هاکیو و کیتون، ۲۰۰۹) سه کانال احتمالی را فهرست کرده‌اند که از طریق آن‌ها افزایش استرس مالی می‌تواند منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی (بازدهی بازارهای مالی، قیمت‌گذاری دارایی‌ها) شود. این موارد عبارتنداز: ۱) افزایش عدم قطعیت درمورد قیمت دارایی‌های مالی و چشم‌انداز اقتصادی به‌طورکلی، ۲) افزایش هزینه‌های تأمین مالی برای مشاغل و خانوارها ۳) تشدید استانداردهای اعتباری توسط بانک‌ها. عدم اطمینان درمورد قیمت‌ها و چشم‌انداز اقتصادی منجر به افزایش نوسان در قیمت دارایی‌ها می‌شود، که به‌دنبال آن شرکت‌ها محتاط‌تر شده و تصمیمات سرمایه‌گذاری را به تأخیر می‌اندازند و هم‌چنین خانوارها هزینه‌های خود را کاهش می‌دهند. این امر با افزایش عدم قطعیت خانوارها درمورد درآمد آیندهٔ آن‌ها همراه است. این واکنش‌ها درنهایت منجر به کاهش فعالیت اقتصادی واقعی می‌شود.

افزایش هزینه‌های تأمین مالی هزینه‌ها ناشی از افزایش نرخ بهره در بازارهای سرمایه است که ناشی از فرار به‌سمت کیفیت، پرواز به نقدینگی و هم‌چنین افزایش عدم تقارن اطلاعات است که به‌دنبال افزایش استرس مالی ایجاد می‌شود. افزایش هزینه‌های تأمین مالی ممکن است باعث کاهش هزینه‌های مشاغل و خانوارها شود که این امر باعث کاهش بیشتر فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. درنهایت، استرس مالی می‌تواند با کاهش استانداردهای اعتباری بانک‌ها منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی شود. پرواز به‌سمت کیفیت، پرواز به نقدینگی و افزایش عدم تقارن اطلاعات نیز می‌تواند تمایل بانک‌ها را برای وام‌دهی کاهش دهد و بانک‌ها را وادار به افزایش نرخ بهرهٔ وام‌های جدید و هم‌چنین افزایش حداقل استانداردهای اعتباری خود کند. هر دو ممکن است منجر به کاهش هزینه‌ها شوند، زیرا تأمین مالی هم گران‌تر است و هم مشکل‌تر در دسترس است.

۳. پیشینهٔ پژوهش

«رضاقلی‌زاده و «رجب‌پور» (۱۴۰۰) در مقاله‌ای به بررسی استرس مالی، ریسک سیاسی و رشد اقتصادی طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ در ایران پرداختند، یافته‌های حاصل از پژوهش بیانگر این است که افزایش استرس مالی بر رشد اقتصادی کشور تأثیر منفی داشته است.

«حیدری» و همکاران (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر استرس مالی بر رشد بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت و خدمات) در ایران پرداخته‌اند. برای این‌منظور، از داده‌های فصلی ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۹۶:۴ بخش‌های بانکی، بازارهای سهام و ارز استفاده و با بهره‌گیری از روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی، وزن‌دهی اعتباری و نیز رویکرد

[1]. Zheng et al.

واریانس ناهم‌سانی شرطی خود توضیح تعمیم‌یافتهٔ نمایی (EGARCH) به برآورد شاخص‌های قیمتی و مقداری چندبُعدی استرس مالی «در داخل» و «در میان» بخش‌های مختلف سیستم مالی (بخش بانکی، بازار سهام و بازار ارز) پرداخته شده است. نتایج حاکی از آن است که با وجود دوره‌های استرس مالی شدید در ایران در بازهٔ زمانی موردنظر، تأثیر آن بر رشد بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات ناچیز و یا در بیشتر مواقع بی‌معنی است.

«غفاری‌گل‌افشانی» و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهشی به طراحی شاخص استرس مالی و آزمون آن در شرایط عدم قطعیت برای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ پرداختند، در این پژوهش از سه عامل تلاطم ارز، تلاطم شاخص بورس و تلاطم صنعت بانکی برای طراحی و ساخت شاخص استرس مالی استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تمامی متغیرهای مستقل پژوهش اثر مثبت و معنی‌داری بر روی شاخص استرس مالی داشته، به‌جز شاخص تلاطم قیمت سکه که اثری منفی و معنی‌داری دارد.

برخورداری و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهشی با عنوان «اثرات شوک نرخ ارز بر ارزش صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران» با به‌کارگیری الگوی پارامترهای متغیر طی زمان و با استفاده از داده‌های فصلی طی یک دورهٔ ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ پرداختند. نتایج این پژوهش بیانگر این‌ست که نحوهٔ اثرپذیری ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختل بازار سرمایه نسبت به شوک نرخ ارز متناسب با نوع تولید و ارائه خدمات در هر یک از این شرکت‌ها متفاوت است.

«عبادی» و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهشی با عنوان ریسک سیستمی و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ و با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره و روش هم‌بستگی شرطی ثابت و پویا پرداختند. نتایج بیانگر آن است که شواهد سرایت و ریسک سیستمی درمیان صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک وجود دارد.

«شقاقی» و «مفیدآبادی» (۱۳۹۹)، با هدف بررسی و تبیین تأثیر استرس مالی بر پیش‌بینی شاخص‌های کلان اقتصادی ایران در قالب پنج‌مرحله انجام شده است؛ در مرحلهٔ اول تأثیر متغیرهای مالی بر استرس مالی مطابق مبانی نظری پژوهش با استفاده از روش پنل دیتا و اثرات تصادفی سنجش شده است؛ و در ادامه نیز با ساخت یک شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی با به‌کارگیری مدل آرچ و گارچ، امکان بررسی رابطهٔ میان رشد اقتصادی و شاخص نااطمینانی استرس مالی فراهم شد. سپس، در ادامه نیز مطابق نتایج بررسی تأثیر استرس مالی برروی رونق و رکود اقتصادی به‌روش پرسپترون چند لایه، احتمال رکود اقتصادی از سال ۱۳۹۷ تا فصل اول ۱۳۹۹ برآورد گردید؛ و با شروع فصل دوم ۱۳۹۹ نیز انتظار رونق اقتصادی پیش‌بینی گردید. با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت که استرس مالی در تشخیص رکود و رونق اقتصادی نقش به‌سزایی دارد.

«حیدریان» و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهشی به محاسبهٔ شاخص استرس مالی و تحلیل تأثیرهای آن بر رشد اقتصادی ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶ با استفاده از مدل خود رگرسیون «مارکف سوئیچینگ» پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، اقتصاد ایران طی ۱۳ سال استرس منفی و طی ۹ سال استرس مالی مثبت داشته که به‌ترتیب باعث کاهش و افزایش رشد اقتصادی در کشور شده است.

«ابراهیمی‌شقاقی» و همکاران (۱۳۹۸)، در مقاله‌ای تحت عنوان «مطالعهٔ اثر شاخص استرس مالی بر رشد اقتصادی در ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳» دریافتند که شاخص استرس مالی در مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد.

«درگاهی» و «نیکجو» (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های فصلی بازارهای مالی ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۷ شاخص استرس مالی را برای اقتصاد ایران به‌دست آورده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر تنش در بازارهای مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی منفی و معنادار بوده و اهمیت تنش بخش بانکی در رشد اقتصادی بیش از سایر بازارهای مالی می‌باشد.

«خو» و همکاران[1] (۲۰۲۳)، در مقاله‌ای با عنوان «استرس مالی و پیش‌بینی بازدهی»، به بررسی مفهوم شاخص استرس مالی چین که توسط «پارک» و «مرکادو» (۲۰۱۴) بر قیمت‌گذاری دارایی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در ابتدا شاخص استرس مالی چین رابطهٔ منفی معنی‌داری با بازده‌های بعدی بازار سهام دارد. دوم، از شواهد آماری، اثر پیش‌بینی‌کنندهٔ شاخص استرس مالی چین به‌طور قابل‌توجهی بهتر از متغیرهای کلان اقتصادی رایج و سایر شاخص‌های استرس مالی موجود برای دوره‌های داخل و خارج از نمونه است. سوم، طبق نتایج یک تحلیل افق بلند، شاخص استرس مالی چین قدرت پیش‌بینی بهتری برای بازده در بازارهای صعودی نسبت به بازارهای نزولی دارد.

«لو» و «کارپانتیر»[2] (۲۰۲۳)، در پژوهشی یک چارچوب تست استرس نقدینگی با رویکرد زمان تا انحلال، شوک دوگانه، کلان احتیاطی و کانال تقویت برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری لوکزامبورگ ارائه کردند. براساس این چارچوب، آزمون استرس نقدینگی برای نمونه‌ای از صندوق‌های سرمایه‌گذاری لوکزامبورگ با کل دارایی‌های خالص ۱.۱ تریلیون یورو و سیاست‌های سرمایه‌گذاری متنوع (صندوق‌های سهام، صندوق‌های اوراق قرضه، صندوق‌های اوراق قرضه با بازده بالا (HY)، بازارهای نوظهور (EM) اعمال می‌شود. نتایج علاوه‌بر این‌که، نسبت وجوه را ازنظر استراتژی سرمایه‌گذاری و اندازهٔ صندوق را نشان می‌دهد. زمان موردنیاز وجوه، برای عکس‌العمل به شوک‌های بازخرید و نقدینگی دارایی، زمان انحلال به ازای هر استراتژی سرمایه‌گذاری و اندازهٔ صندوق را که می‌تواند شوک‌ها را برای یک افق زمانی معین و هم‌چنین متوسط برآورده کند مشخص می‌کند.

«ژو» و همکاران[3] (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای چگونگی تأثیرگذاری ریسک کلان اقتصادی بر قیمت دارایی را با ساخت یک شاخص جدید استرس مالی اندازه‌گیری و بررسی می‌کنند و به‌طور تجربی رابطهٔ قیمت‌گذاری بین استرس مالی و بازده صندوق مشترک چینی را تأیید می‌کند؛ علاوه‌بر این، نتایج تحقیق را هنگامی‌که آزمایشات را با استفاده از سایر شاخص‌های کلان اقتصادی انجام‌دادند یا کنترل چهار عامل FAMA -French و Carhart را کنترل کردند، قوی باقی می‌ماند.

«کاگلایان» و همکاران[4] (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای به بررسی نقش رفتار گله‌ای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در حرکت بازدهی سهام چین پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که رفتار گله‌ای صندوق‌های سرمایه‌گذاری به‌طور قابل‌توجهی حرکت بازده سهام چینی را کاهش می‌دهد و شواهدی برای وجود رفتار گله‌داری منطقی توسط صندوق‌های مشترک ارائه می‌دهد. آن‌ها متوجه شدند که اثر منفی دسته‌بندی صندوق‌های مشترک بر حرکت بازده برای سهام با نوسان کم و مالکیت صندوق‌های مشترک بالا بیشتر است.

---

1. Xu et al.
2. Serigne Lô and Jean-François Carpantier
3. Zhu et al.
4. Caglayan et al.

«شیم» و «شین»[1] (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای استرس مالی در کشورهای وام‌دهنده و خروج سرمایه از اقتصادهای بازار درحال ظهور را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که وقتی استرس مالی، اندازه‌گیری شده با اسپرد CDS دولت یا بانک یا اسپرد اوراق مشارکت، افزایش می‌یابد، بانک‌های بین‌المللی وام‌دهی خود را به EME کاهش می‌دهند، که به‌عنوان محرک اصلی خروج سرمایه از EME عمل می‌کند. به‌طور خاص، استرس مالی در کشورهای وام‌دهنده محرک مهم‌تری نسبت به شرایط مالی محلی و مبانی اقتصاد کلان EMEها است.

«لیو» و همکاران[2] (۲۰۲۱)، در پژوهشی، اثر غیرخطی شوک‌های قیمت نفت بر استرس مالی در کشور چین و با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکف بررسی کردند؛ نتایج تجربی نشان می‌دهد که اثرات سه شوک قیمت نفت در رژیم‌های مختلف غیرخطی است. به‌طور خاص، شوک‌های عرضهٔ نفت عمدتاً تأثیر مثبت قابل‌توجهی بر FSI چین در حالت نوسان کم دارد. شوک‌های تقاضا اثرات منفی بر FSI چین در رژیم های مختلف دارد، اما این اثر در حالت نوسان کم، بیشتر است.

«پولات» و «اوزکان»[3] (۲۰۱۹)، در تحقیقی مکانیسم‌های انتقال استرس مالی به فعالیت‌های اقتصادی در ترکیه را بررسی کردند. پویایی شاخص استرس مالی نشان می‌دهد که این شاخص سیگنال‌های مناسبی برای رویدادهای استرس مالی شناخته شده ایجاد می‌کند. تعامل پویا بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی واقعی با استفاده از مدل VAR ساختاری (SVAR) بررسی شده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که وخامت شرایط مالی بر فعالیت‌های واقعی اقتصادی به‌طور قابل‌توجهی و منفی تأثیر می‌گذارد.

«ایدریس» و «قیوم» (۲۰۱۸)، به بررسی رابطهٔ ریسک پریشانی مالی و بازده حقوق صاحبان سهام شرکت‌های دارای مشکل مالی فهرست‌شده در بورس اوراق بهادار پاکستان (PSX) از دورهٔ زمانی ۲۰۱۰–۲۰۱۶م. پرداختند. داده‌های پانل (نامتعادل) برای به‌دست آوردن یافته‌های تجربی مورداستفاده قرار گرفت و نشان‌داد که ریسک درماندگی مالی و اثر ارزش ویژهٔ دفتری به بازار ازنظر آماری برای توضیح بازده سهام شرکت‌های دارای مشکل به‌دلیل ناکارآمدی بازار ناچیز است. با این‌حال، اثر اندازه در توضیح بازده سهام شرکت‌های آسیب‌دیده معنادار است. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که برای جلوگیری از عدم قطعیت‌ها در PSX، مهم است که ریسک پریشانی مالی را با پیش‌بینی‌کننده بهتر پیش‌بینی کنیم.

«چن» و «سملر»[4] (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای، تغییر رژیم و اثرات سرریز استرس مالی را در یک مدل جهانی VAR چند رژیمی بررسی کردند، استرس مالی که در هر دو رژیم استرس بالا و کم، شوک‌های مالی به یک کشور، اعم‌از بزرگ یا کوچک، می‌تواند تأثیرات بزرگ و پایداری بر بازارهای مالی سایر کشورها داشته باشد و تنها در رژیم استرس بالا، شوک‌های مالی به یک کشور می‌تواند اثرات منفی برروی سایر کشورها داشته باشد. در رژیم استرس بالا، شوک‌های خروجی یک کشور بزرگ می‌توانند تأثیرات بزرگ‌تری بر شرایط مالی نسبت به یک کشور کوچک داشته باشند؛ درحالی‌که در رژیم استرس کم، شوک‌های خروجی یک کشور، بزرگ یا کوچک، تأثیر کمی بر شرایط مالی دارند.

---

1. Shim & Shin
2. Liu et al.
3. Polat & Ozkan
4. Chen & Semmler

«آبورا» و «روی»[1] (۲۰۱۳)، با به‌کارگیری مدل خودرگرسیونی حد آستانهٔ تغییرات شاخص استرس مالی را بر فعالیت‌های اقتصاد و شاخص استری مالی نشان داده است. نتایج نشان می‌دهد که استرس مالی و رشد اقتصادی دارای ارتباط کاملاً معنی‌داری با یک‌دیگر می‌باشند.

۳. معرفی مدل پژوهش

۳-۱. محاسبهٔ شاخص استرس مالی

شاخص استرس مالی بر اساس دو مرحلهٔ زیر ساخته می شود.

الف) انتخاب بازارها و متغیرهای مهم مالی

برای به‌دست آوردن ماهیت گستردهٔ استرس مالی، ما باید شناسایی جنبه‌های اصلی استرس مالی را انتخاب کنیم. در پژوهش حاضر، استرس مالی عمدتاً از سه کانال تشکیل شده است؛ اول، استرس مالی را در بخش بانکی اندازه‌گیری شده است، که اساساً برای ثبات سیستم پرداخت مهم می‌باشد. بخش بانکی نقش مهمی در اقتصادهای پیشرفته دارد؛ زیرا این امر منجر به ریسک سیستمی برای کل سیستم مالی می شود. دوم، استرس مالی را در بازار سرمایه اندازه‌گیری شده است، که به‌عنوان یک کانال جایگزین برای تأمین مالی بخش واقعی عمل می‌کند. این به‌طور عمده مربوط به بازار سهام، بازار اوراق بهادار است. سوم، استرس مالی را در بازار ارز شناسایی شده است، نوسانات بیشتر نرخ ارز معمولاً نشان‌دهندهٔ عدم اطمینان زیاد از ارزش اساسی ارز است. به‌گونه‌ای که بنگاه‌ها ممکن است در معرض ریسک‌های بالاتر برای وام به ارز خارجی قرار بگیرند و وسوسه شوند تا تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را به تعویق بیندازند.

این سه کانال از شاخص‌ها امکان ارزیابی جامع از استرس مالی را فراهم می‌آورند؛ زیرا آن‌ها طیف گسترده‌ای از کانال‌های انتقال از بخش مالی به اقتصاد واقعی را پوشش می‌دهند. این شاخص‌ها ازنظر قیمت، بازده و نوسانات برای محصور کردن کلیهٔ ابعاد متغیرهای اقتصادی بیان شده‌اند. آن‌ها حجم زیادی از اطلاعات را تجسم می‌کنند و سریعاً تغییرات در شرایط مالی را منعکس می‌کنند، این متغییرها به‌شرح ذیل می‌باشند.

ب) ساخت شاخص ترکیبی استرس مالی با استفاده از روش تحلیل مولفه اصلی

مراحل باقی‌مانده در ایجاد FSI که در این بخش موردبحث قرار گرفته است، تجمیع این شاخص‌ها جهت ساخت شاخص استرس مالی است. متغیرهای مورد بحث در بالا نشان‌دهندهٔ شاخص‌های خام استرس ویژهٔ بازار هستند. قبل از تجمیع شاخص‌های استرس، آن‌ها را باید در مقیاس مشترک تغییر داد تا بتوان آن‌ها را با هم مقایسه کرد. FSIهایی که در ادبیات قبلی توسعه‌یافته‌اند روش‌های متعددی ازجمله: روش توزین برابر EWM، تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی PCA، روش وزن‌دهی مبتنی بر رگرسیون، برنامه‌ریزی هدف و روش تجمیع نمونهٔ کارها، و سایر روش‌ها (هوتاری، ۲۰۱۵).

---

[1]. Aboura & Van Roye

تحلیل مؤلفه اصلی فرض می‌کند که هر یک از متغیرهای مورداستفاده برای ساخت FSI برخی از جنبه‌های استرس مالی را دربر می‌گیرد. این عامل، که اولین مؤلفه است، تبدیل به FSI می‌شود. هم‌چنین اطلاعاتی را در مورد استرس سیستمیک فراهم می‌کند که توسط اندازه‌گیری‌های استرس بازار فردی و هم‌چنین تصمیم‌گیری درمورد انتشار سرمایهٔ ضدچرخه‌ای ثبت نمی‌شود (هوتاری، ۲۰۱۵)؛ به‌عبارت دیگر، FSI اطلاعات موردنیاز سیاست‌گذاران و بانک‌های مرکزی را برای توسعهٔ یک محرک مالی ضدچرخه فراهم می‌کند.

اگرچه روش VEW متداول‌ترین روش تجمیع است (ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶؛ سویک و همکاران، ۲۰۰۹؛ پارک و مرکادو[1]، ۲۰۱۴؛ مالگا و هورواچ[2]، ۲۰۱۷)، اما ماهیت سیستمیک یک رویداد استرس را در مقایسه با PCA نشان نمی‌دهد (هاکیو و کیتون، ۲۰۰۹)؛ هم‌چنین، روش VEW هم‌بستگی/حرکت بین شاخص‌های مختلف استرس را شامل نمی‌شود (هووتاری، ۲۰۱۵). یکی دیگر از مزایای مهم استفاده از PCA این است که به جداسازی متغیرها با حداقل اتلاف اطلاعات کمک می‌کند.

۳-۲. مدل خود رگرسیون تغییر رژیم مارکوف[3]

از آنجا که مدل‌های استاندارد فرآیند خودرگرسیون میانگین متحرک[4] مبتنی‌بر معادلات تفاضلی خطی هستند، تصریح‌های پویای جدیدی برای مدل‌سازی رفتار غیرخطی متغیرها لازم می‌آید. مدل تغیر رژیم مارکف یکی از مشهورترین مدل‌های سری‌زمانی غیرخطی است که رفتار متغیرها را در رژیم‌های مختلف توضیح می‌دهد. این مدل در سال ۱۹۸۹م. توسط «همیلتون»[5] به‌منظور استخراج چرخه‌های تجاری معرفی شد. این مدل‌ها دسته‌ای خاص از ردهٔ مدل‌های رگرسیونی آستانه‌ای هستند که با تکیه‌بر ویژگی مارکفی فرآیندهای تصادفی، احتمال ایستایی و یا تغییر وضعیت اقتصادی را از یک رژیم به رژیم دیگر سنجش می‌نمایند. تخمین مدل تغییر رژیم مارکف از روش‌هایی نظیر: تخمین حداکثر درست‌نمایی[6]، ماکزیمم حداکثر انتظار[7] و رویکرد نمونه‌برداری گیبس[8] انجام می‌گیرد. اصلی‌ترین ویژگی مدل‌های تغییر رژیم این است که کل یا برخی از پارامترهای مدل امکان جابه‌جایی بین رژیم‌های مختلف را براساس فرآیند مارکف دارند.

به این‌منظور از این‌روش استفاده کردیم که، مدل‌های تغییر رژیم می‌توانند رفتارهای نظام‌مند بسیاری از سری‌های بازدهی مالی از قبیل دنباله‌های پهن، چولگی و هم‌بستگی‌های درحال تغییر طی زمان را مورد بررسی قرار دهند. حتی هنگامی‌که مدل صحیح نامعلوم باشد، مدل‌های تغییر رژیم می‌تواند تقریب خوبی برای فرآیندهای بسیار پیچیدهٔ بازده سهام به‌دست دهد. ازسوی دیگر، چنین مدل‌هایی می‌توانند پویایی‌های نظام‌مند غیرخطی بازده

---

1. Park and Mercado
2. Malega and Horváth
3. برای توضیحات بیشتر به مطالعه (صباغچی فیروزآباد و همکاران، ۱۴۰۱) فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران مراجعه شود.
4. ARMA
5. Hamilton
6. Maximum Likelihood Estimation (MLE)
7. Expectation Maximization (EM)
8. Gibbs Sampling Approach

دارایی‌ها را در چارچوب تصریح‌های خطی، یا توزیع‌های نرمال شرطی و یا لوگ–نرمال در داخل یک رژیم مورد بررسی قرار دهند (آنگ و تیمرمن[1]، ۲۰۱۲).

برای توضیح بیشتر، یک مدل سادهٔ خودرگرسیونی با دو رژیم را می‌توان به‌صورت زیر نشان‌داد:

$$y_t = \emptyset_{0,St} + \emptyset_{1,St} y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در رابطهٔ فوق، y_t متغیر وابسته، ε_t جزء اخلال دارای توزیع مستقل و مشخص با میانگین صفر و واریانس ثابت $\sigma(s_t)$ می‌باشد. S_t نیز متغیر وضعیت نامدارد و تغییر پارامترهای مدل (مانند: عرض از مبدأ یا ضریب خودرگرسیونی) توسط این متغیر کنترل می‌شود. در یک مدل با دو رژیم، به سادگی می‌توان فرض کرد که S_t، مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند. حالت کلی مدل‌های تبدیل مارکف در بررسی ارتباط بین دو متغیر به‌صورت رابطهٔ زیر قابل بیان است؛ در اصطلاح به صورت مدل‌های MSIAX(k)-ARMA(p, q) بیان می‌شود و بیانگر این است که یک مدل تغییر رژیم مارکف (MS) با K رژیم که در آن عرض از مبدأ (I)، ضرایب خودرگرسیونی و میانگین متحرک (A) و واریانس جزء اخلال (X) تابعی از رژیم بوده و عبارت‌های p و q نیز به‌ترتیب مرتبهٔ مؤلفه خودرگرسیون و میانگین متحرک در معادلهٔ اصلی است.

$$Y_t = c(s_t) + \sum_i^p a_i(s_t) y_{t-i} + \sum_j^q b_j(s_t) x_{t-j} + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۳)$$

در رابطهٔ فوق c عرض از مبدأ مدل بوده و c(st) بیانگر این است که عرض از مبدأ به‌صورت تابعی از متغیر وضعیت بوده و مقادیر آن می‌تواند در هر رژیم متفاوت باشد. بر این‌اساس، تمامی پارامترها و جزء اخلال معادلهٔ ۳ تابعی از متغیر وضعیت S_t می‌باشند. S_t یک متغیر تصادفی گسسته و نهفته (غیرقابل مشاهده) است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند k حالت به خود بگیرد. برای سادگی فرض می‌شود S_t یک فرآیند مارکف از درجهٔ اول می‌باشد.

در این مطالعه براساس ماهیت متغیرها و ساختار اقتصادی، مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده ازجمله «ابورا» و «ون ری» (۲۰۱۷)، «هاکیو» و «کیتون» (۲۰۰۷)، (سویک و همکاران[2]، ۲۰۱۳) اثر شاخص استرس مالی بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک (در سهام و مختلط)، در رژیم‌های مختلف براساس مدل خودرگرسیون تغییر رژیم مارکوف (MS-AR) تجزیه و تحلیل می‌شود.

داده‌های مورداستفاده به‌صورت ماهانه از فروردین سال ۱۳۹۰ تا آذرماه سال ۱۴۰۰ بوده و از سایت بانک مرکزی ایران و مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران گردآوری شده‌اند.

---

[1]. Ang and Timmermann
[2]. Cevik et al.

$$R_t = c(s_t) + \sum_{i}^{p} A_i(s_t) \mathrm{R}_{t-1} + A_j(s_t) stress + \varepsilon_t(s_t)$$

در رابطه بالا، R بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، c ضریب عرض از مبدأ، Ai ضرایب خودررگرسیونی و Aj ضرایب شاخص استرس مالی بوده و تمامی ضرایب به صورت وابسته به رژیم درنظر گرفته شده است.

مدل GARCH در سال ۱۹۸۲توسط «رابرت فرگل انگل» برای تخمین نوسان در بازارهای مالی توسعه‌یافته، معرفی شد. متخصصان مدل‌سازی مالی، اغلب مدل GARCH را ترجیح می‌دهند؛ زیرا برای پیش‌بینی سری‌های زمانی نوسانات در بازار واقعی نسبت به مدل‌های دیگر دقیق‌تر است. استفاده از این مدل چند مزیت دارد، ازجمله: در مقایسه با مدل‌های مشابه از تعداد پارامترهای کمتری برای تخمین استفاده می‌کند.

این مدل ترکیبی، سری‌های زمانی مربوط به بازدهی و واریانس بازدهی را با یک خطای قابل‌قبول برآورد می‌کند.

٤. تحلیل‌های تجربی

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول ۱، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورداستفاده در تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۱: آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش.

Tab. 1: Descriptive Statistics Related to Research Variables.

متغیر	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
بازدهی صندوق‌های در سهام	۳.۴۱	۲.۱۱	-۲۱	۳۶.۶۰	۸.۷۰
بازدهی صندوق‌های مختلط	۲.۸۸	۱.۸۸	-۷.۹۰	۲۱.۲۰	۵.۰۳
شاخص استرس مالی	-۷۴.۰۶	-۲۵.۶۳	-۱۱۰۷.۴۶	-۵.۵۰	۱۴۷.۱۵

طبق جدول (۱)، میانگین بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری در (سهام و مختلط)، نشان می‌دهد که صندوق‌های سرمایه‌گذاری به‌طور متوسط ماهانه بیشتر از دو درصد بازدهی برخوردار بوده‌اند.

انحراف معیار پایین بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مختلط نیز حاکی از پراکندگی پایین این متغیر نسبت به بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام است. هم‌چنین، با مقایسهٔ میانگین بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام (درصد) بیشتر از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مختلط است که این تفاوت نیز با توجه به ریسک‌پذیری بیشتر صندوق‌های در سهام نسبت به مختلط است. انحراف معیار بالای شاخص استرس مالی نیز بیانگر پراکندگی بالای استرس مالی در اقتصاد ایران در طی دورهٔ مورد بررسی می‌باشد.

٤-۱. بررسی مانایی متغیرها

نخستین قدم در تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی بررسی ایستایی متغیرهاست. ضرورت بررسی ایستایی از این جهت است که اگر متغیرها ایستا نباشند، ممکن است مسأله رگرسیون ساختگی رخ‌دهد. بدین‌منظور برای بررسی مانایی متغییرها از آزمون دیکی فولرتعمیم‌یافته استفاده شده و نتایج حاکی از آن است که تمامی متغییرها در سطح مانا می‌باشند[۱].

جدول ۲: نتایج آزمون ریشهٔ واحد.

Tab. 2: The Results of Unit root test.

متغیر	آمارهٔ آزمون	Prob
بازدهی صندوق‌های در سهام	-۶.۸۲۲	۰.۰۰۰
بازدهی صندوق‌های مختلط	-۶.۶۱۷	۰.۰۰۰
شاخص استرس مالی	-۳.۲۵۷	۰.۰۱۹

منبع: محاسبات تحقیق.

٤-۲. برآورد الگوی پژوهش

مدل‌سازی نااطمینانی در سری‌های زمانی مالی در قالب مدل‌های خودرگرسیونی شرطی ناهمسان واریانس (ARCH) با کار «انگل» (۱۹۸۲) مورد توجه قرار گرفت. به‌دنبال آن مدل‌های (ARCH) متعددی موردتوجه قرار گرفتند که بیشترشان مدل‌های ARCH تک‌متغیره بودند. سپس مدل‌های GARCH و MGARCH موردتوجه قرار گرفتند (انگل و فردریک، ۱۹۸۲).

واریانس در طول روند تصادفی سری موردنظر ثابت نیست و تابعی از رفتار جملات خطا می‌باشد. مدل‌های آرچ می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهند؛ بنابراین زمانی می‌توان با استفاده از روش‌های گارچ، مدل را تخمین‌زد که وجود ناهم‌سانی شرطی توسط آزمون اثر ARCH مورد تأیید قرار گیرد. خروجی آزمون اثر آرچ جدول (۳)، وجود ناهم‌سانی واریانس در مدل را تأیید می‌کند. با انجام این آزمون، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر وجود هم‌سانی واریانس رد می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون ناهم‌سانی واریانس برای معادلهٔ میانگین سری بازدهی شاخص کل بورس تهران

Tab. 3: The Results of the Heterogeneity of Variance Test for the Average Equation of the Return Series of the Total Index of the Tehran Stock Exchange.

	آماره	احتمال
F	۲۴.۲۹	۰.۰۰۰
n*R2	۲۰.۶۹	۰.۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق.

[۱]. به‌دلیل رعایت اختصار، جدول نتایج آزمون مانایی گزارش نشده است.

جدول ٤: نتایج برآورد الگوی گارچ (۱، ۱)

Tab. 4: GARCH Model Estimation Results (1, 1).

عنوان	مقدار ضریب	آمارهٔ t
Resid	۰.۴۱۱	۲.۴
Cov	۰۵۴۸	۴.۷

منبع: محاسبات تحقیق.

در ادامه، مدل تغییر رژیم مارکوف درصورتی مدل مناسبی برای تخمین الگو می‌باشد که الگوی داده‌های مورد بررسی غیرخطی باشد؛ از این‌رو، در این بخش برای انتخاب مدل بهینه از بین مدل‌های مختلف تغییر رژیم ابتدا وجود رابطهٔ غیرخطی در داده‌ها با استفاده از آزمون LR مورد بررسی قرار گرفته و سپس با درنظر گرفتن مینیمم مقدار آکائیک و ماکزیمم حداکثر درست‌نمایی، مدل مناسب انتخاب شده است.

در ادامه، با توجه به مبانی نظری بیان‌شده برای دو حالت مختلف صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال در بازار سرمایهٔ ایران، یعنی صندوق سرمایه‌گذاری در سهام و صندوق سرمایه‌گذاری مختلط به‌صورت جداگانه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج تخمین مدل بهینهٔ خودرگرسیون تغییر رژیم مارکوف برای هر یک از صندوق‌های مورد بررسی در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ٥: نتایج برآورد مدل تغییر رژیم مارکف برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام و مختلط

Tab. 1: Estimation Results of the Markov Regime Change Model for Mutual Funds in Stocks and Mixed.

	در سهام		مختلط	
	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم صفر	رژیم یک
	ضریب (مقدار آمارهٔ t)	ضریب (مقدار آمارهٔ t)	ضریب (مقدار آمارهٔ t)	ضریب (مقدار آمارهٔ t)
Constant	۰.۴۷ ***(۱.۱۸)	۵.۴۸ ***(۲.۷۶)	۲.۶۳ ***(۳.۱۵)	۰.۹ ***(۲.۸۶)
AR-1	−۰.۰۰۷ ***(−۰.۰۶)	۰.۴۴ ***(۴.۷۹)	۰.۳۳ ***(۳.۷۵)	−۰.۱۶ ***(۱.۹۶)
AR-1	--	--	۰.۰۲ ۰.۲	−۰.۳۵ ***−۲.۴۰
pca	۰.۰۱ (۴.۴۰)	−۰.۰۲ ***(−۱.۹۴)	−۰.۰۱ ***(−۲.۹۹)	۰.۰۰۴ (۳.۲۶)
sigma	۲.۵۸	۹.۲۶	۴.۹۲	۶.۹۵
Linearity LR-test		Chi^۲ (۴) ۰.۱۵ [۰.۰۰۰۱]	Chi^۲ (۷) ۵۰.۱۱۵ [۰.۰۰۰۰]	
ARCtest		۱.۸۳[۰.۱۶] F(۲.۱۱۴)	۱.۰۱[۰.۳۹] F(3.109)	

Nor-test	Chi^۲ (۲) ۳.۱۳[۰.۲]		Chi^۲ (۲) ۰.۷[۰.۷]	
Portman-test	Chi^۲ (۳۶) ۲۲.۷۹[۰.۹۵]		Chi^۲ (۳۶) ۲۴.۴۳[۰.۹۴]	
تعداد مشاهدات	ماه ۵۹ (۴۶.۰۹%)	۶۹ماه (۵۳.۹۱%)	ماه ۷۷ (۶۰.۶۳%)	ماه ۵۰ (۳۹.۳۷%)

منبع: محاسبات تحقیق.

*، **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

MSAIH (2, 2, 0, 1) برای صندوق مختلط به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شده است. براساس مقادیر عرض از مبدأهای برآورد شده در هر رژیم در جدول (۱) ملاحظه می‌شود که مقدار عرض از مبدأ در هر دو مدل صندوق مورد بررسی، برای رژیم صفر بزرگ‌تر از مقدار عرض از مبدأ در رژیم یک است؛ لذا رژیم صفر به‌عنوان رژیم با بازدهی بالا و رژیم یک به‌عنوان رژیم با بازدهی پایین قابل تفسیر خواهد بود.

مطابق جدول ۵، در رژیم صفر که دورهٔ بازدهی بالای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و مختلط در آن قرار دارد، وجود استرس در بازار مالی به‌ترتیب، باعث کاهش بازدهی صندوق‌ها به‌میزان ۰۲ /۰ و ۰/۰۱٪ خواهد شد. این موضوع بیانگر این است که بازدهی بالای صندوق‌های سرمایه‌گذاری، از یک‌سو ناشی از افزایش قیمت سهام بازار سرمایه و افزایش شاخص کل بورس تهران می‌باشد؛ و از سوی دیگر، به‌دلیل هم‌بستگی بالایی که بین بازار نرخ ارز و شاخص کل بورس وجود دارد، بازدهی بالای صندوق‌ها همراه با استرس مالی شدید خواهد بود. در این شرایط، استرس مالی بالا در سیستم باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران نسبت به‌شرایط متلاطم بازار حساسیت بیشتری داشته و لذا با کوچک‌ترین اخبار منفی نسبت به خروج منابع خود از بازار سرمایه تصمیم بگیرند. در این حالت، خروج منابع از بازار (فروش آتشین) سبب کاهش قیمت دارایی‌های بازار سهام و کاهش بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و مختلط می‌شود.

در مقابل، در رژیم اول که دوره با بازدهی پایین در صندوق‌های سرمایه‌گذاری است، استرس مالی، در صندوق‌های سهام و مختلط به‌ترتیب سبب افزایش بازدهی این صندوق‌ها به‌میزان ۰/۰۱ و ۰/۰۰۴ خواهد شد. درمورد توضیح این ضریب مثبت می‌توان بیان نمود که در شرایط وجود بازدهی پایین برای صندوق‌ها، سرمایه‌گذاران نسبت به یافتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری با بازدهی بالا حساسیت بیشتری از خود نشان می‌دهند؛ ازسوی دیگر، هم‌چنان‌که ذکر شد، وجود استرس مالی به‌معنی افزایش تلاطم و عدم اطمینان در بازار است. درنتیجه، به‌همراه افزایش استرس مالی در بازار و حرکات مثبت و منفی در قیمت سهام، سرمایه‌گذاران جهت یافتن بازدهی‌های بالا انگیزهٔ بیشتری برای ورود به معاملات خواهند داشت که این وضعیت سبب رونق گرفتن معاملات، ورود نقدینگی به بازار و افزایش قیمت سهام شده و بازدهی بالای صندوق‌های سرمایه‌گذاری را به‌همراه دارد.

نکتهٔ قابل‌توجه دیگر این است که اثر افزایش استرس مالی در حالت بازدهی بالای صندوق‌ها، بزرگ‌تر از اثر این افزایش در رژیم بازدهی پایین صندوق‌ها است؛ به‌عبارت دیگر، اثر منفی افزایش استرس مالی بر بازدهی صندوق‌ها، زمانی‌که صندوق‌های سرمایه‌گذاری در رژیم بازدهی بالا قرار دارند بزرگ‌تر از اثر مثبت افزایش استرس

مالی بر بازدهی صندوق‌ها در رژیم بازدهی پایین است. این وضعیت بر عدم تقارن در تأثیر استرس مالی بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری دلالت دارد.

هم‌چنان‌که در جدول (۵) قابل مشاهده است، تمامی ضرایب برآورد شده برای صندوق‌های در سهام به‌لحاظ آماری معنی‌دار هستند. مقدار میانگین (ضریب عرض از مبدأ) برای رژیم صفر برابر با ۵/۴۸ و برای رژیم ۱ برابر ۰/۴۷ است. برای صندوق‌های مختلط، این مقدار در رژیم صفر برابر ۲/۶۳ و در رژیم یک برابر ۰/۹ است.

مقادیر واریانس برآورد شده برای صندوق‌های مختلط در رژیم صفر برابر ۴/۹۲ و در رژیم اول ۶/۹۵ است. برای صندوق‌های سهام نیز، مقادیر واریانس برآورد شده در رژیم اول و دوم به‌ترتیب ۹/۲۶ و ۲/۵۸ است که حاکی از اختلاف بیشتر بین دو رژیم می‌باشد.

در جدول (۵) هم‌چنین نتایج آزمون‌های مربوط به نرمال بودن، ناهم‌سانی واریانس و وجود خودهم‌بستگی جملات اخلال مدل تغییر رژیم انتخاب شده ذکر شده است. جملات اخلال مدل تغییر رژیم مارکف باید نرمال بوده و عاری از خودهم‌بستگی و ناهم‌سانی واریانس باشد. نتایج آزمون‌های مذکور در جدول (۵) نشان می‌دهد که شرایط مذکور (نرمال بودن، همسانی واریانس و عدم وجود خودهم‌بستگی در جملات اخلال) برقرار است.

جدول ٦: ماتریس احتمالات انتقال صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام و مختلط.

Tab. 6: The Matrix of Transfer Possibilities of Mutual Funds in Stocks and Mixed.

	رژیم 0,t	رژیم 1,t
رژیم $0,t+1$	۰.۸۷	۰.۱۱
رژیم $1,t+1$	۰.۱۲	۰.۸۸
متوسط دورهٔ دوام هر رژیم	۹.۸۳	۱۱.۵۰
صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک مختلط		
رژیم $0,t+1$	۰.۹۱	۰.۱۴
رژیم $1,t+1$	۰.۰۸	۰.۸۵
متوسط دورهٔ دوام هر رژیم	۱۱	۸.۳۳

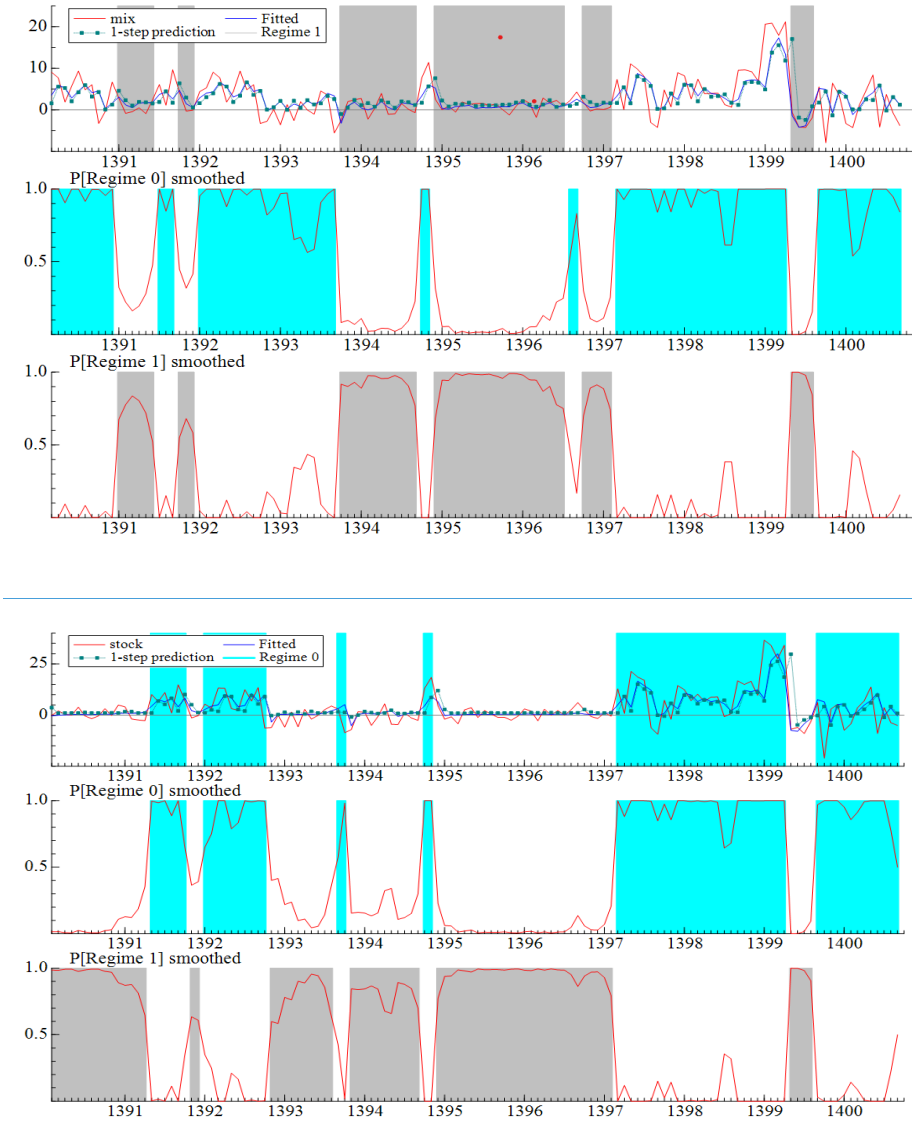
منبع: محاسبات تحقیق.

همان‌طورکه در جدول (۶) احتمال انتقالات هر رژیم به تفکیک برای هر دو نوع صندوق مورد بررسی ارائه شده است، برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، احتمال ماندگاری در هر رژیم در حدود ۸۸٪ بوده و احتمال انتقال به رژیم دیگر در حدود ۱۲٪ برآورد شده است. این جدول، هم‌چنین نشان می‌دهد متوسط طول دوره در رژیم صفر برابر ۹/۸۳ ماه و در رژیم اول برابر ۱۱/۵ ماه است؛ یعنی برای مثال، اگر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام در رژیم صفر باشد، به‌طور متوسط ۹/۸ ماه در این حالت باقی خواهد ماند و با احتمال ۱۲٪ در دورهٔ آتی وارد رژیم با بازدهی پایین خواهد شد که به‌طور متوسط ۱۱/۵ ماه را نیز در این رژیم سپری خواهد کرد.

برای صندوق سرمایه‌گذاری مختلط، احتمال انتقال از رژیم صفر به همان رژیم (یا همان احتمال ماندگاری در این رژیم) بالا بوده و حدود ۹۱٪ می‌باشد؛ به‌عبارت دیگر، اگر بازار در دورهٔ t در رژیم صفر باشد به احتمال تقریبی ۹۱٪ در دورهٔ t+1 نیز در این رژیم باقی خواهد ماند و ۸٪ احتمال دارد که از رژیم

صفر به رژیم یک انتقال یابد؛ از سوی دیگر، احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر در حدود ۱۴٪ می‌باشد. با توجه به دورهٔ دوام هر رژیم نیز ملاحظه می‌شود که متوسط دورهٔ دوام رژیم صفر برابر با ۱۱ ماه است؛ یعنی به‌طور متوسط هر بار که متغیر بازدهی صندوق سرمایه‌گذاری در رژیم صفر قرار می‌گیرد، پیش‌بینی می‌شود که تا ۱۱ ماه در این رژیم قرار داشته باشد. در مقابل متوسط دورهٔ دوام رژیم ۱ که از پایداری کمتری در مقایسه با رژیم صفر برخوردار است، برابر با ۸/۳۳ ماه می‌باشد.

در نمودار ۱، احتمال قرار گرفتن در هر رژیم به نمایش درآمده است. با توجه به احتمال‌های هموار شده مربوط به هر سال، می‌توان مشاهدات را به تفکیک برای رژیم‌های صفر و یک مشخص کرد.



نمودار احتمالات هموار شده بازدهی صندوق های سرمایه‌گذاری مختلط نمودار احتمالات هموار شده بازدهی صندوق های سرمایه‌گذاری در سهام

نمودار ۱: احتمالات هموار شده مربوط به رژیم‌های صفر و یک

Tab. 1: Smoothed Probabilities Related to the Regimes of Zero and One

۵. نتیجه‌گیری

بازارهای مالی به‌عنوان کانال هدایت‌کنندهٔ منابع مالی از بخش غیرمولد به بخش تولید و واقعی اقتصاد، دارای نقش حیاتی در رشد اقتصادی، اشتغال‌زایی، سرمایه‌گذاری: تثبیت متغیرهای پولی و مالی و درمجموع بهبود رفاه جامعه دارند. تا قبل از بحران مالی ۲۰۰۸م.، عمده مطالعات دانشگاهی به توسعهٔ بازارهای مالی توجه می‌کردند و به تأثیر بالقوهٔ شوک‌های مالی توجه کمی داشتند. این درحالی است که، زمانی‌که اقتصاد در حالت استرس است، افزایش استرس مالی تأثیر بسیار قوی‌تری بر بخش اقتصاد واقعی دارد و ازسوی دیگر، تشدید استرس مالی نقش مهمی در انحراف اقتصاد با ثبات ایفا می‌کند. روابط علّی و تعاملات پویا میان متغیرهای کلان اقتصادی و بازار سرمایه که حاکی از پیوند قوی بازار سرمایه با سایر بخش‌های اقتصادی می‌باشد، در تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی و سیاست‌های سیاسی یک کشور بسیار مهم است و اعتقاد بر این است که بازده بازار سرمایه توسط متغیرهای کلان اقتصادی تعیین می‌شود؛ از این‌رو، در صورت ایجاد هرگونه اخلال در عملکرد یکی از بخش‌های اقتصادی، بازار سرمایه یکی از کانال‌های انتقال‌دهندهٔ پیامدها به سایر بخش‌ها خواهد بود؛ به‌طوری‌که با توجه به نقش مهم بازار سرمایه به‌ویژه بورس اوراق بهادار در رشد اقتصادی کشور و هم‌چنین کانال ارتباطی بین بخشی آن با نهادهای اقتصادی توجه به عوامل تأثیرگذار بر عملکرد بورس اوراق بهادار حائز اهمیت است.

اگرچه صندوق‌های سرمایه‌گذاری معمولاً با ریسک پرداخت بدهی مواجه نیستند، اما معمولاً ریسک نقدینگی را متحمل می‌شوند. صندوق‌های سرمایه‌گذاری معمولاً سرمایه‌های سرمایه‌گذاران را برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های هدف با درجه نقدینگی ناهمگن و غالباً متغیر با زمان (مانند: سهام، ابزارهای با درآمد ثابت، سایر ابزارها) جمع‌آوری می‌کنند، درحالی‌که در همان زمان اغلب به سرمایه‌گذاران حق بازخرید آن‌ها را می‌دهند؛ با این‌حال، ازطریق این دگرگونی نقدینگی و ریسک احتمالی ناشی از عدم تطابق نقدینگی است که ملاحظات ریسک سیستمیک پدیدار می‌شوند. در سناریوی درخواست‌های بازخرید بزرگ و غیرمنتظره (مثلاً در طول بحران مالی)، مدیر صندوق باید بخش‌های بیشتری از دارایی‌های نگه‌داری شده توسط صندوق سرمایه‌گذاری را در بازارهای مالی بفروشد تا به تعهد بازخرید سرمایه‌گذاران، احتمالاً با تخفیف، عمل کند. آیا بازار نمی‌تواند آن‌ها را به آرامی جذب کند. همان‌طورکه توسط صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۱) بیان‌شده است، «درحالی‌که استرسی که یک صندوق (یا وجوه سرمایه‌گذاری در کلاس‌های دارایی خاص) با آن مواجه است، ممکن است به‌خودی‌خود مستقیماً تأثیر سیستمی ایجاد نکند؛ زیرا وجوه بسیار قابل جایگزینی هستند، می‌تواند باعث آشفتگی سیستماتیک بازار شود.

هدف این پژوهش در مرحلهٔ اول، ساخت یک شاخص ترکیبی استرس مالی براساس روش تحلیل مؤلفه اصلی بوده و سپس اثر استرس مالی در رژیم‌های بازدهی بالا و پایین صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام و سرمایه‌گذاری مختلط مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج به‌طورکلی نشان‌داد که استرس مالی در وضعیت بازدهی بالای صندوق‌ها سبب کاهش بازدهی صندوق‌ها شده و در مقابل، در وضعیت بازدهی پایین برای صندوق‌ها، افزایش استرس مالی موجب افزایش بازدهی آن‌ها شده است. هم‌چنین نتایج نشان‌داد که اثر افزایش استرس مالی بر بازدهی صندوق‌ها نامتقارن بوده است. این نتایج اولاً تأییدی بر اثرپذیری نامتقارن صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بازار سرمایهٔ ایران از استرس مالی بوده و ثانیاً بر این نکته تأکید دارد که در شرایط بازدهی بالا برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری، تقویت اقدامات نظارتی و احتیاطی در بازار بیشتر احساس می‌شود؛ چراکه در شرایط بازدهی بالا، افزایش استرس

مالی منجر به کاهش عملکرد صندوق‌ها و درنتیجه خروج پول از این صندوق‌ها می‌شود. با درنظر گرفتن این امر که منابع موجود در این صندوق‌ها توسط مدیران حرفه‌ای اداره می‌شود، لذا خروج منابع از این صندوق‌ها بیشتر احتمال دارد که تحت مدیریت سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای قرار گرفته و رفتارهای هیجانی در بازار را افزایش دهد و یا این‌که نقدینگی خارج شده از صندوق‌ها به افزایش تلاطم در سایر بازارهای دارایی منجر شود.

به‌طوری‌که با افزایش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادی دارایی‌های مالی، عدم تقارن اطلاعاتی بازار سرمایهٔ ایران، افزایش ریسک سهام (کاهش میزان نگه‌داری دارای‌های ریسکی) و افزایش نقدشوندگی سهام در بازار سرمایه که هرکدام یکی از ویژگی‌های استرس مالی می‌باشند، که این امر می‌تواند با تغییر در شاخص بازار سرمایه، منجر به استرس مالی شود. این نتیجه با یافته‌های پژوهش‌های «هاکیو» و «کیتون» (۲۰۰۹)، «هاوش» و «هس» (۲۰۰۷) و «نلسن» و «پرلی» (۲۰۰۵) سازگار می‌باشد.

نتایج این پژوهش مبنی‌بر اثرپذیری استرس مالی بر بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری، و رفتار سرمایه‌گذاران در حین وجود استرس مالی در اقتصاد، با نتایج پژوهش‌های «خو» و همکاران[1] (۲۰۲۳)، «ژو» و همکاران (۲۰۲۱)، «کاگلایان» و همکاران (۲۰۲۱)، «عبادی» و همکاران (۱۳۹۹)، «غفاری گل‌افشانی» و همکاران، (۱۴۰۰)، «میرزایی بادیزی» و همکاران (۱۴۰۱)، سازگار بوده؛ به‌طوری‌که اولاً شاخص استرس مالی به‌طور قابل‌توجهی بهتر از متغیرهای کلان اقتصادی وضعیت اقتصادی کشور را نشان می‌دهد و هم‌چنین قدرت پیش‌بینی بهتری برای بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری در بازارهای صعودی نسبت به بازارهای نزولی دارد و به‌طور تجربی رابطهٔ بین قیمت‌گذاری بین استرس مالی و بازده صندوق سرمایه‌گذاری مشترک را تأیید می‌کنند.

با توجه به تجزیه و تحلیل نتایج تحقیق مبنی‌بر اثر استرس مالی بر رفتار سرمایه‌گذاران، با نتایج پژوهش میرزایی بادیزی و همکاران (۱۴۰۱)، سازگار بوده و به این نتیجه رسیده‌اند که با کاهش قیمت اوراق بهادار و ایجاد ترس در بین صاحبان واحد، آن‌ها بخشی از واحدهای خود را ابطال می‌کنند. این ابطال تابعی از بازده دارایی‌های صندوق است. ابطال واحدها با کاهش قیمت اوراق بهادار به‌صورت نمایی افزایش می‌یابد؛ در ادامه پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

اول، دولت باید یک شاخص استرس مالی برای بازارهای مالی (بازار ارز، بازار سهام و بازار پول) ایجاد کند. در کنار بازار پول و بازار سهام، باید به بازار ارز، بازار املاک، بازار مشتقات مالی و غیره توجه بیشتری شود.

دوم، باید یک سیستم هشدار ریسک بازار مالی ایجاد کنند و یک مکانیسم نظارت بر ریسک بازار مالی، مانند: «نظارت بر ریسک بازار – شناسایی ریسک – هشدار بحران – بازخورد» ایجاد کنند. این می‌تواند به شناسایی ریسک‌های بازار مالی به موقع و گزارش اندازه‌گیری‌ها برای رسیدگی به ریسک‌ها کمک کند. این امر می‌تواند به‌طور مؤثری از سرایت و اثرات سرریز ریسک‌های مالی سیستمیک در بین بازارها و کشورهای مختلف مالی جلوگیری کند.

سوم، دولت باید نظارت مشارکتی را ارتقا دهد و کارایی نظارتی را بهبود بخشد. دولت باید همکاری بین ادارات نظارت و ادارات کلان مدیریتی را تقویت کند و همکاری بین ادارات مالی و سایر ادارات را تقویت کند.

---

[1]. Xu et al

توجه بیشتری باید به کارایی هماهنگی نظارت کلان احتیاطی، نظارت خُرد احتیاطی و نظارت رفتاری برای بهبود مؤثر کارایی نظارتی معطوف شود.

چهارم، مؤسسات مالی باید کاربرد فناوری نظارتی را بررسی کنند و نظارت دیجیتال، نظارت بر فناوری و قابلیت‌های نظارت هوشمند خود را بهبود بخشند. نظارت بر فناوری مالی می‌تواند از فناوری‌هایی مانند: هوش مصنوعی، داده‌های بزرگ، محاسبات ابری و بلاک‌چین برای مدیریت مؤثر ریسک‌های بازار مالی استفاده کند.

در آینده، روش ساخت شاخص استرس مالی نیاز به بهبود دارد و تحقیقات درمورد شاخص استرس مالی و قیمت‌گذاری بازده دارایی باید بیشتر تعمیق شود. این پژوهش تنها تأثیر شاخص استرس مالی اقتصاد ایران را بر بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک تحلیل می‌کند؛ این‌که آیا می‌تواند بر قیمت سایر دارایی‌ها نیز تأثیر بگذارد، باید بیشتر موردمطالعه قرار گیرد.

سپاسگزاری

این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری نگارندهٔ اول در دانشکدهٔ علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد ارومیه استخراج شده است؛ بدین‌وسیله از تمام کسانی که در انتخاب موضوع و مسائل فنی مقاله، به‌ویژه تخمین مدل‌ها یاری‌گر نویسندگان بوده‌اند، صمیمانه تشکر می‌نماییم.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، اعلام می‌دارند که با توجه به استخراج مقاله از رسالهٔ دکتری، نگارش مقاله بر عهدهٔ نویسندهٔ اول و با راهنمایی و نظارت نویسندهٔ دوم و سوم و مشاورهٔ نویسنده چهارم صورت گرفته است.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– ابراهیمی‌شقاقی، مرضیه؛ و اسلامی‌مفیدآبادی، حسین، (۲۰۲۱). «تأثیر استرس مالی بر پیش‌بینی شاخص‌های کلان اقتصادی (شواهدی از اقتصاد ایران)». *فصلنامهٔ تحلیل بازار سرمایه*، ۱(۱): ۵۵-۸۴. DOI: 20.1001.1.27833488.1400.1.1.4.2

– ابراهیمی‌شقاقی، مرضیه؛ مداحی، محمد؛ و ترابی، تقی، (۲۰۲۲). «استرس مالی و پویایی اقتصاد ایران (کاربردی از مدل شبکه عصبی و مدل خودرگرسیونی مارکوف سوییچنگ)». *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۱(۴۳): ۸۳-۱۰۶. https://ecc.isc.ac/showJournal/24985/272210/3453743

– برخورداری، سجاد؛ عبدلی، قهرمان؛ و امیری، رضا، (۲۰۲۲). «اثرات شوک نرخ ارز بر ارزش صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران با رهیافت TVP-FAVAR». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۴۰): ۷۳–۱۰۹. DOI: 10.22084/AES.2022.26316.3455

– توحیدی، سحر؛ مزینی، امیرحسین؛ و حیدری، حسن، (۲۰۲۲). «استرس مالی و رشد بخش های اقتصاد ایران». *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۸(۲): ۱۴۰–۱۶۰: DOI: https://doi.org/10.30465/ce.2022.7347

– حیدریان، مریم؛ فلاحتی، علی؛ و کریمی، محمدشریف، (۱۳۹۸). «محاسبه شاخص استرس مالی و تحلیل تاثیرهای آن بر رشد اقتصادی ایران؛ کاربردی از مدل خودرگرسیون مارکف سوئیچینگ». *تحقیقات مالی*، ۲۱(۳): ۴۱۷–۴۴۷. DOI :10.22059/FRJ.2019.275907.1006822

– درگاهی، حسن؛ و نیک‌جو، فائزه، (۲۰۱۳). «ساخت شاخص تنش مالی برای اقتصاد ایران و بررسی اثرات آن بر رشد اقتصادی». *تحقیقات اقتصادی*، ۴۷(۴): ۱۹–۴۰. DOI: 10.22059/JTE.2013.30191

– رضاقلی‌زاده، مهدیه؛ و رجب پور، حسنا، (۲۰۲۱). «استرس مالی، ریسک سیاسی و رشد اقتصادی: شواهدی جدید از ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۲(۴۵): ۷۴–۵۹. DOI: https://doi.org/10.30473/egdr.2020.53225.5837

– صباغچی‌فیروزآباد، محمد؛ طباطبایی‌نسب، زهره؛ و علوی‌راد، عباس، (۲۰۲۲). «بررسی تغییرات ناگهانی حجم پول بر هزینهٔ رفاهی تورم در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۱(۴۲): ۲۷۹–۳۱۳. DOI: 10.22084/AES.2022.25336.3375

– عبادی، جعفر؛ الهی، ناصر؛ و هوشمندگهر، سعیده، (۲۰۲۰). «ریسک سیستمی و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۲): ۱۹۹–۲۲۲. DOI:10.22034/ECOJ.2020.11286

– غفاری‌گل‌افشانی، رضا؛ فلاح، میرفیض؛ صفا، مژگان؛ و جهانگیرنیا، حسین، (۲۰۲۲). «طراحی شاخص استرس مالی و آزمون آن در شرایط عدم قطعیت (مورد مطالعه: بازار مالی و بورس اوراق بهادار در ایران)». *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۱۴(۵۴): ۳۱۱–۳۲۹. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

– فلاح‌پور، سعید؛ شیرکوند، سعید؛ و قنبری، اکبر، (۲۰۱۹). «طراحی شاخص استرس مالی در نظام مالی ایران با رویکرد نظریه پرتفوی». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۲): ۱۰۱–۱۳۴. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

– قاضی‌فرد، امیرمهدی؛ جمشیدی، حمید؛ پورمصطفی‌خشکرودی، مهدی؛ حمیدی‌زاده، محمدرضا؛ و خیرخواه‌عسکرآباد؛ محمدرضا، (۲۰۱۳). «اولویت بندی عوامل مؤثر بر عملکرد صندوق های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل تلفیقی QFD و AHP درمحیط فازی». *کاوش‌های مدیریت بازرگانی*، ۴(۸): ۱–۲۹. DOI: 20.1001.1.2645386.1391.4.8.1.6

– محمدی، تیمور؛ اسکندری، فرزاد؛ و کریمی، داوود، (۱۳۹۵). «تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی و ویژگی های خاص بانکی بر مطالبات غیرجاری در نظام بانکی ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۶(۶۲). DOI: https://doi.org/10.22054/joer.2016.7023

– میرزایی‌بادیزی، وحید؛ سوری، علی؛ ناجی، مهدی؛ و بهرادمهر، نفیسه، (۲۰۲۳). «ساز و کار سرایت ریسک سیستمی در نظام مالی ایران». *بازار پول و سرمایه، اقتصاد مالی*، ۱۷(۶۲): ۴۹–۷۰. DOI: 10.30495/FED.2023.700118

– نادعلی، محمد، (۱۳۹۲). «محاسبهٔ شاخص تنش در بازار پول اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱ (۶۶): ۱۴۲-۱۱۵. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Aboura, S. & Van Roye, B., (2017). "Financial stress and economic dynamics: The case of France". *International Economics,* 149: 57-73. DOI: https://doi.org/10.1016/j.inteco.2016.11.001

- Aklan, N.; Çinar, M. & Hülya, A., (2015). "Financial stress and economic activity relationship in Turkey: Post-2002 period (Türkiye'de Finansal Stres ve Ekonomik Aktivite İlişkisi: 2002 Sonrasi Dönem)". *Yönetim ve Ekonomi Dergisi,* 22(2): 567-580. DOI: https://doi.org/10.18657/yecbu.95272

- Ang, A. & Timmermann, A., (2012). "Regime changes and financial markets*". Annu. Rev. Financ. Econ.,* 4(1): 313-337. DOI: https://doi.org/10.1146/annurev-financial-110311-101808

- Balakrishnan, R.; Danninger, S.; Elekdag, S. & Tytell, I., (2011). "The transmission of financial stress from advanced to emerging economies". *Emerging Markets Finance and Trade,* 47(sup2): 40-68. DOI: https://doi.org/10.2753/REE1540-496X4703S203

- Bali, T. G.; Brown, S. J. & Caglayan, M. O., (2014). "Macroeconomic risk and hedge fund returns". *Journal of Financial Economics,* 114(1): 1-19. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.06.008

- Barkhordari, S.; Abdoli, G. & Amiri, R., (2023). "Investigating the Response of Firm's Value to Interest Rate Shock in Selected Industries of Tehran Stock Market: TVP-FAVAR Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(45): 141-175. DOI: 10.22084/aes.2022.26316.3455 (In Persian).

- Ben Belgacem, S. & Hellara, S., (2011). "Predicting Tunisian mutual fund performance using dynamic panel data model". *The Journal of Risk Finance,* 12(3), 208-225. DOI: https://doi.org/10.1108/15265941111136950

- Berger, A. N. & Udell, G. F., (2004). "The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior". *Journal of financial intermediation,* 13(4): 458-495. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jfi.2004.06.006

- Bloom, N., (2009). "The impact of uncertainty shocks". *Econometrica,* 77(3): 623-685. DOI: https://doi.org/10.3982/ECTA6248

- Bonciani, D. & Van Roye, B., (2016). "Uncertainty shocks, banking frictions and economic activity". *Journal of Economic Dynamics and Control,* 73: 200-219. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jedc.2016.09.008

- Borio, C., (2011). "Rediscovering the macroeconomic roots of financial stability policy: Journey, challenges, and a way forward". *Annu. Rev. Financ. Econ.,* 3(1): 87-117. https://doi.org/10.1146/annurev-financial-102710-144819

- Bundick, B. & Basu, S., (2015). *Uncertainty shocks in a model of effective demand* (No. RWP 14-15). Federal Reserve Bank of Kansas City. DOI: https://doi.org/10.3982/ECTA13960

- Caglayan, M. O.; Hu, Y. & Xue, W., (2021). "Mutual fund herding and return comovement in Chinese equities". *Pacific-Basin Finance Journal,* 68: 101599. DOI: https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2021.101599

- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J., (1988). "The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors". *The Review of Financial Studies,* 1(3): 195-228. DOI: https://doi.org/10.1093/rfs/1.3.195

- Campbell, J. Y., (1987). "Stock returns and the term structure". *Journal of financial economics,* 18(2): 373-39. DOI: https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90045-6

- Cardarelli, R.; Elekdag, S. & Lall, S., (2011). "Financial stress and economic contractions". *Journal of Financial Stability,* 7(2): 78-97. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jfs.2010.01.005

- Cevik, E. I.; Dibooglu, S. & Kutan, A. M., (2013). "Measuring financial stress in transition economies". *Journal of Financial Stability,* 9(4): 597-611. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jfs.2012.10.001

- Chadwick, M. G. & Ozturk, H., (2019). "Measuring financial systemic stress for Turkey: A search for the best composite indicator". *Economic Systems,* 43(1): 151-172. DOI: https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2018.09.004

- Chau, F. & Deesomsak, R., (2014). "Does linkage fuel the fire? The transmission of financial stress across the markets". *International Review of Financial Analysis,* 36: 57-70. DOI: https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.02.005

- Chen, P. & Semmler, W., (2018). "Financial stress, regime switching and spillover effects: Evidence from a multi-regime global VAR model". *Journal of Economic Dynamics and Control,* 91: 318-348. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.03.001

- D'Antonio, P.; Appendix, pages 26-28, in DiClemente, R. and K. Schoenholtz. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Dargahi, H. & Nikjo, F., (2013). "Constructing a financial stress index for Iran's economy and investigating its effects on economic growth". *Economic Research,* 47(4): 19-40. DOI: 10.22059/JTE.2013.30191 (In Persian).

- Davig, T. & Hakkio, C., (2010). *What is the effect of financial stress on economic activity*. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Drechsler, I., (2013). "Uncertainty, time-varying fear, and asset prices". *The Journal of Finance,* 68(5): 1843-1889. DOI: https://doi.org/10.1111/jofi.12068

- Ebadi, J.; Elahi, N. & Hoshmndgohar, S., (2020). "Systemic risk and mutual investment funds". *Scientific Quarterly of Applied Economic Theories,* 7(2): 199-222. DOI 10.22034/ECOJ.2020.11286 (In Persian).

- Ebrahimi shaghaghi, M. & Eslami mofidabadi, H., (2021). "The effect of Financial Stress on Forecasting Mac roeconomic Indicators (evidence from Iran's economy)". *Capital Market Analysis Quarterly,* 1(1): 55-84. DOI: 20.1001.1.27833488.1400.1.1.4.2 (In Persian).

- Ebrahimi-Shaghaghi, M.; Madahi, M. & Torabi, T., (2022). "Effects of exchange rate shock on the value of selected industries in Tehran Stock Exchange with TVP-FAVAR approach". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly,* 10(40): 109-73. https://ecc.isc.ac/showJournal/24985/272210/3453743 (In Persian).

- Ekinci, A., (2013). "Financial stress index for Turkey". *Doğuş Üniversitesi Dergisi,* 14(2): 213-229. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Fallahpour, S.; Shirkavand, S. & Ghanbari, A., (2019). "Designing the financial stress index in Iran's financial system with the approach of portfolio theory". *Applied Economic Theories*, 6(2): 101-134. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3 (In Persian).

- Fama, E. F. & French, K. R., (1988). "Dividend yields and expected stock returns". *Journal of financial economics,* 22(1): 3-25. DOI: https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90020-7

- Ferson, W. E. & Schadt, R. W., (1996). "Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions". *The Journal of finance,* 51(2): 425-461. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02690.x

- French, J. J. & Li, W. X., (2022). "Economic policy uncertainty and fund flows to the United States". *Finance Research Letters,* 45: 102126. DOI: https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102126

- Ghazifard, A.; Jamshidi, H.; Pourmostafa, M.; Hamidizadeh, M. & Kheyrkhah, M., (2013). "Prioritization of factors affecting the performance of investment funds using the integrated model of QFD and AHP in a fuzzy environment". *Business Management Explorations,* 4(8): 1-29. DOI: 20.1001.1.2645386.1391.4.8.1.6 (In Persian).

- Gourdel, R.; Maqui Lopez, E. & Sydow, M., (2019). *Investment funds under stress*. Available at SSRN 3478539. DOI: http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3478539

- Hakkio, C. S. & Keeton, W. R., (2009). "Financial stress: what is it, how can it be measured, and why does it matter?". *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City,* 94(2): 5. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Heydarian, M.; Falahati A. & Karimi, M., (2019). "Calculating the financial stress index and analyzing its effects on Iran's economic growth; An application of Markov-switching autoregressive model". *Financial Research,* 21(3): 417-447. DOI: 10.22059/FRJ.2019.275907.1006822 (In Persian).

- Hollo, D.; Kremer, M. & Lo Duca, M., (2012). *CISS-a composite indicator of systemic stress in the financial system.* DOI: dx.doi.org/10.2139/ssrn.2018792

- Huotari, J., (2015). *Measuring financial stress–A country specific stress index for Finland.* Bank of Finland Research Discussion Paper. DOI: dx.doi.org/10.2139/ssrn.2584378

- Idrees, S. & Qayyum, A., (2018). "The impact of financial distress risk on equity returns: A case study of non-financial firms of Pakistan Stock Exchange". *Journal of Economics Bibliography,* 5(2): 49-59. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Illing, M. & Liu, Y., (2006). "Measuring financial stress in a developed country: An application to Canada". *Journal of Financial Stability,* 2(3): 243-265. DOI: http://dx.doi.org/10.1453/jeb.v5i2.1623

- Ishrakieh, L. M.; Dagher, L. & El Hariri, S., (2019). *Not the usual suspects: Critical indicators in a dollarized country's Financial Stress Index.* Finance Research Letters, 101175. DOI: https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.03.037

- Kang, J.; Kim, T. S.; Lee, C. & Min, B. K., (2011). "Macroeconomic risk and the cross-section of stock returns". *Journal of Banking & Finance,* 35(12): 3158-3173. DOI: https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.03.037

- Keim, D. B. & Stambaugh, R. F., (1986). "Predicting returns in the stock and bond markets". *Journal of financial Economics,* 17(2): 357-390. DOI: https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90070-X

- Lee, C. C.; Lee, C. C. & Lien, D., (2019). "Do country risk and financial uncertainty matter for energy commodity futures?". *Journal of Futures Markets,* 39(3): 366-383. DOI: https://doi.org/10.1002/fut.21976

- Lô, S. & Carpantier, J. F., (2023). "*Liquidity Stress Test for Luxembourg Investment Funds: the Time to Liquidation Approach*. m_-9024739503896992587_OLE_LINK4

- Malega, J. & Horváth, R., (2017). "Financial stress in the Czech Republic: measurement and effects on the real economy". *Prague Economic Papers,* 26(3): 257-268. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Mirzaee, V.; Souri, A.; Mehdi, N. & Behradmehr, N., (2023). "Systemic Risk Contagion Mechanism in Iran's Financial System" Money and Capital Market". *Financial Economics,* 17(62): 49-70. DOI: 10.30495/FED.2023.700118 (In Persian).

- Mohammadi, T.; Eskandari, F. & Karimi, D., (2016). "The effect of macroeconomic variables and specific bank characteristics on non-current claims in Iran's banking system". *Economic Research Journal*, 16(62). DOI: https://doi.org/10.22054/joer.2016.7023 (In Persian).

- Nadali, M., (2013). "Calculating the tension index in the money market of the Iranian economy". *Quarterly Journal of Economic Researches and Policies,* 21 (66): 115-142. DOI: 10.30495/FED.2023.700118 (In Persian).

- Park, C. Y. & Mercado, Jr, R. V., (2014). "Determinants of financial stress in emerging market economies". *Journal of Banking & Finance,* 45: 199-224. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Polat, O. & Ozkan, I., (2019). "Transmission mechanisms of financial stress into economic activity in Turkey". *Journal of Policy Modeling,* 41(2): 395-415. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.02.010

- Qaffari Golafshani, R.; Fallah, M.; Safa, M. & Jahangirnia, H., (2022). "The design of financial stress index and its test under conditions of uncertainty (case study: financial market and stock exchange in Iran)". Financial Engineering and Securities Management 14(54): 311-329. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3 (In Persian).

- Racicot, F. É. & Théoret, R., (2007). "The beta puzzle revisited: A panel study of hedge fund returns". *Journal of Derivatives & Hedge Funds,* 13: 125-146. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Rezaghilizadeh, M. & Rajabpour, H., (2021). "Financial stress, political risk and economic growth: new evidence from Iran". *Scientific Quarterly of Economic Growth and Development Research,* 12 (45): 74-59. DOI: https://doi.org/10.30473/egdr.2020.53225.5837 (In Persian).

- Sabbaghchi firouzabad, M.; Tababynasab, Z. & Alavirad, A., (2022). "Investigating the sudden changes in the amount of money on the welfare cost of inflation in Iran". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly* 11(42): 279-313. DOI 10.22084/AES.2022.25336.3375 (In Persian).

- Shim, I. & Shin, K., (2021). "Financial stress in lender countries and capital outflows from emerging market economies". *Journal of International Money and Finance,* 113: 102356. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2021.102356

- Tohidi, S.; Mozayeni, A. & Heydari, H., (2022), "Financial stress and the growth of Iran's economic sectors". *Review of Iran's Economic*, 8(2): 140-160. DOI: https://doi.org/10.30465/ce.2022.7347 (In Persian).

- Torous, W.; Valkanov, R. & Yan, S., (2004). "On predicting stock returns with nearly integrated explanatory variables". *The Journal of Business,* 77(4): 937-966. DOI: https://doi.org/10.1086/422634

- Xu, Y.; Liang, C. & Wang, J., (2023). "Financial stress and returns predictability: Fresh evidence from China". *Pacific-Basin Finance Journal,* 78: 101980. DOI: 10.1016/j.pacfin.2023.101980

- Zhu, S.; Kou, M.; Lai, F.; Feng, Q. & Du, G., (2021). "The connectedness of the coronavirus disease pandemic in the world: A study based on complex network analysis". *Frontiers in Physics*, 8: 602075. m_-9024739503896992587_OLE_LINK3

- Zhu, S.; Lai, F.; Deng, J. & Wang, Q., (2021). "Do Mutual Funds' Exposure to Financial Stress Predict Their Future Returns?". *Evidence From China. SAGE Open,* 11 (4): DOI:21582440211054130.

Vol. 12, No. 48, Winter (2024)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

The Impact of Creative Industries on Employment Rate: Using the Generalized Method of Moments (GMM)

Hoda Zobeiri[1], Maryam Ehsani[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28218.3624
Received: 2023.08.26; Accepted: 2023.10.30
Pp: 193-221

Abstract

In recent years, the increasing significance of creative industries has made them a topic of discussion in global economics. This has profound ramifications for the economic structures and employment of societies as the creative industries swiftly emerge as potent engines of economic growth and development. Creative industries utilize the creativity, innovation, skills, and aptitude of individuals to generate employment and have a high expansion potential. Using GMM the current study investigates the impact of creative industries on employment in 98 selected countries from 2011 to 2020. The results of this study indicate a positive and statistically significant effect of "creative industries" on employment in our three different models. The coefficient of creative industries in developed countries (0.3539) is greater than its value in developing countries (0.2992), as indicated by the results obtained. Consequently, it is anticipated that the influence of artistic, cultural, and creative productions on employment in these nations will be greater than in developing nations. Also, the results has demonstrated that inflation has an adverse effect on employment, while human capital, gross domestic product, investment, and the level of economic openness all have a positive influence on employment.

Keywords: Creative Industries, Art, Cultural Industries, Employment, Sustainable Development, Generalized Method of Moments (GMM).
JEL Classification: Z1, E24, C33.

1. Associate Professor of Economics, Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran (Corresponding Author).
Email: h.zobeiri@umz.ac.ir
2. M.A in Economics, Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Citations: Zobeiri, H. & Ehsani, M., (2024). "The Impact of Creative Industries on Employment Rate Using the Generalized Method of Moments (GMM)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(48): 193-221. doi: 10.22084/aes.2023.28218.3624
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5357.html?lang=en

1. Introduction

Employment is a key issue in economic discussions and plays a fundamental role in how countries achieve growth and development, as human capital is the direct driver of the economy and the creator of wealth in societies, and the amount of production in each country depends on the knowledge and technical awareness of its active population as well as its production capacities (Beier et al., 2022). Today, modern societies are characterized as creative societies, whose propelling force is the creative industries. The creative industries function as a driving force for economic growth and development and have great potential for job creation (Snowball & Mapuma, 2021). In many nations, the discussion surrounding creative industries, particularly in terms of their concepts and classification, has intensified substantially over the past few decades. There is a broad consensus among international researchers that creative industries increasingly contribute to the expansion of world trade and the global economy, particularly in developed nations. According to the Global Database of the United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), over the past two decades, creative industries have garnered the attention of an increasing number of scientists as one of the fundamental characteristics of post-industrial economies and key drivers of economic growth and development in countries. The creative industries have become crucial to the modern economy. This growing impact on economic performance has prompted governments and policymakers to make substantial investments in creative industries in an effort to revitalize their respective economies. Creative industries are productive economic sectors that emphasize the production of knowledge and novel ideas (UNCTAD, 2018). The formation of creative industries has resulted in a significant shift in economic activities and the formation of diverse employment in the economy based on innovation and creativity (White et al., 2014; Daubaraitė & Startienė, 2015).

Economy based on knowledge and innovation, high turnover growth, job creation, resistance to economic crisis, and the ability to profit from individual creativity have transformed creative industries into an opportunity for private and public investment and a subject of research and development (Flew, 2002). Carvalho & Cruz (2017) found that creative industries increase economic growth,

employment rates, social inclusion, and economic vitality. Recent reports from the United Nations Conference on Trade and Development and the United Nations Educational, Scientific, and Cultural Organization confirm that creative industries are an effective concept for inclusive development (Bilan et al., 2019). The guidelines for developing research and innovation strategies for smart specialization (RIS3) in the European Union assert that creative industries have a high potential for fostering and expanding creativity and innovation in the region, as well as the capacity to foster economic growth and development. The contribution of cultural and creative industries to the global economy and employment continues to rise, based on statistical evidence. Culture and arts professionals can gain insight into the nature of employment and livelihoods by analyzing labor market data (UNCTAD, 2018).

According to Scott (2006), creative industries accelerate development and innovation and result in the formation of a new economic sector that has spillover effects on the economy. Creativity levels that surpass those of labor, capital, and even traditional technologies are profoundly ingrained in the cultural fabric of every nation, so it is not the exclusive domain of wealthy nations. With the effective cultivation of these inventive resources, countries, particularly developing nations, can increase their share of global trade and enter new fields of wealth creation. Despite a growing interest among researchers over the past two decades, creative industries-related research is still in its infancy. Due to the significance of this issue in the economy and the lack of appropriate data in this field, quantitative and experimental research has been conducted in this area to evaluate the impact of creative industries on the employment of countries. The majority of studies in this field are theoretical, and the econometric model has been used to analyze the creative industries' impact on employment less frequently than other methods. In recent years, the publication of pertinent indicators in this field has made quantitative research and in-depth investigation more feasible. The statistical record demonstrates that the creative and cultural sectors contribute substantially to the global economy. Cultural activities contribute 3.1% to the GDP. Furthermore, cultural and creative sectors contribute to approximately 50 million positions globally, or 6.2% of the total workforce

(Outlook, 2022). The present study is guided by the research hypothesis that creative industries have a positive impact on the employment rates of nations. The purpose of this study is to investigate the impact of creative industries on employment in selected developed and developing nations, using the new index of "creative industries" which includes traditional cultural industries such as publishing, media, television, film, performing arts, handicrafts, and cultural industries, and contemporary and innovative services such as advertising, architecture, design and photography. The primary contribution of this study is an empirical quantitative analysis employing dynamic panel data regression to investigate the role of creative industry in national employment.

The remainder of this paper is organized as follows. Section 2 discusses the concept of the creative industry and the mechanism by which it effects employment, as well as a brief summary of comparative studies to date. In Section 3, the research models and data are provided. Utilizing dynamic panel data regression, Section 4 analyzes the estimated effect of the creative industry on employment. Finally, Section 5 closes the paper with a summary of the results and a conclusion.

2. Literature Review

Work and employment are among the aspects of a person's existence that are regarded as values and are the most important. Adam Smith considers work to be the primary source of wealth production. "Work is a means of wealth production and the basic source for man, which provides all the necessities for the individual and which they consume," Smith writes in *The Wealth of Nations* (1869). As stated by Smith, the expansion of the industrial revolution is due to the existence of competitive economic conditions. According to the classics, the labor market is a competitive market and the equilibrium in the classical economy is always full employment, unemployment is a short-term natural phenomenon, and involuntary unemployment results from the disparity between price and wage levels. The occurrence of large recessions and widespread unemployment, which could not be termed natural unemployment, called into question the validity of classical

theories and prompted numerous criticisms of the classical school; this marked the start of a new economic theory (Melberg, 1992). Keynes believed that there is always involuntary unemployment on the labor market and that full employment equilibrium does not occur automatically on the labor market due to workers' monetary delusion and inflexible monetary wages. Keynes, in contrast to the classics, considers labor supply to be a direct function of monetary wages and government intervention in economic affairs to be the only factor in achieving full employment (Keynes, 1936).

The capitalist system has failed to provide motivated workers with employment. Unlike Keynes, neoclassical view government intervention in the economy as a source of disruption and emphasize the full employment equilibrium's automatic mechanism. According to neoclassical, there is no involuntary unemployment in the economy, but frictional unemployment in relation to the transition of labor force is acceptable. Neoclassical argue that there is no room for involuntary unemployment, and the complete working population is typically comprised of individuals of working age. In Lewis' two-sector model, a third world country is comprised of two traditional and modern sectors. This model explains the development of developing countries as the transfer of labor from the traditional sector to the industrial and capitalist sector (Lewis, 1954). Todaro (1989) defines the two primary components of the Lewis model, namely the distinction between urban and rural sectors and the transfer of labor between these two sectors. There are three types of unemployment: frictional unemployment, which is the result of natural changes in the labor market; structural unemployment, which occurs when technological advances render the skills of the labor force obsolete; and cyclical unemployment, which peaks during economic downturns and is caused by a reduction in aggregate spending. A rise in the labor supply results in a rise in employment. According to classical economics, the combination of a greater supply of labor and a demand for lower-than-average wages results in an increase in labor demand (Beaudry & Collard, 2002).

Adorno & Horkheimer (1997) proposed cultural industries. Bernard Miège (1979) was the first to classify cultural industries according to their exchange

value. Later, post-industrial nations such as the United Kingdom revised the definition of cultural industries to become creative industries. The first creative industries plan document was signed by the British government in 1998. The origin of the term creative industries can be traced to the Creative Nation report, published in Australia in 1994 (O'Connor, 2007). The Department for Culture, Media, and Sport (DCMS) of the United Kingdom discovered a sector that was not only expanding in terms of exports and job creation, but also positively impacted the innovation capacity of other sectors. Numerous definitions of creative industries have been proposed thus far, most frequently by the United Kingdom's Department for Culture, Media, and Sport (DCMS), the United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), and EU authorities. The DCMS defines creative industries as those that derive from creativity, skill, and talent and generate employment through the creation of intellectual property. Creative industries are indicators of the development of cultural industries, and through the use of new technologies, creativity and innovation cause structural changes in the economy (Boix & Rausell, 2018).

UNCTAD defines creative industries as a cycle of creation, production, and distribution in which creativity and intellectual capital are the primary inputs. Therefore, it can be stated that creative industries consist of a collection of knowledge-based activities that are not limited to art and have the capacity to generate income through business and intellectual property use. These industries produce tangible and intangible intellectual and artistic products with creative content, monetary value, and market objectives. Creative industries are situated at the intersection of artistic activities and industrial and service sectors, and they constitute a new dynamic sector of international trade. In the following instances, UNCTAD summarizes the most significant characteristics of creative industries: Their production necessitates human creativity, the message they convey to consumers is symbolic, and they are viewed as intellectual property by manufacturers and service providers (UNCTAD, 2018). UNCTAD distinguishes five conceptual definition models: DCMS, which is based on individual creativity and illustrates the relationship between technology and innovation in creative industries as opposed to traditional cultural industries; the symbolic texts model

which distinguishes between cultural and creative industries and concentrates on the dissemination and transmission processes of creativity; the concentric circles model which implies that the creative capacity of each industry is distinct, creative ideas are in the center, which is the main focus of creative industries, and creativity decreases as we move away from the concentric circles model that are the main focus of related industries; the copyright model which makes a distinction between intellectual property in main and minor industries; the UNCTAD model that attempts to classify creative industries into categories and subsectors as well as differentiate between cultural heritage, art, media, and applied creativity. However, the aforementioned models are structurally distinct and have limited geographic adoption. UNCTAD provided a standard definition and classification system that includes traditional cultural industries such as publishing, media, television, film, performing arts, and handicrafts, as well as modern and creative cultural and service industries such as advertising, architecture, design, and photography, in order to rectify this discrepancy. Such a classification favors innovation in an economy that has been primarily dominated by the private sector and is associated with knowledge-intensive activities.

Some researchers contend that creative industries and cultural industries are inseparable because creative industries are historically and conceptually rooted in cultural industries (Flew, 2002). These two concepts are related, but the primary distinction between them is that creative industries seek profit through the use of creativity, whereas cultural industries seek to reduce social exclusion, define national identity, or preserve cultural heritage, and target other non-economic goals, but now are viewed as an integral part of the concept of creative industries. The creative industries create new jobs, contribute to the gross domestic product, increase turnover, and promote exports (Daubaraitė & Startienė, 2015). Creative industries are the forward-thinking sector of any developed economy, with the capacity to generate employment and boost economic growth and development. In addition, since creativity and employment are available as strategic assets in any nation, creative industries are gaining importance in the global economy, thereby generating a competitive advantage on the international level. According to the British Council, the creative and cultural industries at the intersection of culture,

art, commerce, and technology are at the core of the creative economy (Chapain & Stryjakiewicz, 2017).

The creative economy consists of businesses that prioritize continuous learning, creativity, and innovation. Creative economy can be understood as the intersection of culture and creativity, as well as the endeavor to identify creative elements within the economic system. Since intellectual property is nearly an integral part of these industries, the creative economy and the national economy can be considered synonymous. It is the creative industries that define the creative economy and have a significant impact on economic and social development, despite the fact that their classification and definition may vary on a national scale and over time (Thomassen, 2007). In recent decades, numerous nations around the world have focused on the expanding impact of creative industries on the economy, highlighting the connection between culture, creative industries, and economic growth. Florida (2002) introduced creative industries as a catalyst for national economic growth, and in the years that followed, numerous authors identified creative industries as a powerful economic driver. One method for balancing the supply and demand of labor is to encourage entrepreneurship and self-employment. Significant numbers of self-employed individuals rely heavily on creative industries. Creative industries are the subject of increasing theoretical research and development, as countries place a greater emphasis on creative production based on knowledge and creativity (Potts & Cunningham, 2008; White et al., 2014). Employment structure and economic conditions can influence where creative industries are located. Entrepreneurial climate and favorable culture encourage individuals to seek out new opportunities to launch new businesses; therefore, creative entrepreneurs are likely to be found in regions characterized by creativity and innovation (Lee et al., 2004). Some researchers argue that creative industries as a strategic asset in economic interactions can boost employment (Stam et al., 2008) and entrepreneurship (Boschma & Fritsch, 2009). The creative industries have a significant impact on productivity, employment, and economic innovation. This positive external effect is a result of the relatively high proportion of human capital in creative industries, which influences the performance of economic innovation and contributes to the expansion of the labor

force. In other words, the production of a country requires specialized human resources in addition to capital and technology, that is, these positive multiplier effects in creative industries are attributed to creative workers and the so-called creative class (Innocenti & Lazzeretti, 2019). Florida (2002) introduces the concept of the creative class, which distinguishes between those who are highly creative and those who work in creative occupations by measuring the number of people in creative occupations. According to him, the creative class is comprised of educated individuals who work in creative industries and contribute to the economic, social, and cultural vitality of urban areas. However, the primary benefit of the creative class is its ability to attract creative employees who work in industries other than the creative industries. Higgs & Cunningham (2007) were the first to model the 'creativity trident' for Australia. They differentiate between creative individuals working in creative industries, non-creative employees working in creative industries, and creative individuals working in other industries. Figure 1 depicts employment data for the creative industries as a two-by-two matrix, with industries on one axis and employment on the other.

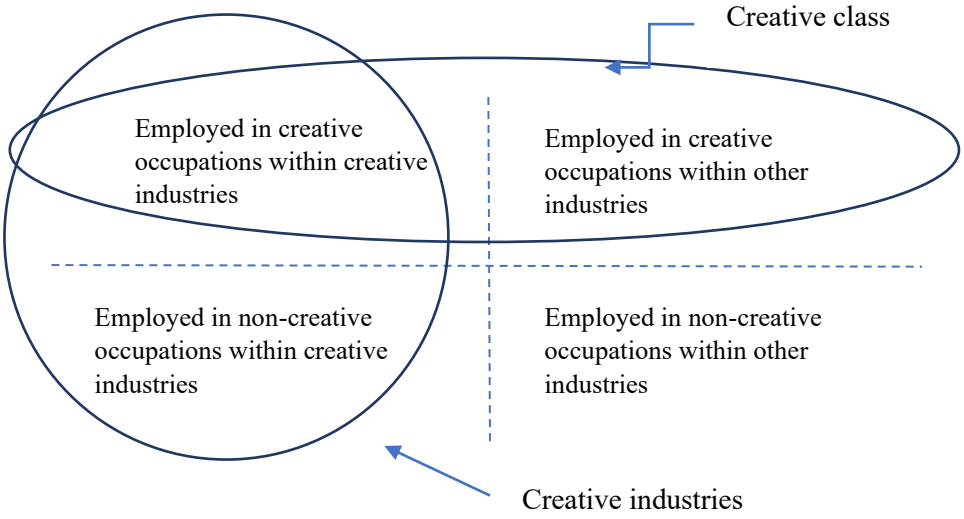


Fig. 1: The creative trident (Source: Higgs & Cunningham, 2007).

Innovative industries are strongly influenced by creative industries with a wealth of foreign knowledge. In the form of intellectual property, they provide a variety of creative products and services that stimulate innovation in other industries and provide new educational approaches that fully exploit the creative

potential of the workforce. Creative work is one of the earliest forms of tangible and intangible activities that disclose people's abilities and promote human growth. The 2015 Human Development Report indicates that creative work is characterized by originality, innovation, and humanity. It allows people to earn a livelihood, gives them the opportunity to participate, provides them with security, and boosts their self-esteem. Participation in creative work is abridged in two ways: by expanding human options as a result of expanding their capabilities, and by expanding their opportunities. The instrumental component relates to direct and indirect economic benefits, while the non-instrumental component expands social aspects. These participations are not fixed and interact with one another, whereas the latter play an indirect role by assisting in the selection of individuals who contribute to creative work. This section begins with a discussion of instrumental benefits (see Figure 2) (Kabanda, 2015).

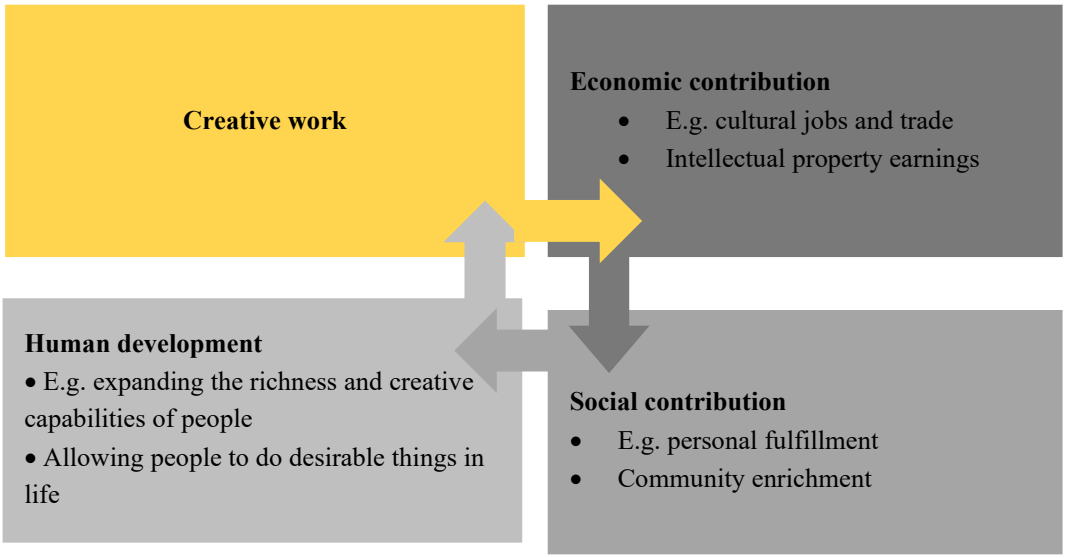


Fig. 2. Economic and social aspects interact in a dynamic manner (Source: Kabanda, 2015).

Creative work, workforce training, entrepreneurship, creation of desirable infrastructure, type of culture, government policies, technological innovation, and national classification of creative industries are among the determinants of employment growth in creative industries, and these conditions can lead to substantial differences between nations. Creative industries in developing nations typically differ from those in developed nations in that they rely primarily on

handicrafts and are frequently unrelated to intellectual property and innovation. In general, developing countries are still in the industrialization stage, although the function of the service sector is frequently expanding. Additionally, the institutional settings and entrepreneurial environment in such nations are markedly different; for in such nations, entrepreneurship is frequently viewed as a necessity rather than an opportunity (White et al., 2014).

Potts & Cunningham (2008) examined the economic impact of creative industries in terms of direct production participation, employment, productivity, innovation, and entrepreneurship. Four models of welfare, competition, growth, and innovation were proposed. In the welfare model, creative industries are afflicted by Baumol's disease, and even when creative industries are subsidized, their productivity development is lower than that of other economic sectors. In the competitive model, creative industries are viewed as an industry similar to other industries, and their impact on technological change, innovation, and productivity is comparable to that of other activities. In the growth model, creative industries are the growth and development drivers, and their effect on the economy is a result of the demand and supply effects. When production or income growth leads to an increase in demand for creative services, which in turn alters production or income and multiplies the bottom-line effects, this is an example of demand-side effects. Supply-side effects are characterized by five fundamental mechanisms: Effectiveness as a result of increased investment and institutional changes, value chain linkages, technical productivity improvements, knowledge spillovers into other sectors, and creating welfare value through which creative industries function as growth drivers. In the innovation model, creative industries are viewed as part of the process of economic evolution Marco-Serrano et al. (2014) introduce a circular causal framework and believe that an increase in GDP per capita increases the share of high-income and educated people and the expenditure on creative goods and services, which results in an increase in demand for creative goods and services and a rise in the proportion of workers in different industries and has two effects: Increasing innovation and boosting the productivity of the entire economy, presuming that creative industries are more

productive than the average economy. The cycle continues as increased innovation and productivity lead to a higher GDP per capita.

2-1. Empirical Studies

Since Max Horkheimer & Theodor W. Adorno examined the concept of cultural industries in the context of the threats posed by the industrialization of culture, interest in this topic has increased exponentially (Adorno & Horkheimer, 1997). Moreover, sociologists of the French school, such as Bernard Miège, contributed significantly to the development of the concept of cultural industries in the second half of the 20th century. He was the first individual to classify cultural industries based on their exchange value in 1979 (Miège & Garnham, 1979). Later, post-industrial nations such as the United Kingdom revised the definition of cultural industries to become creative industries. The term creative industries originated in Australia, and its origins can be traced to the Creative Nation report, which was published in Australia in 1994; its use was then extended to Britain, and the British government ratified the first creative industries plan document in 1998. Then research continued in this field. The following works can be categorized into four major groups: the first group consists of studies on the history and characteristics of creative industries (Garnham, 2005; Higgs & Cunningham, 2007; Potts & Cunningham, 2008; Miller, 2009; Rozentale & Lavanga, 2014; Hesmondhalgh, 2018; Herlina & Harianto, 2021). The second group consists of studies that examine the role of creative industries in urban and regional development (Florida, 2002; Scott, 2006; Ford, 2009; Bontje & Musterd, 2009; Flew, 2010; Florida, 2014; He & Gebhardt, 2014; Oyekunle, 2017). The third group consists of studies that emphasized the issue of creativity as a component of the economic growth and development system within the framework of the concept of creative industries (Howkins, 2001; Florida, 2002; Flew, 2002; Oakley, 2004; Boccella & Salerno, 2016; Zachorowska-Mazurkiewicz & Sierotowicz, 2017; Abisuga & Sirayi, 2018; Bilan et al., 2019; Zobeiri et al., 2022). The fourth group includes studies focusing on the impact of creative industries on other social and economic factors (Stam et al., 2008; Chapain et al., 2010; Lazzeretti et

al., 2017; Innocenti & Lazzeretti, 2019; Campi et al., 2023). Despite extensive research, the study of creative industries is still in its infancy, and ongoing research is being conducted in this field.

Stam et al. (2008) investigated the positive influence of creative industries on employment growth in the Netherlands and demonstrated that this effect disappears when Amsterdam is eliminated from their study sample. Based on the positive economic relationship between creative industries and the economy, Potts & Cunningham (2008) placed creative industries in two growth and innovation models. The authors argue that the expansion of creative industries aids in the struggle against unemployment. The interaction between workers in creative industries and workers in other industries, according to Chapain et al. (2010), facilitates the exchange of ideas and the diffusion of knowledge and innovation in the region. In their study, Daubaraitė & Startienė (2015) demonstrated that gross domestic product, foreign trade (exports), social participation, social and cultural development, improving quality of life, and combating unemployment are among the most significant areas in which creative industries influence the national economy. Boccella & Salerno (2016) contend that creative and cultural industries can be viewed as growth and development drivers. As stated by Boix & Soler (2017), creative industries accounted for 7.8% of total production (GDP) and 7.9% of total employment in 24 European Union countries. They believe that a significant portion of productivity should be allocated to inventive activities in order to increase productivity. Lazzeretti et al. (2017) investigated the impact of creative industries on employment development in Italy and concluded that the impact of creative industries on the economy is contingent on the interaction between creative industries and non-creative activities. By analyzing the function of creative industries in the economy, Abisuga Oyekunle & Sirayi (2018) demonstrated that creative industries have a positive impact on economic development and sustainable economy of a country. Boix & Rausell (2018) investigated the direct and indirect effects of creative industries in the EU and demonstrated that creative industries not only have a direct impact on employment, but also contribute to technological advancement and long-term growth in the EU. Bilan et al. (2019) used the experiences of European nations to

examine creative industries as a factor in economic growth and development, demonstrating that creative industries have a positive impact on GDP and employment levels. Zhou et al. (2020) examined the impact of cultural industries in China and demonstrated that they affect economic growth and employment. Using the generalized method of moments (GMM), Zobeiri et al. (2022) examined the impact of creative industries on the GDP of 98 developed and developing countries and concluded that creative industries have a positive significant impact on GDP. In a study of micro and informal creative industries in South Africa, Snowball & Mapuma (2021) found that micro enterprises operating in the formal sector create more jobs. Using regional evidence from Colombia, Campi et al. (2023) showed that, contrary to the analysis of high-income countries from creative industries, these industries have no significant effect on the employment growth of other industries.

3. Model and Data

The following methodology is specified, based on the research of Zhou et al. (2020), in order to estimate the impact of creative industries on employment in this study:

$$EMP_{it} = \alpha_i + \theta EMP_{it-1} + \beta_1 CI_{it} + \beta_2 HC_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 CP_{it} + \beta_5 TR_{it} + \beta_6 INF_{it} + \varepsilon_{it}$$

Where EMP_{it} represents employment (the percentage ratio of employed to the population over the age of 15), CI_{it} represents the creative industry index, HC_{it} denotes the human capital index (primary school enrollment rate), GDP_{it} represents the gross domestic product (at constant 2015 prices), and CP_{it} represents investment (the ratio of investment to GDP), TR_{it} represents the degree of economic openness (sum of exports and imports to GDP), and INF_{it} denotes the inflation rate.

The creative industries index ranges from 0 to 100. This index incorporates both creative goods (handicrafts, audio-visual, design, digital production, media, performing arts, publications, visual arts) and creative services (advertising, research services, architectural services, engineering and other technical services, personal services, cultural and entertainment, audio-visual and related services).

This index was compiled using data from the TCdata360 international bank database[1]. Between 2011 and 2020, a total of 98 developing and developed countries were examined. The information utilized is obtained from the World Bank database.

Considering that econometric methodology has been utilized to model factors influencing employment, all research variables have theoretical justification and have been utilized in prior research. Alkhateeb et al. (2017) and Pindiriri et al. (2020) provide support for incorporating the human capital variable into the employment model. The investment variable is derived from Pindiriri (2020), while the degree of economic openness is derived from Alexandre et al. (2011) and Pindiriri (2020). The inflation variable is extracted from Pindiriri (2020), providing theoretical support for the model specification.

Tab. 1: Variables of models by developed and developing countries

Independent variable						**Dependent variable**	**Developed countries**	
Inflation rate (%)	**Trade openness (%)**	**Investment (%)**	**GDP (US$ millions)**	**Human capital (%)**	**Creative industry (0-100)**	**EMP (%)**		
2.45	113.93	0.2253	498522.9	101.73	33.67	56.85	Mean	Central index
1.70	98.42	0.2223	203597.3	101.07	31.90	57.22	Median	
59.21	379.09	0.5217	3596646	128.64	86.30	80.55	Maximum	Dispersion index
-2.31	40.82	0.1073	3720.96	84.13	2.20	37.72	Minimum	
4.25	65.31	0.0506	741226.7	5.47	13.44	7.78	Std. Dev	
7.95	1.94	1.0095	2.25	0.84	0.07	0.18	Skewness	Relative dispersion index
96.24	7.31	5.9754	7.82	7.99	3.15	3.35	Kurtosis	
Independent variable						**Dependent variable**	**Developing countries**	
Inflation rate (%)	**Trade openness (%)**	**Investment (%)**	**GDP (US$ millions)**	**Human capital (%)**	**Creative industry (0-100)**	**EMP (%)**		
6.92	67.09	15.5175	227227.8	105.03	14.67	57.45	Mean	Central index
3.72	58.38	15.3293	41220.08	104.82	12.30	57.60	Median	
557.20	164.70	19.8451	2685748	149.95	51.90	85.86	Maximum	Dispersion index
-2.48	16.35	12.7999	3301.73	66.41	0.10	32.02	Minimum	
29.66	29.79	1.4420	459029.9	15.91	11.01	13.05	Std. Dev	
16.27	0.92	0.5313	3.11	0.36	0.72	0.03	Skewness	Relative

[1]. tcdata360.worldbank.org/

288.19	3.29	3.2339	12.83	3.64	2.82	2.26	Kurtosis	Dispersion index

Source: Research findings

- Employment is expressed as a percentage. The gross domestic product is measured in millions of dollars. The index for creative industries ranges from 0 to 100. Other variables (human capital, investment, inflation rate, and degree of economic openness) are expressed as percentages.

The descriptive statistics of research model variables for 55 developed countries[2] and 43 developing countries[3] are displayed in Table 1. As can be seen, there are significant differences between developing and developed nations in terms of average employment, creative industries, and other model variables. The average index of creative industries in developing countries is 14.67, while it is 33.67 in developed countries. The country with the highest creative industries classification among developing countries is Mexico, with a score of 51.90, while Malta's score is 86.30. The average employment rate in developing countries is 57.45, while in developed countries it is 56.85. In the developing countries of Madagascar, the highest employment rank was 85.86, while in the developed countries of the United Arab Emirates, it was 80.55. Based on the central and dispersion indices shown in Table 1 for all variables, additional descriptive statistics can be derived.

Very little correlation coefficient has been observed between creative industries and employment. In some instances, a high rate of creative industries is associated with a high employment rate, while in others the inverse is true. Figure 3 depicts reality more accurately, but its intensity and significance cannot be inferred from such observations. Consequently, regression analysis is employed in the following.

---

[2]. Australia, Austria, Bahrain, Belarus, Belgium, Bulgaria, Canada, Chile, China, Costa Rica, Croatia, Cyprus, Czechia, Denmark, Estonia, Finland, France, Georgia, Germany, Greece, Hungary, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Kazakhstan, Korea, Latvia, Lithuania, Luxembourg, Malaysia, Malta, Mauritius, Montenegro, Netherlands, New Zealand, Norway, Oman, Panama, Poland, Portugal, Romania, Russian Federation, Saudi Arabia, Serbia, Singapore, Slovak Republic, Slovenia, Spain, Sweden, Switzerland, Turkiye, United Arab Emirates, United Kingdom, Uruguay.

[3]. Albania, Algeria, Armenia, Benin, Bolivia, Botswana, Brazil, Cambodia, Cameroon, Colombia, Cote d'Ivoire, Dominican Republic, Ecuador, Ethiopia, Ghana, Guatemala, Guinea, India, Indonesia, Iran, Jordan, Kyrgyz Republic, Madagascar, Mali, Mexico, Moldova, Mongolia, Morocco, Namibia, Nepal, Niger, Nigeria, Pakistan, Peru, Rwanda, Senegal, South Africa, Tanzania, Thailand, Togo, Tunisia, Vietnam, Zimbabwe.

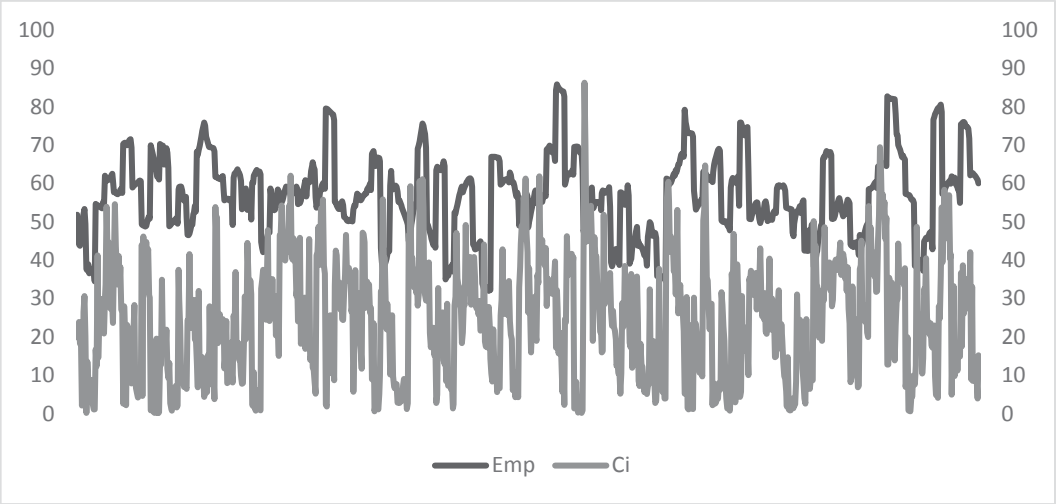


Fig. 3: Creative industries and employment in selected countries (Source: Research findings).

4. Experimental Estimation Results

In order to investigate the impact of creative industries on employment, the dynamic panel method with coefficients estimated using GMM is utilized in this study. This estimator increases the estimation's stability by decreasing sample bias. In this method, the instrumental variables used for estimation must first be determined. This model's instrumental variables are the lagged values of the dependent variable and explanatory variables. The consistency of GMM estimator depends on the validity of the assumption of serial non-correlation between the error terms and the means, which can be evaluated using the Sargan test. In addition, Arellano & Bond (1991) proposed the Sargan test to validate the model; failure to reject the null hypothesis indicates the assumption of no serial correlation and the validity of the instruments. Non-correlation between the tools and the error term is a requirement for the model's validity. Using the first-order difference of variables as an instrumental variable and solving the endogeneity problem, reducing the multicollinearity in the model by using the dependent variable lag, solving the problem of eliminating omitted variables, the proper efficiency of fixed and random effects, and solving the problem of variance heterogeneity due to the use of GMM estimators are among the benefits of this method. (Bond, 2002; Baltagi, 2008). In the estimation of GMM, according to

Arellano and Bond, the terms have independent uniform distribution if the error terms have serial autocorrelation of the first order but no serial autocorrelation of the second order. The first model illustrates the effect of creative industries on employment in each of the 98 developed and developing nations. As can be seen in Table 2, there is serial autocorrelation of the first order with a probability less than 0.05 in all three models of error terms, but there is no serial autocorrelation of the second order with a probability greater than 0.05. The possibility of the absence of autocorrelation among error terms is accepted based on the data in Table 2.

Tab. 2: The estimation results of the models using two-step GMM

Variable	Model 1	Model 2	Model 3
	Coef.	Coef.	Coef.
EMP_{it-1}	0.5261* (0.0122) [0.0000]	0.4874* (0.0182) [0.0000]	0.7950* (0.0170) [0.0000]
CI_{it}	0.5003* (0.0213) [0.0000]	0.3539* (0.0435) [0.0000]	0.2992* (0.0194) [0.0000]
HC_{it}	6.9442* (0.8281) [0.0000]	2.3594* (0.9066) [0.0119]	2.8982* (0.2675) [0.0000]
GDP_{it}	1.3421* (0.3557) [0.0003]	5.1990* (0.3170) [0.0000]	5.1185* (0.3851) [0.0000]
CP_{it}	2.9110* (0.2297) [0.0000]	2.4859* (0.2350) [0.0000]	0.6042* (0.1749) [0.0013]
TR_{it}	5.7941* (0.1990) [0.0000]	9.5439* (0.3952) [0.0000]	5.6252* (0.1260) [0.0000]
INF_{it}	-0.0496* (0.0199) [0.0145]	-0.1130* (0.0092) [0.0000]	-0.1585* (0.0236) [0.0000]
Model diagnostics			
AR (1)	0.0113	0.0431	0.0302
AR (2)	0.9444	0.6011	0.6672
SARGAN	0.2516	0.3277	0.4239
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000

Source: Research findings

Note: The standard error is denoted by (), the probability value is denoted by [], and the symbol * represent significance levels of 1%.

The estimation results of the research model are presented in Table 2 and are summarized as follows.

Consistent with the estimated coefficients in all three models, the creative industries coefficient is both positive and statistically significant. Positive and statistically significant is the coefficient of creative industries in the first model for 98 selected countries (first model); a 0.5003 unit increase/decrease in employment corresponds to one unit increase/decrease in creative industries. The creative industries in the economy convert culture and art into productive inputs, and by employing creativity and knowledge, they foster innovation and entrepreneurship, thereby contributing positively to the creation of jobs and economic value. Developed countries have a coefficient of 0.3539 for creative industries (second model), whereas developing countries have an estimated coefficient of 0.2992 (third model), which is lesser than that of developed countries. Lack of access to the most vital service markets, trade restrictions in the realm of creative goods and services, and deficiencies in basic and institutional infrastructure impede the participation of developing nations in creative services. These barriers prevent developing economies from becoming competitive players in production. In quantifying services, developing nations encounter numerous obstacles. When data is collected, they frequently lack adequate statistical infrastructure, such as business registration. Hence, it is anticipated that the influence of artistic, cultural, and creative productions on employment in developing nations will be comparatively diminished in magnitude than in developed nations.

The first lag of employment has a positive significant effect on employment in the current period. Specifically, a one-unit increase/decrease in employment during the lag results in a 0.5261 units increase/decrease in employment during the current period. At a significance level of 0.01, the coefficient of human capital is 6.9442, which signifies that human capital has a positive and statistically significant impact on employment. Employment increases/decreases by 6.9442 units for every unit of human capital index that is increased/decreased.

Increasing the education, expertise, and productivity of the labor force as one of the production inputs has provided the necessary background and platform for

increasing economic growth, which leads to an increase in employment. The coefficient of 1.3421 for GDP on employment is significant at the 0.01 level, suggesting that GDP has a positive and statistically significant impact on employment. Employment increases/decreases by 1.3421 units for every unit of GDP growth. Clearly, a rise in GDP results in a rise in employment. At the 0.01 significance level, investment's coefficient of 2.9110 indicates that it has a positive significant impact on employment. Employment increases/decreases by 2.9110 units for every unit that the ratio of investment to GDP increases/decreases. According to the theoretical literature, the increase in physical capital as a production input and factor of capital accumulation is the key factor in increasing production, which has resulted in a rise in demand for specialized labor and employment. The coefficient for the degree of economic openness is 5.7941, which is statistically significant at the 0.01 level. On this basis, it can be concluded that a 5.7941-unit increase/decrease in employment corresponds to a one-unit change in the economic openness index. Based on the theoretical literature, it is anticipated that the expansion of the scope of commercial exchanges will play a significant role in the absorption of knowledge and technology and the application of new and creative ideas, which can lead to the improvement and increase in productivity of production factors, resulting in an increase in labor demand and employment. The expansion of trade and interaction with the global economy will have a positive impact on the development of labor market variables and employment levels. The coefficient of inflation is -0.0496 and at the 0.01 significance level, it is significant. Based on the available data, it can be concluded that a -0.0496 unit decrease in employment corresponds to a one unit increase/decrease in the inflation rate. Consequently, a rise in inflation results in a decline in employment. A high rate of inflation increases transaction costs and diverts capital to non-productive endeavors. High inflation decreases the efficacy of savings on the financial markets, resulting in a decline in investment, production, and employment. As anticipated, the coefficient of creative industries is positive and significant for both developed and developing countries (models 2 and 3). According to the information obtained from Table 2, all other coefficients are estimates for developed and developing countries based on the obtained

coefficients of the primary research model. In addition, Table 2 summarizes the results of Sargan test. This test's null hypothesis indicates that there is no serial correlation between the utilized instruments and error terms. Based on Sargan test with a margin of error of 5%, the estimated model has adequate validity.

5. Conclusion

One of the indicators of development in societies is the increase in employment and decrease in unemployment, such that the loss of resources, particularly the unemployment of human resources, transforms the period of transitional development into a period of economic erosion and has far-reaching effects on the economy. The expansive and undeniable significance of the creative industries has made them an integral part of the economy. As generators of growth and innovation, creative industries provide an excellent opportunity for entrepreneurship and job creation. Various definitions of the creative industry have already been presented. UNCTAD defines creative industries as a set of knowledge-based activities that are not limited to art and have the ability to generate income through trade and exploitation of intellectual property. The classification and definition of creative industries may vary nationally and over time, but it is the creative industries themselves that shape and define the creative economy. Considering the significance of the fact that cultural creative industries and employment are not static and that their relationship is dynamic, we decided to investigate the impact of creative industries on the employment of the countries under study. In this regard, GMM was used to investigate the impact of creative industries on employment in 98 developed and developing nations between 2011 and 2020. Three econometric models were evaluated for this purpose, and the results of all three models demonstrated a positive and statistically significant effect of creative industries on employment in the countries under study. These findings are consistent with Zhou et al.'s (2020) research. The current research also revealed the negative impact of inflation on employment, as well as the positive impact of human capital, gross domestic product, investment, and trade openness. Positive and significant coefficients have been observed for creative industries in 98 selected nations (first model). A 0.5003 unit increase/decrease in

employment results from a one unit increase/decrease in creative industries. Creative sectors within the economy transform artistic expression and culture into productive inputs. They foster innovation and entrepreneurship through the application of their expertise and creativity, thereby contributing positively to job creation and economic growth. Developed countries have a coefficient of 0.3539 for creative industries (second model), whereas developing countries have an estimated coefficient of 0.2992 (third model), which is lesser than that of developed countries. Lack of fundamental and institutional infrastructure and skills, trade restrictions on creative products and services, and inaccessibility to the most vital service markets for developing nations are a few of the contributing factors. At a significance level of 0.01, the coefficient of human capital is 6.9442, which signifies that human capital has a positive and statistically significant impact on employment. The coefficient of 1.3421 for GDP on employment is significant at the 0.01% level, suggesting that GDP has a positive and statistically significant impact on employment. The coefficient for investment on employment is 2.9110, which is statistically significant at the 0.01 level.

This suggests that investment has a positive significant impact on employment. The coefficient for the degree of economic openness is 5.7941, which is statistically significant at the 0.01 level. The coefficient of inflation is -0.0496 and is significant at the 0.01 significance level. Today, creative industries are a global phenomenon, and countries must take greater measures than in the past to strengthen the requirements for measuring and promoting their creative products in order to achieve greater economic growth and prosperity and increase employment. Policies that bolster the creative sector of the economy include but are not limited to the establishment and modernization of intellectual property laws, the enhancement of institutional capacities within government agencies, the development of suitable infrastructure, and the improvement of access to creative markets in other nations to facilitate the transfer of knowledge and innovation. Creative sectors that possess a substantial amount of foreign knowledge serve as a powerful catalyst for the development of innovative industries. By means of intellectual property, they provide an extensive array of inventive products and services that foster innovation in other sectors and present novel pedagogical

methodologies to effectively harness the creative capabilities of the workforce. Iran possesses fundamental capabilities in the production of handicrafts, art, and media, in addition to cultural assets including historical monuments, tourism centers, and a wealth of literature and history. These capabilities collectively offer the country the potential to generate employment. Consequently, it is imperative to enact appropriate policies to enhance this potential.

Acknowledgments

We are grateful to all the persons for scientific consulting in this paper.

Observation Contribution

Authors contributed equally to the conceptualization and writing of the article. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work.

Conflict of Interest

Authors declared no conflict of interest.

References

- Abisuga Oyekunle, O. A. & Sirayi, M., (2018). "The role of creative industries as a driver for a sustainable economy: A case of South Africa". *Creative Industries Journal*, 11(3): 225-244. DOI: https://doi.org/10.1080/17510694.2018.1480850

- Adorno, T. W. & Horkheimer, M., (1997). *Dialektik der aufklärung* (Vol. 3). Suhrkamp Taschenbuch Verlag.

- Arellano, M. & Bond, S., (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *The Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297. DOI: https://doi.org/10.2307/2297968

- Alkhateeb, T. T. Y.; Mahmood, H.; Sultan, Z. A. & Ahmad, N., (2017). "Trade openness and employment nexus in Saudi Arabia". *International Journal of Applied Business and Economic Research*, 15(21): 165-174. Website: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/109451

- Alexandre, F.; Bação, P.; Cerejeira, J. & Portela, M., (2011). "Employment and exchange rates: the role of openness and technology". *Open Economies Review*, *22*(5): 969-984. Website: https://link.springer.com/article/10.1007/s11079-010-9191-z

- Baltagi, B. H., (2008). "Forecasting with panel data". *Journal of Forecasting*, 27(2): 153-173. DOI: https://doi.org/10.1002/for.1047

- Boccella, N. & Salerno, I., (2016). "Creative economy, cultural industries and local development". *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 223: 291-296. DOI: https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2016.05.370

- Bond, S. R., (2002). "Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice". *Portuguese Economic Journal*, 1(2): 141-162. DOI: https://doi.org/10.1007/s10258-002-0009-9

- Bontje, M. & Musterd, S., (2009). "Creative industries, creative class and competitiveness: Expert opinions critically appraised". *Geoforum*, 40(5): 843-852. DOI: https://doi.org/10.1016/j.geoforum.2009.07.001

- Beaudry, P. & Collard, F., (2002). "Why has the employment-productivity tradeoff among industrialized countries been so strong?". *NBER Working Paper*, No. 8754. Website: https://www.nber.org/papers/w8754

- Beier, G.; Matthess, M.; Shuttleworth, L.; Guan, T.; Grudzien, D. I. D. O. P.; Xue, B. et al., (2022). "Implications of Industry 4.0 on industrial employment: A comparative survey from Brazilian, Chinese, and German practitioners". *Technology in Society*, 70: 102028. DOI: https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2022.102028

- Bilan, Y.; Vasilyeva, T.; Kryklii, O. & Shilimbetova, G., (2019). "The creative industry as a factor in the development of the economy: dissemination of European experience in the countries with economies in transition". *Creativity Studies*, 12(1): 75-101. DOI: https://doi.org/10.3846/cs.2019.7453

- Boix-Domènech, R. & Rausell-Köster, P., (2018). "The economic impact of the creative industry in the European Union". *Drones and the Creative Industry: Innovative Strategies for European SMEs*, 19(3) 19-36. DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-319-95261-1_2

- Boix-Domenech, R. & Soler-Marco, V., (2017). "Creative service industries and regional productivity". *Papers in Regional Science*, 96(2): 261-279. DOI: https://doi.org/10.1111/pirs.12187

- Boschma, R. A. & Fritsch, M.و (2009). "Creative class and regional growth: Empirical evidence from seven European countries". *Economic Geography*, 85(4), 391-423. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1944-8287.2009.01048.x

- Carvalho, L. & Cruz, S. C. S., (2017). "Creative industries in Brazil: on the measurement of their size and relative importance". *Creative Industries Journal*, 10(3): 238-257. DOI: https://doi.org/10.1080/17510694.2017.1376173

- Campi, M.; Dueñas, M. & Ciarli, T., (2023). "Do Creative industries enhance employment growth? Regional evidence from Colombia". *Regional Studies*, 11(2) 1-17. DOI: https://doi.org/10.1080/00343404.2023.2210620

- Chapain, C.; Cooke, P.; De Propris, L.; MacNeill, S. & Mateos-Garcia, J., (2010). Creative clusters and innovation. *Putting Creativity on the Map. London: NESTA*. Website: https://reglab.dk/wordpress/wp-content/uploads/2016/05/nesta-1.pdf

- Chapain, C. & Stryjakiewicz, T., (2017). "Introduction–Creative industries in Europe: Drivers of (new) sectoral and spatial dynamics". *Creative Industries in Europe*, 12(2) 1-15. Website: https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-319-56497-5_1

- Daubaraitė, U. & Startienė, G. (2015). "Creative industries impact on national economy in regard to sub-sectors". *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 213: 129-134. DOI: https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.11.415

- Flew, T., (2002). Beyond ad hocery: defining creative industries. In: *Cultural Sites, Cultural Theory, Cultural Policy, The Second International Conference on Cultural Policy Research*. Website: *https://eprints.qut.edu.au/256/*

- Flew, T., (2010). "Toward a cultural economic geography of creative industries and urban development: introduction to the special issue on creative industries and urban development". *The Information Society*, 26(2): 85-91. DOI: https://doi.org/10.1080/01972240903562704

- Florida, R., (2002). *The Rise of the Creative Class: And How It's Transforming Work, Leisure and Everyday Life*. (1st ed.). New York: Basic Books.

- Florida, R. (2014). *The Rise of The Creative Class*, revisited. New York: Basic Books.

- Foord, J., (2009). "Strategies for creative industries: an international review". *Creative Industries Journal*, 1(2): 91-113. DOI: https://doi.org/10.1386/cij.1.2.91_1

- Garnham, N., (2005). "From cultural to creative industries: An analysis of the implications of the "creative industries" approach to arts and media policy making in the United Kingdom". *International Journal of Cultural Policy*, 11(1): 15-29. DOI: https://doi.org/10.1080/10286630500067606

- He, J. L. & Gebhardt, H., (2014). "Space of creative industries: A case study of spatial characteristics of creative clusters in Shanghai". *European Planning Studies*, 22(11): 2351-2368. DOI: https://doi.org/10.1080/09654313.2013.837430

- Herlina, H. & Harianto, B. T., (2021). "Finding the characteristics of creative people in developing villages for the foundation of creative industry". *Ekuilibrium: Jurnal Ilmiah Bidang Ilmu Ekonomi*, 16(1): 64-84. DOI: https://doi.org/10.24269/ekuilibrium.v16i1.2021.pp64-84

- Hesmondhalgh, D., (2018). *The Cultural Industries*. Sage.

- Higgs, P. & Cunningham, S., (2007). *Australia's creative economy: Mapping methodologies*. Brisbane: ARC Centre of excellence for creative industries and innovation (CCI). Website: https://eprints.qut.edu.au/225658/

- Howkins, J., (2001). *The Creative Economy: How People Make Money from Ideas.* Penguin UK.

- Innocenti, N. & Lazzeretti, L., (2019). "Do the creative industries support growth and innovation in the wider economy? Industry relatedness and employment growth in Italy". *Industry and Innovation*, 26(10): 1152–1173. DOI: https://doi.org/10.1080/13662716.2018.1561360

- Kabanda, P., (2015). *Work As Art: Links Between Creative Work and Human Development*. UNDP.

- Keynes, J. M., (1936). *The General Theory of Interest*. employment and money.

- Lazzeretti, L.; Innocenti, N. & Capone, F., (2017). "The impact of related variety on the creative employment growth". *The Annals of Regional Science*, 58(3), 491-512. DOI: https://doi.org/10.1007/s00168-016-0805-2

- Lee, S. Y.; Florida, R. & Acs, Z., (2004). "Creativity and entrepreneurship: A regional analysis of new firm formation". *Regional Studies*, 38(8): 879-891. DOI: https://doi.org/10.1080/0034340042000280910

- Lewis, W. A., (1954). Economic development with unlimited supplies of labour.

- Marco-Serrano, F.; Rausell-Koster, P. & Abeledo-Sanchis, R., (2014). "Economic development and the creative industries: a tale of causality". *Creative Industries Journal*, *7*(2): 81-91. DOI: https://doi.org/10.1080/17510694.2014.958383

- Melberg, H. O., (1992). *Unemployment:* Micro–Macro-Theories.

- Miège, B. & Garnham, N., (1979). "The cultural commodity". *Media, Culture & Society*, 1(3): 297-311. DOI: https://doi.org/10.1177/016344377900100307

- Miller, T., (2009). "From creative to cultural industries: Not all industries are cultural, and no industries are creative". *Cultural Studies*, 23(1): 88-99. DOI: https://doi.org/10.1080/09502380802326660

- O'connor, J., (2007). *The Cultural and Creative Industries: A Review of the Literature*. Arts Council England.

- Oakley, K., (2004). "Not so cool Britannia: The role of the creative industries in economic development". *International Journal of Cultural Studies*, 7(1): 67-77. DOI: https://doi.org/10.1177/1367877904040606

- Outlook, C. E., (2022). *In The International Year of Creative Economy for Sustainable Development: Pathway to Resilient Creative Industries.* UNCTAD: Geneva, Switzerland.

- Oyekunle, O. A., (2017). "The contribution of creative industries to sustainable urban development in South Africa". *African Journal of Science, Technology, Innovation and Development*, 9(5): 607-616. DOI: https://doi.org/10.1080/20421338.2017.1327932

- Pindiriri, C., (2020). "Taking stock of the impact of sanctions on livelihoods and poverty in Zimbabwe". *Defence and Peace Economics*, 31(8): 1006-1020. DOI: https://doi.org/10.1080/10242694.2019.1661177

- Potts, J. & Cunningham, S., (2008). "Four models of the creative industries". *International Journal of Cultural Policy*, 14(3): 233-247. DOI: https://doi.org/10.1080/10286630802281780

- Rozentale, I. & Lavanga, M., (2014). "The "universal" characteristics of creative industries revisited: The case of Riga". *City, Culture and Society*, 5(2): 55-64. DOI: https://doi.org/10.1016/j.ccs.2014.05.006

- Scott, A. J., (2006). "Creative cities: Conceptual issues and policy questions". *Journal of Urban Affairs*, 28(1): 1-17. DOI: https://doi.org/10.1111/j.0735-2166.2006.00256.x

- Stam, E.; De Jong, J. P. & Marlet, G., (2008). "Creative industries in the Netherlands: Structure, development, innovativeness and effects on urban growth". *Geografiska Annaler: series B, Human Geography*, 90(2): 119-132. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1468-0467.2008.00282.x

- Smith, A. (1869). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations, volume 1 (Vol. 1*). Oxford: Clarendon Press.

- Snowball, J. & Mapuma, A., (2021). "Creative industries micro-enterprises and informality: a case study of the Shweshwe sewing industry in South Africa". *Journal of Cultural Economy*, 14(2): 194-208. DOI: https://doi.org/10.1080/17530350.2020.1800505

- Thomassen, A. (2007). Design of the netgeneration: streaming the flow of design and science in the educational practice of the creative industry. *Kybernetes*, 36(9/10), 1529-1542. DOI: https://doi.org/10.1108/03684920710827463

- Todaro, M. (1989). *Economic Development in the Third World Countries.* Translated by Gholam Ali Farjadi.

- UNCTAD. (2018). Creative Economy Outlook: Trends in International Trade in Creative Industries. *In United Nations Conference on Trade and Development.*

- White, D. S.; Gunasekaran, A. & H. Roy, M., (2014). "Performance measures and metrics for the creative economy". *Benchmarking: An International Journal*, 21(1): 46-61. DOI: https://doi.org/10.1108/BIJ-03-2012-0017

- Zachorowska-Mazurkiewicz, A. & Sierotowicz, T., (2017). "Women, men and creativity in higher education sector: comparative studies of leading EU and ECE countries". *Journal of International Studies*, 10(3): 105-119. DOI: https://doi.org/ 10.14254/2071-8330.2017/10-3/8

- Zhou, S.; Siriboonchitta, S.; Yamaka, W. & Maneejuk, P., (2020). "The impact of cultural industry on economic and employment growth in China". *Journal of Administrative and Business Studies,* 6(4): 129-137. DOI: https://doi.org/10.20474/jabs-6.4.3

- Zobeiri, H.; Jafari Samimi, A. & Ehsani, M., (2022). The impact of creative industries on gross domestic product using Generalized Method of Moments (GMM). *Iranian Economic Review*, In press. DOI: https://doi.org/10.22059/ier.2022.87700

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۸، پاییز 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 صنایع خلاق بر نرخ اشتغال (روش گشتاورهای تعمیم‌یافته)

هدی زبیری[۱]، مریم احسانی[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28218.3624
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۰۸
صص: ۲۲۱-۱۹۳

چکیده

اهمیت رو به رشد صنایع خلاق در طی سالیان اخیر، این صنایع را به موضوع بحث در اقتصاد جهانی مبدل کرده است؛ به‌نحوی‌که بسیاری از کشورها جایگاه ویژه‌ای را برای این صنایع درنظر می‌گیرند. در دهه‌های اخیر تغییراتی در ساختار اقتصادها به‌وقوع پیوسته که موجب تغییر شکل ساختار اشتغال در کشورها شده است. صنایع خلاق به‌سرعت درحال تبدیل شدن به موتورهای قدرتمند رشد و توسعهٔ اقتصادی هستند و این امر پیامدهای عمیقی در ساختارهای اقتصادی و اشتغال جوامع به‌دنبال دارد. صنایع خلاق از خلاقیت، نوآوری، مهارت‌ها و توانایی افراد برای ایجاد اشتغال استفاده می‌کنند و پتانسیل بالایی در گسترش آن دارند. خلاقیت به‌عنوان یک دارایی استراتژیک کلیدی که در فرآیند تولید همهٔ کالاها و خدمات مهم است، در الگوهای اقتصادی نمود پیدا کرده است. ازطرف دیگر، خلاقیت، یک فرآیند ذهنی است که نمی‌توان آن را از نظام فرهنگی و اجتماعی که افراد در آن فعالیت می‌کنند، جدا نمود؛ از این‌رو، پژوهش حاضر نقش صنایع خلاق را در اشتغال ۹۸ کشور توسعه‌یافته و درحال توسعه طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۱ الی ۲۰۲۰م. با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد بررسی قرار می‌دهد؛ بدین‌منظور در این پژوهش، سه الگو برآورد شده است. نتایج این پژوهش نشان‌دهندهٔ اثر مثبت و معنادار صنایع خلاق بر اشتغال کشورهای موردمطالعه در تمامی الگوهای پژوهش است. براساس نتایج به‌دست آمده ضریب صنایع خلاق در کشورهای توسعه‌یافته (۰٫۳۵۳۹) از مقدار این ضریب در کشورهای درحال توسعه (۰٫۲۹۹۲) بیشتر است؛ بنابراین انتظار می‌رود میزان تأثیرگذاری تولیدات خلاقانهٔ فرهنگی و هنری بر اشتغال در این کشورها بیشتر از کشورهای درحال توسعه باشد؛ از دیگر یافته‌های پژوهش می‌توان به تأثیر منفی تورم بر اشتغال و هم‌چنین تأثیر مثبت سرمایهٔ انسانی، تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری و درجهٔ باز بودن اقتصاد بر اشتغال اشاره نمود.

کلیدواژگان: صنایع خلاق، هنر، صنایع فرهنگی، اشتغال، توسعهٔ پایدار، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM).
طبقه‌بندی JEL: Z1, E24, C33.

۱. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: h.zobeiri@umz.ac.ir
۲. کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
Email: m.ehsani@stu.umz.ac.ir

ارجاع به مقاله: زبیری، هدی؛ و احسانی، مریم، (۱۴۰۲). «اثر صنایع خلاق بر نرخ اشتغال (روش گشتاورهای تعمیم‌یافته)». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۸): ۱۹۳-۲۲۱. doi: 10.22084/aes.2023.28218.3624
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5357.html?lang=fa

Vol. 12, No. 48, Winter (2024)

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 Asymmetric Effects of Open Economy Indicators on the Gini Coefficient of Income Deciles in Iran

Reza Ashraf Ganjoei[1]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28462.3643
Received: 2023.10.27; Accepted: 2023.12.16
Pp: 223-261

Abstract

The purpose of this article is to analyze the impact of open economy indicators including economic openness and foreign direct investment on income distribution in Iran during the years 1996 to 2018. For this purpose, we use fuzzy regression with asymmetric coefficients. The reason for using it is very high flexibility in analysis. For each income decile, an optimal model is estimated that shows the effect of open economy indicators on the Gini coefficient of income deciles. The results show that the average effect of foreign direct investment on the Gini coefficient of income deciles is zero or very small and reduces inequality. But the maximum impact of foreign direct investment on the Gini coefficient of income deciles has increased, which leads to inequality in income distribution. This is due to the lack of appropriate programs and policies in the economy, so that we can use the opportunity of foreign direct investment to reduce inequality. Also, the results show that the maximum effect of the degree of economic openness on the Gini coefficient of income deciles is zero, which means that the degree of economic openness does not increase inequality. In order to strengthen or weaken foreign relations. Therefore, the amount of subsidy paid to each of the income deciles provides the infrastructure needed to attract foreign investment and provides measures for the treasury to tax the income deciles.

Keywords: Gini Coefficient, Asymmetric Coefficients, Fuzzy Regression, Open Economy Indicators.

JEL Classification: I32, I 38, O33, O34, O38.

1. Assistant Professor, Economics Department, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.
Email: reza_ash@eco.usb.ac.ir

Citations: Ashraf Ganjoei, R., (2024). "Investigating the Asymmetric Effects of Open Economy Indicators on the Gini Coefficient of Income Deciles in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(48): 223-261. doi: 10.22084/aes.2023.28462.3643
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5411.html?lang=en

1. Introduction

Today, international trade plays an essential role in economic life. The volume of world trade has increased significantly in recent decades and it can be seen that the countries that have gone ahead with the policy of export development instead of import substitution have moved towards further industrialization and development, so trade has a significant effect on progress and prosperity. Economic has an effect on income inequality by increasing trade with other countries and increasing the share of trade in GDP. The Gini index, or Gini coefficient (income inequality) is a measure of the distribution of income across a population developed by the Italian statistician Corrado Gini in 1912. Income inequality is one of the similarities between developing countries and is a problem that most societies have faced in different eras. Also income inequality is the cause of many other problems, such as increased mortality, reduced fertility, and insecurity. Poverty in any country depends on two factors: the average level of national income, the degree of inequality in income distribution. It is clear that at any level of per capita national income, the more unequal the distribution of income, the greater the poverty. Unequal income distribution increases class gaps, reduces incentives to work, widespread poverty, political conflict, and pervasive corruption Angeles (2011), Chintrakarn (2012), Akmal (2007). Today, international trade plays an essential role in economic life. The content of global trade has increased significantly in recent decades. Trade has a great impact on economic development. Many factors affect the level of income inequality. These factors are divided into five categories: economic growth and development, demographic factors, political factors, historical, cultural and natural factors and macroeconomic factors. One of the factors that has recently been considered by researchers is globalization. In most domestic studies, only the indicator of trade openness has been discussed. In addition to foreign direct investment trade is also discussed Gemmell et al (2008), Feenstra et al (1997), Nawazish et al (1998), Tsai et al (2007), Salvatore et al (2007), Unctad et al (1996), Richardson et al (1995), Spencer et al (1986).

Fuzzy sets were introduced by L. A. Zadeh (2011). After introducing this notion the use of fuzzy data for modeling uncertain information in databases were

considered, and that is where the need to expand the Takagi-Sugeno-Kang (TSK) model was felt. Most of the researchers in this area have been focused on the development of the basic model and query language in order to display and retrieve uncertain data. Since then, modeling and regression analysis in fuzzy environment have been considered by theoretical and applied researchers Draeseke et al (2002), John et al (2005), Lindström et al (1998), Ganjoei et at (2020) . Linear regression with fuzzy coefficients was first introduced by Tanaka et al. In 1982. They considered the linear regression model with fuzzy coefficients. Since then, many researchers have studied its various aspects Asai et al (1982).

The main focus of this study is to present an application of the introduction of fuzzy logic in regression discussions. For this purpose, the effect of open economy indicators and the expansion of trade relations on the Gini coefficient of income deciles is analyzed. This study is important in various ways, including examining the trend of income distribution among income deciles. Therefore, economic planners and government officials can make appropriate decisions to strengthen or weaken trade relations, Tax collection rate or Payment of subsidies. The innovation of this study is outstanding in that although many domestic and foreign studies have examined economic openness and foreign direct investment on income distribution, and by using econometric methods including classical regression, the relationship and the degree of influence of the mentioned variables They have examined the distribution of income. Including Elias et al. (2023), Fauzel (2022) and Pant (2021), econometric methods have been used in all these studies. But in this study, using fuzzy regression with symmetric coefficients, values for each parameter and output variable, which is the Gini coefficient of each of the income deciles, have been estimated. Also, with the help of fuzzy regression with asymmetric coefficients, the non-linear behavior of the variables has been investigated. In each of the mentioned estimations, the fuzzy center and width have been calculated, so it can be said that fuzzy regression works more efficiently than normal regression, because in classical regression, only one specific value is calculated for the variables. The rest of this research continues in six sections as stated in the following. In section 2, we present a literature review. Section 3, presents the data description. Section 4, presents the

methodology of the research. Section 5, empirical results. In section 6, discussion and conclusions.

2. Literature Review

World trade has dynamically transformed closed economies into open economic systems. In this regard, we can refer to Adam Smith's theory of absolute advantage in 1776, in which countries were encouraged to produce and export goods in which they had an absolute advantage. After Adam Smith, Ricardo proposed the theory of comparative advantage, known as the theory of comparative cost. In this view, Ricardo proved that any country that has a comparative advantage in the production of a good or service, even if it does not have an absolute advantage, will be successful Spencer et al (1986). Its benefits will accrue to all countries that engage in this exchange. Heckcher - Ohlin proposed the theory of abundance, and other economists such as Johnson, Jonah, Stalper, and Samuelson completed it. According to this theory, each country will export goods for the production of which it has used its abundant resources in relatively large quantities, and will import goods whose production factors are scarce in the country. Harberler proposed the theory of imperfect division of labor, arguing that the division of international labor and international trade gives any country that enters the world economy the ability to specialize in the production of goods that are better produced and exported. And it is cheaper possible. In terms of international labor sharing and world trade, it leads to economic prosperity and increased national income Stępień et al (2009).

On the other hand, the impact of trade on welfare and the reduction of poverty and inequality can be expressed in such a way that the country's trade with the outside world changes the price of tradable goods in countries. It also provides better access to new goods and products. Trade also affects government revenues from commercial taxes. If trade is free with low prices of imported goods and competition with domestically produced goods and a decrease in the general level of prices, people's real incomes will increase, especially in the lower income classes of society, and will affect income inequality. Also, increasing exports is an

incentive for more production and income, which will lead to more employment and higher wage levels. Government policies to increase trade lead to increased revenue. For example, the government reduces the perception of corruption and smuggling by lowering high tariffs. Therefore, the impact of trade on welfare and income inequality can be categorized as follows: First: changing the price of tradable goods and their better and easier access to new products, Second: the change in the relative wages of skilled and unskilled labor and the cost of capital and thus the impact on the employment of poor people, Third, the impact of government revenues from commercial taxes and its ability to finance programs for the poor; Fourth: Changing investment and innovation incentives and impact on economic growth, Fifth: The effect of economic vulnerability to negative external shocks Basu et al (2007), Minhas et al (1986), Salvatore et al (2007). Regarding the effect of foreign trade on income distribution (ID), the studies have evaluated its commercial liberalization and globalization Meschi et al (2009), Muellbauer et al (1974), Bhagwati et al (2002), Ravallion et al (2007).

Unemployment and inflation are used as an internal factor and the economic openness index is used as an external the effective factor on ID Georgiou et al (2010), Easterly et al (1999). Assuming that the economic openness to foreign trade and investment are the most important indicators for economic globalization, in recent years, the study of the relationship between poverty and globalization process and the effect of such reforms on income distribution and poverty has been considered by many economists as politicians Muellbauer et al (1974), Babazade et al (2010). In fact, no general agreement has been yet made regarding the effect of economic openness on poverty and it is become one of the controversial issues in the globalization literature Lim et al (2014). The survey of foreign trade and income distribution using the input-output model in Brazil showed that the effect of trade expansion led to more equal income distribution than the alternative policies Bhagwati et al (2002). Some researchers believe that the poor would benefit from the trade liberalization Ravallion et al (2007) , where many others disagree with this theory and believe that these benefits are achieved by wealthy individuals of the society Lim et al (2014. Moreover, in other studies on the relationship between trade openness and poverty, it is shown that there is an inverse relationship between

trade openness and poverty, but it is difficult to confirm that trade openness works as a powerful force in reducing poverty in developing countries Champernowne et al (1974), Ravallion et al (2007). Meschi et al (2009) used a sample of 65 developing countries during 1980-1999 to study the effect of trade on income inequality in developing countries and found that trade (either through imports or exports) with high income countries led to worse income distribution. Gundlach et al (2010), showed that trade improves the welfare, but its direct effect on income distribution is low. This effect should be improved using appropriate policies; however, if these policies were not made properly, the trade profit would be neutralized or minimized. Martinez et al (2010), concluded that the per capita income of people had a positive relationship with two-way trade flow and in distribution. Once a two-way trade was formed between two countries, the country with better income distribution would have higher exports and, if a country had better income distribution by 10%, it would have higher export by about 4% Nixson et al (2006). Pant et al. (2021) have investigated the dynamic effect of trade openness on poverty in India. In this study, panel data method is used. The results of this study show that the process of trade liberalization followed in India (which led to an increase in the level of exports and imports) has helped to increase the level of per capita income in the economy. This has had a significant impact on poverty reduction, as it has led to a reduction in the incidence of poverty. Rezak et al. (2022) investigated the impact of foreign direct investment (FDI) on income inequality in Egypt during the period from 1975 to 2017. The results of this study show that Egyptian policymakers should continue and strengthen the open-door policy, because it has more benefits in improving income inequality.

Fazuel et al. (2022) have investigated the impact of trade on poverty reduction in the period of 1990-2017. Vector error correction model (VECM) is used in this study. Also, the differences of opinion about the impact of trade on poverty have been analyzed because some emphasize that trade can create new jobs. The results of this study show that poverty has no effect on reducing poverty in the short term, but it will reduce poverty in the long term. Akios et al. (2022) have investigated the long-term relationship between trade liberalization and income inequality. In this study, the panel model is used for 15 EU countries in the period 1985-2017. The

results show that there is no evidence that trade liberalization and income inequality have a long-run cointegration relationship. Elias et al. (2023) have investigated the impact of foreign direct investment and trade openness on poverty using annual data for the period 1990 to 2021 in sub-Saharan African countries. ARDL model is used in this study. The results of this study show that foreign direct investment in a short period has no specific effect on poverty. The study suggests to government officials, policy makers and investors to invest more in poor countries. As FDI is very important in creating jobs for the unemployed population which leads to increase in income. Taheri Far et al. (2023) have investigated the impact of economic openness and international trade on income inequality. In this study, a panel model consisting of 71 developing and developed countries for the years 1994-2017 has been used. The results of this study show that the openness of the economy will reduce inequality up to a certain level and then it will increase inequality.

2-1. A review of theoretical foundations

One of the significant topics in the literature of international economics is the study of the relationship between international trade and income inequality. In this section, the effects of trade liberalization on income distribution from the point of view of commercial theories are considered. The Heckscher-Ohlin model, as the standard model of international trade, considers the relative abundance of production factors (land, natural resources, labor and capital) as the main factor determining the relative advantage of countries. Therefore, a country that has a relatively large amount of capital will specialize in the production of capital goods and export them, and in contrast to a country that has a relatively abundant workforce, it will export them, especially in the production of consumer goods. According to the provisions of this theory, developed countries in their trade with developing countries export goods and services that rely on skilled labor and import goods and services that rely on low-skilled labor. Following the liberalization and removal of trade barriers, the intensification of trade between these two groups of countries will decrease the demand for unskilled workers in developed countries,

and this decrease in demand, assuming the stability of other conditions, leads to a decrease in their relative wages, the magnitude of this impact Wages depend on the sensitivity of wages to changes in demand. In countries with flexible wages, increasing trade with developing countries will lead to a decrease in the relative wages of low-skilled workers, and in countries with more inflexible wages, increasing trade with developing countries will mainly lead to more unemployment of low-skilled workers. (Salvatore, 2004).

Another point of view, which was first expanded and developed by international economists, results from the Stapler-Samuelson theorem, which will be discussed briefly. According to the Stapler-Samuelson theory, the increase in the price of domestic goods due to the imposition of higher tariffs or non-tariff protections (such as the imposition of quotas) will increase the real price of institutions that have a greater share in the production of that commodity. To put it more clearly, in a small country, the tariff increases the price of imported goods compared to exported goods to the amount of the tariff. As a result, the demand and, accordingly, the relative wages of institutions that use more intensively in import substitution industries will increase compared to those that use less intensively. Since import substitute goods use more institutions, which are rarer in the country, therefore, with the imposition of tariffs, the relative price of this institution increases. Therefore, the liberalization of trade and the reduction of tariff support for factory goods that use relatively more unskilled labor will cause the real wages of this group of workers to decrease compared to the wages received by skilled workers. According to the provisions of this case, the liberalization of trade in any country will increase the demand for the production of institutions that are relatively more abundant in that country, and as a result, the price of that input will also increase. Since skilled labor is abundant in developed countries and unskilled labor is abundant in developing countries, free trade between these two groups of countries will increase the demand and wages of skilled workers in rich countries, but in developing countries, demand will increase. And the wages of unskilled workers will be increased. As a result, trade liberalization in developing countries, unlike developed countries, will reduce inequality.

On the other hand, according to the new theory of trade, in developed countries, the production of factory goods is mainly in the form of imperfect competition, and specialization in it leads to lower costs through economies of scale. Therefore, with the removal of trade barriers, export incentives will increase. One of the predictions of this theory is that trade between industries will be more among countries that have similar income, taste and production structure, and in this case, trade will be beneficial, because with the increase in production scale, production costs and therefore The price of goods will decrease, but the prediction of this theory regarding the effects of trade between industries on relative wages is vague, and the change in demand and therefore the wages of the workforce with high or low skills depends on how the production of some goods decreases and some increases. The demand for unskilled workers depends on the type of technologies used in enterprises and how these technologies change in response to changes in production levels. Therefore, it is possible for developed countries to export goods based on skilled labor, just as it is possible for them to export goods based on unskilled labor. However, it is clear that society always benefits from lower prices and higher consumption possibilities, and in this transfer of resources, a group will definitely suffer losses (Salvatore, 2004).

3. Data Description

Economists divide the population of each society into ten ranks called deciles, in terms of income and consumption. The first decile represents ten percent of the least expensive households. Here we depict ten figures. The first to fourth income deciles are represents in Figures 1-4. In Years 2011-2013 income inequality has increased compared to other years. Figures 5-7 represents the fifth to seventh income deciles. These deciles have many fluctuations. Figure 8 represent the eighth income decile, as we can see, income inequality has decreased in 2009. The ninth and tenth deciles are represents in Figures 9-10. The amount of inequality is rising in the tenth deciles. Also open economy indicators include foreign direct investment (FDI) and economic openness (OPEN). Figures 11-12 represents OPEN and FDI, where OPEN is increasing over time and FDI has unstable behavior. Income decile

analysis data during 1995 - 2018 is taken from the Central Bank of Iran website (www.cbi.ir) and Statistical Center of Iran (www.amar.org.ir).

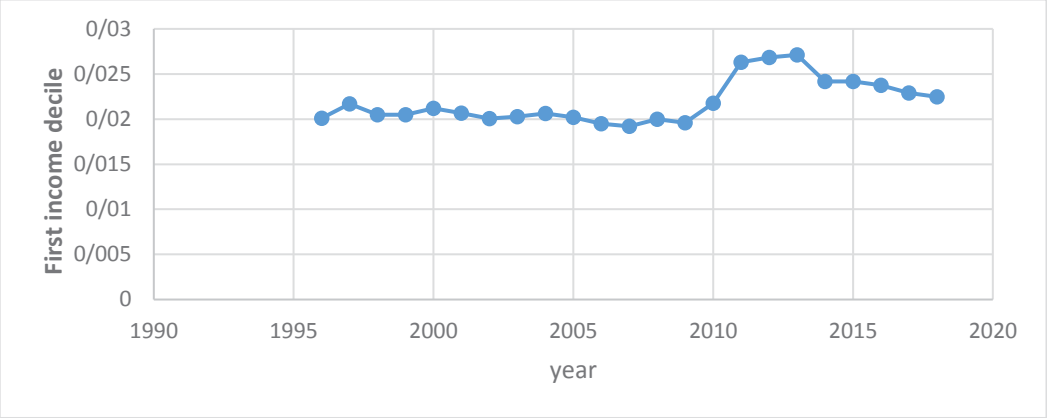


Fig. 1: First income decile

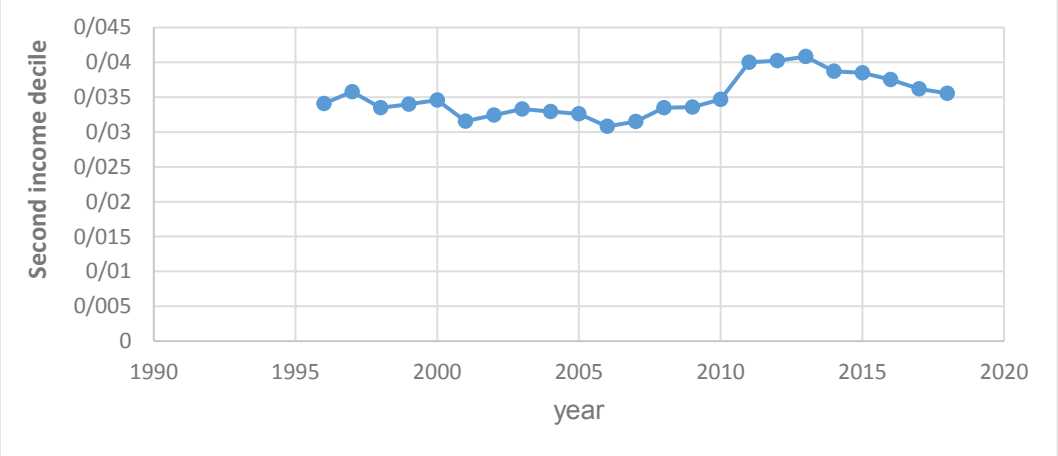


Fig. 2: Second income decile

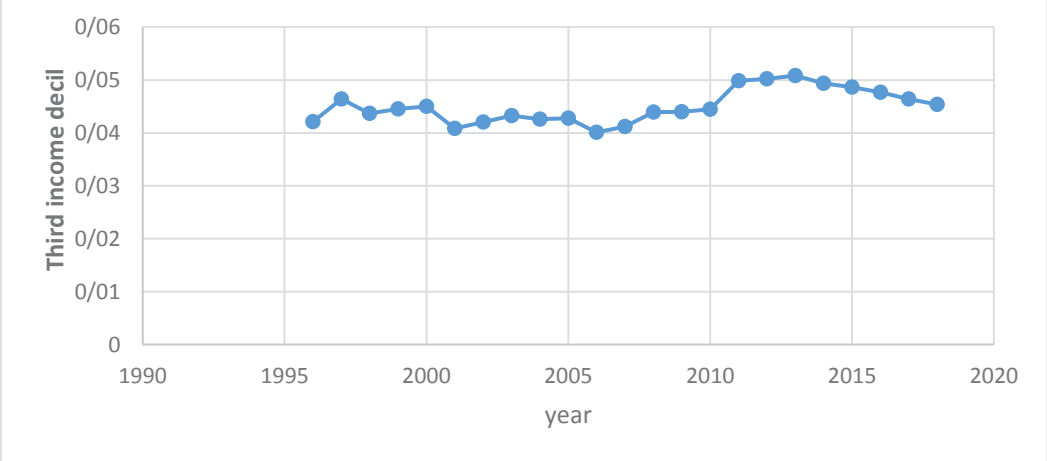


Fig. 3: Third income decile

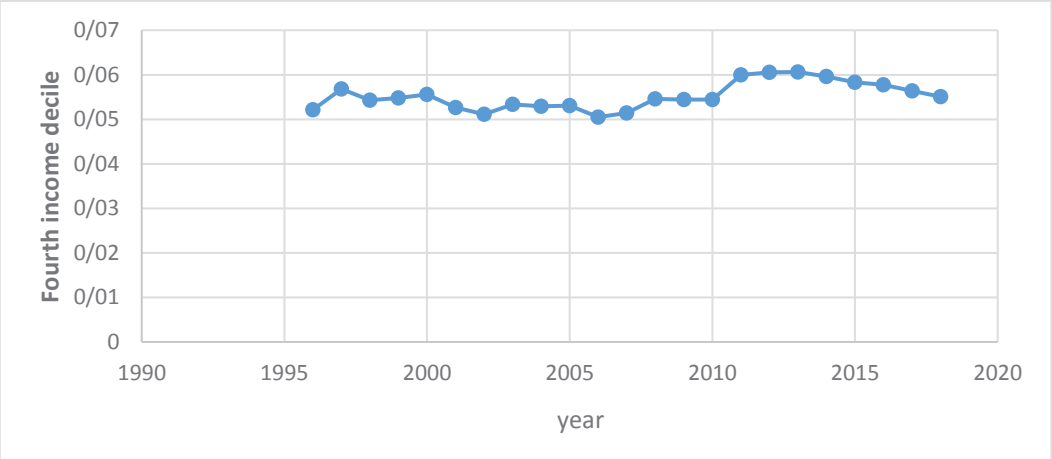


Fig. 4: Fourth income decile

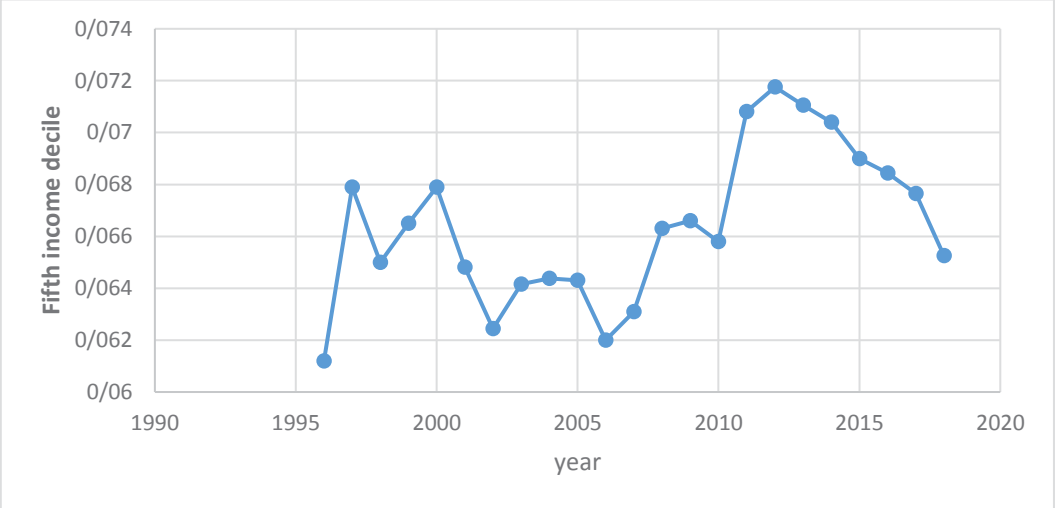


Fig. 5: Fifth income decile

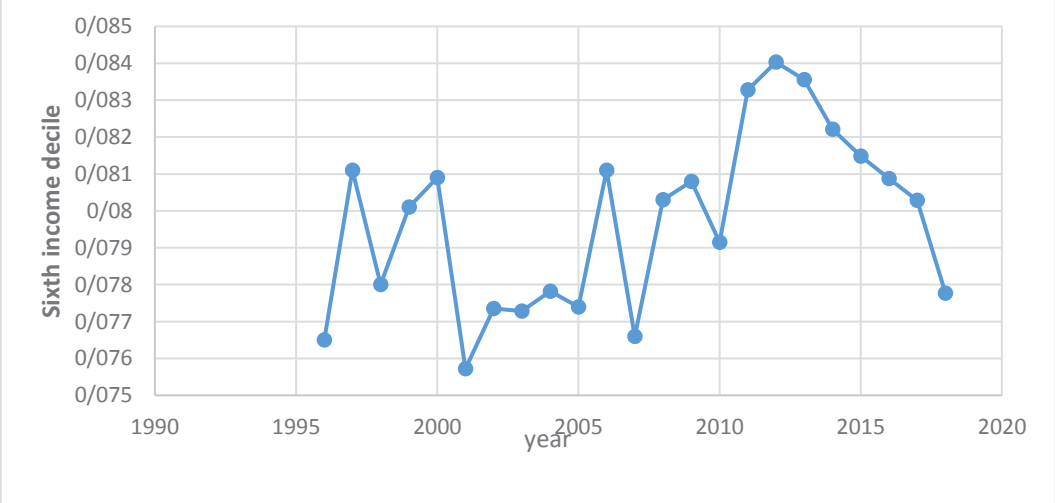


Fig. 6: Sixth income decile

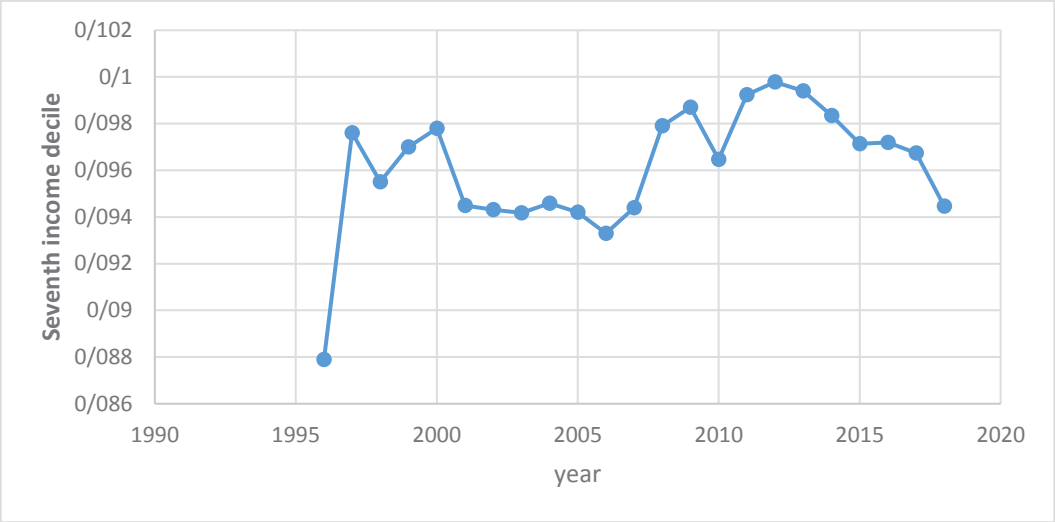


Fig. 7: Seventh income decile

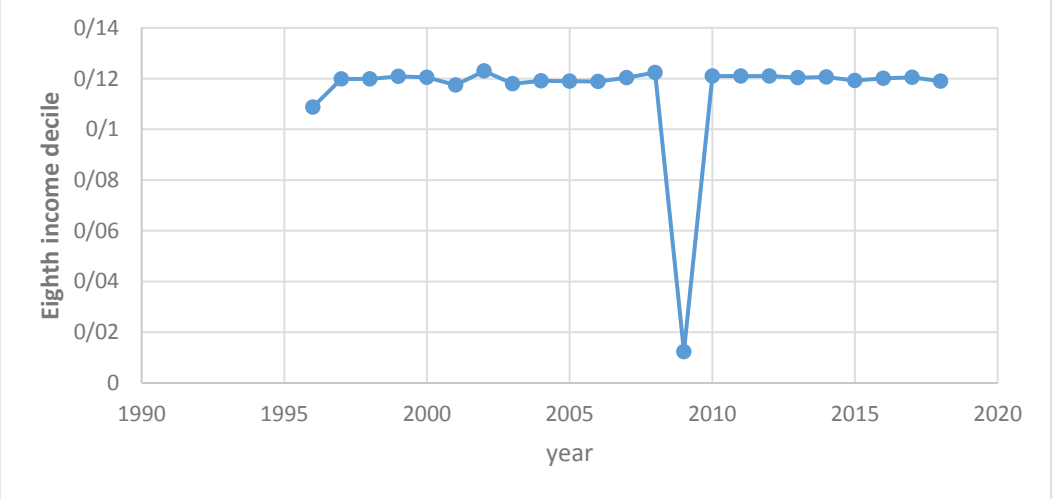


Fig. 8: Eighth income decile

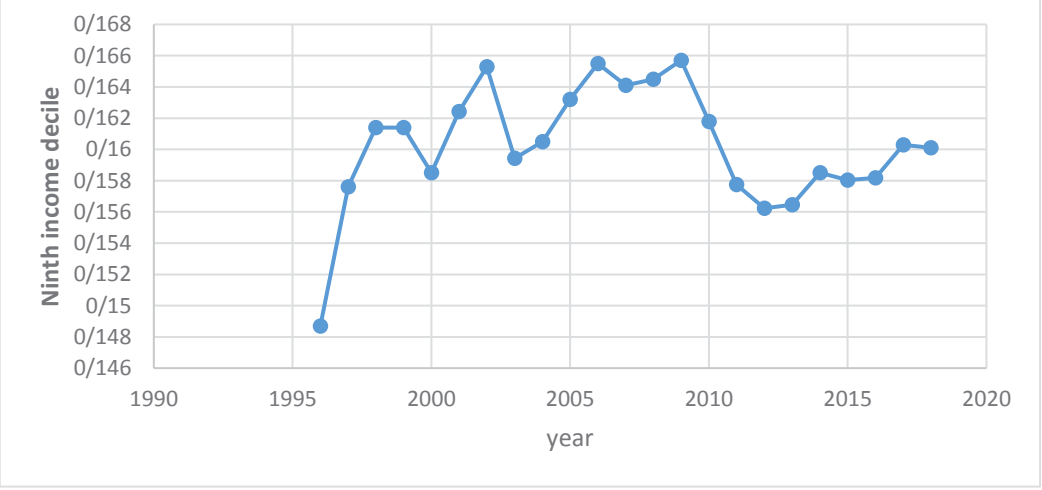


Fig. 9: Ninth income decile

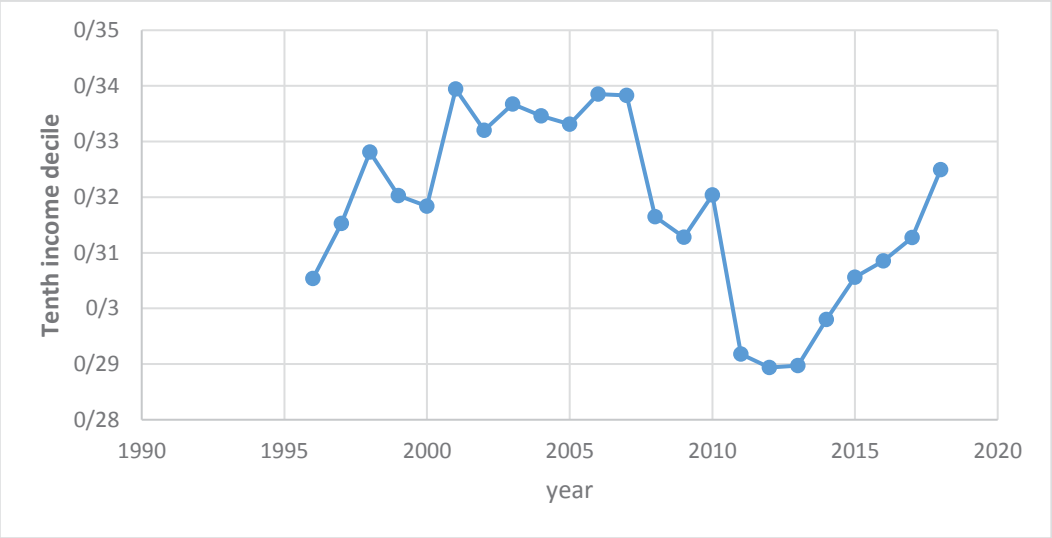


Fig. 10: Tenth income decile

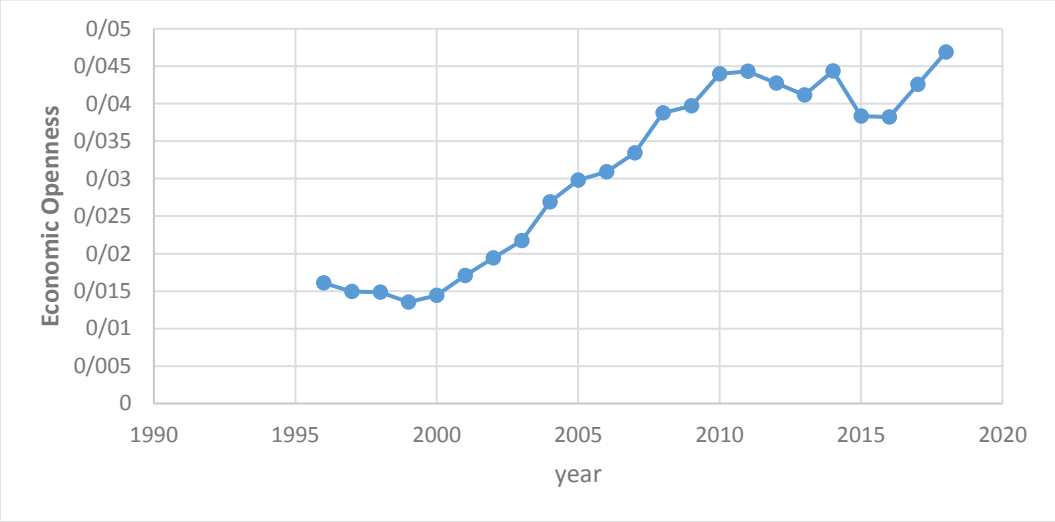


Fig. 11: Economic openness (OPEN)

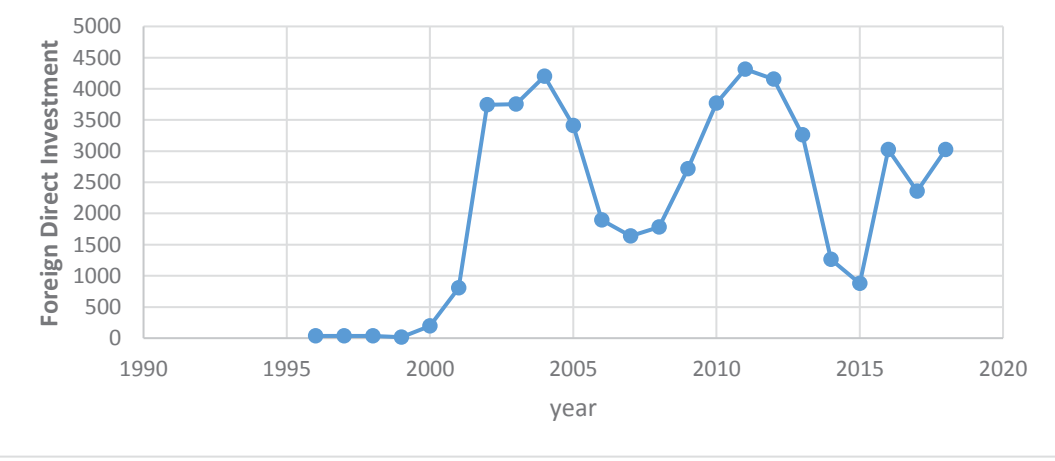


Fig. 12: Foreign direct investment (FDI)

4. Materials and Methods

Classical regression has strong assumptions for the establishment of statistical features of regression models. For example, normality or non-existence of autocorrelation and constancy of variance are part of the error of this assumption. Violation of any of these assumptions invalidates the results of classical regression analysis. In most cases, it is difficult to justify this assumption. Or in some cases they cannot be used properly. For example, in the observations or definitions of a system, inaccurate human estimates and judgments and insufficient information may be effective in the use of variables. In general, although classical regression has many uses, it will be misleading in the following conditions. 1- The number of observational data is insufficient. 2- The errors do not follow the normal distribution. 3- The relationship between independent and dependent variables is unclear. 4- There is ambiguity in relation to an event. 5- The assumptions of linearization are incorrect. In such situations where classical regression methodology and justifying its assumptions is a difficult task, the use of fuzzy regression, which provides a membership function with a possible distribution for imprecise or ambiguous, can increase our understanding of the system and provide better results. . On the other hand, in classical linear regression, for each series of input variables, a specific value is calculated for the output variable, while fuzzy regression estimates a range of possible values for the output variable. The distribution of these values is defined as a membership function. In general, there are three types of models to fit a fuzzy linear regression equation.

1- Possible fuzzy regression models

2- Least squares regression models

3- Regression models based on interval analysis

In this study, the fuzzy possibility regression model was used. This model obtains the most favorable regression equation by minimizing the degree of fuzziness. To achieve a good fit, an optimal model should be estimated. Considering that the membership functions used to display fuzzy numbers are triangular, fuzzy regression can be formulated in the form of a linear programming problem. Fuzzy regression models were first presented by Tanaka et al. in (1982).

These models obtain the best regression equation by minimizing the degree of fuzziness. This is done by minimizing the total width of the membership functions of the fuzzy coefficients of the regression equation. One of the possible fuzzy regression models is a model in which the coefficients are fuzzy and the observation input and output are non-fuzzy. In this section, we first give a brief description of fuzzy regression and then we state how to estimate the asymmetric fuzzy regression. Fuzzy regression analysis proposed by Tanaka et al (1982), where the general form of its model with fuzzy coefficients is as in (1).

$$\tilde{Y} = f(x, A) = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 x_1 + \tilde{A}_2 x_2 + \cdots + \tilde{A}_n x_n \qquad (1)$$

Fuzzy coefficients for variables x_n can be indicated $\tilde{\mathrm{A}}_{\mathrm{n}} = (a_n, s_n)$. So, the general form of the membership function $\tilde{A}$ can be written as (2) with respect to three parameters as center a, low width s^L and right width s^R Tanaka et al (1982):

$$\tilde{A}(\mathrm{x}) = \begin{cases} 1 - \dfrac{a - x}{s^L} & a - s^L \le x \le a \\ 1 - \dfrac{x - a}{s^R} & a < x \le a + s^R \end{cases} \qquad (2)$$

This membership function can also be displayed in another way. That is, the high width is expressed based on low width. Thus, $s^L = k\, s^R$ is placed in the above membership function, in which k is a real and positive number known as the kurtosis coefficients. Therefore, the asymmetric triangular fuzzy number $\tilde{A}$ can also be described by $\tilde{A} = (a, s^L, k)_{\mathrm{T}}$. In this case, the membership function $\tilde{A}$ is represented by (3).

$$\tilde{A}(x) = \begin{cases} 1 - \dfrac{a - x}{s^L} & a - s^L \le x \le a \\ 1 - \dfrac{x - a}{k s^R} & a < x \le a + k s^R \end{cases} \qquad (3)$$

Generally any asymmetric triangular fuzzy coefficient $\tilde{A}$ can be plotted by its low , low width s^L, center a and right width s^R depicted in Fig.13.

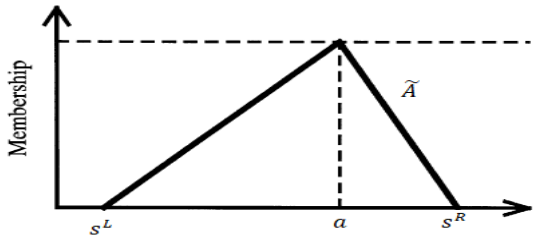


Fig. 13. Asymmetric triangular fuzzy number

In (3) if the value k = 1, then the asymmetric fuzzy number reduce to a symmetric fuzzy number depicted in Fig.14.

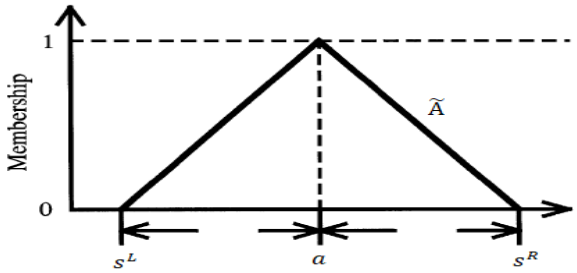


Fig. 14. Symmetric triangular fuzzy coefficient

To estimate the parameters of the fuzzy regression model (2), we consider two criterias. First, the membership value of each y_i in $\tilde{Y}_i$ should be a large number. Second, it is ensured that the fuzzy model has good fitting to the observations Tanaka et al (1982). Thus, we are looking for a model that:

(i) fuzzy output, $\tilde{Y}$ for all values $\tilde{Y}_j$, has the membership degree as large as h, that is

$$\tilde{Y}_j(y_j) \geq h \quad , \quad i = 1,2 \ldots, m \qquad (4)$$

(ii) the fuzzy coefficients $\tilde{A}_i$, are such that ambiguity of the fuzzy output $\tilde{Y}_j$ is minimized.

We summarize the steps of estimating fuzzy regression with symmetric and asymmetric coefficients in Sections 4.1and 4.2. See references Nawazish et al (1998), for further reading on fuzzy regression.

4-1. Algorithm I: Steps of linear programming algorithm for estimating fuzzy regression with symmetric coefficients.

1- First, we calculate the objective function according to Equation (5).

$$Z = 2ms_0 + 2\sum_{i=1}^{n}(s_i \sum_{j=1}^{m} x_{ji}) \qquad (5)$$

where x_{ji} means the j[th] observation of the i[th] variable

2- For estimate the width of the right, we calculate the right constraint according to Equation (6).

$$(1-h)s_0 + (1-h)\sum_{i=1}^{n}(s_0 x_{ji}) + a_0 + \sum_{i=1}^{n}(s_0 x_{ji}) \geq + y_i, \quad j = 1,2, \ldots, m \qquad (6)$$

3- For estimate the left width, we calculate the left constraint according to equation (7).

$$(1-h)s_0 + (1-h)\sum_{i=1}^{n}(s_0 x_{ji}) - a_0 - \sum_{i=1}^{n}(s_0 x_{ji}) \geq - y_i, \quad j = 1,2, \ldots, m \qquad (7)$$

4- We calculate the centers a_i , the width of the right s_i^R and the left s_i^L for the membership degree of 0.1 to 0.9 according to Equation (8).

$$f^c(\mathrm{x}) = a_0 + a_1x_1 + \cdots + a_nx_n$$

$$f_s^L(\mathrm{x}) = s_0^L + s_1^Lx_1 + \cdots + s_n^Lx_n$$

$$f_s^R(x) = s_0^R + s_1^Rx_1 + \cdots + s_n^Rx_n$$

(8)

4-2. Algorithm II: Steps of linear programming algorithm for estimating fuzzy regression with asymmetric coefficients

1- First, we calculate the objective function according to Equation (5).

2- For estimate the width of the right, we substitute $s_i^R = k_is_i^L$ in the constraint on the right according to Equation (9).

$$(1-\mathrm{h})\mathrm{s}_0^{\mathrm{R}} + (1-\mathrm{h})\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}}(\mathrm{s}_{\mathrm{i}}^{\mathrm{R}}\mathrm{x}_{\mathrm{ji}}) + \mathrm{a}_0 + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}}(\mathrm{a}_0\mathrm{x}_{\mathrm{ji}}) \geq +\mathrm{y}_{\mathrm{i}}\,,\ \mathrm{j} = 1,2,.,\mathrm{m} \qquad (9)$$

3- For estimate the width of the left, we substitute $s_i^R = k_is_i^L$ in the constraint on the left according to Equation (10).

$$(1-h)s_0^L + (1-h)\sum_{i=1}^{n}(s_i^Lx_{ji}) - a_0 - \sum_{i=1}^{n}(a_0x_{ji}) \geq -y_i\ ,$$
$$j = 1,2,.,m \qquad (10)$$

4- We calculate the centers a_i , the width of the right s_i^R and the left s_i^L for the membership degree of 0.1 to 0.9 according to Equation (8).

5. Empirical Results

In this section, we first give a brief explanation of how to estimate fuzzy regression with symmetric and asymmetric coefficients. In Algorithm I, the objective function is minimized by considering constraints steps 1-3 in section 4.1. The values of s2, s1, s0, a2, a1, and a0 are calculated (step 4 in section 4.1). Algorithm II, the objective function is minimized by considering constraints steps 1-3 in section 4.2. The values of s2, s1, s0, a2, a1, and a0 are calculated (step 4 in section 4.2). The observations comprises 24 years (1995-2018). Which is 48 constraints and for estimation are used GAMS software. In this study, foreign direct investment and the degree of economic openness are represented by X1, X2, as well as fuzzy center a1, a2 and fuzzy width s1, s2, respectively.

The results of the coefficients in the symmetric fuzzy coefficient state are represents in Tables A.1-A.10, (Estimation results are in appendix A). According to the findings, the value of the objective functions (Z) and the MSE of different models are the same for different values of h. We represent the MSE values, objective function (Z), centers and spreads fuzzy regression for the first to tenth deciles of income (for h = 0.5) in Table 1.

Tab. 1: The results of the fuzzy symmetric regression for the first to tenth decile, h = 0.5

income decile	h	centers			spreads			Z	MSE
		a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
first income decile	0.5	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24
second income decile	0.5	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35
third income decile	0.5	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38
fourth income decile	0.5	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92
fifth income decile	0.5	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08
sixth income decile	0.5	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81
seventh income decile	0.5	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66
eighth income decile	0.5	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05
ninth income decile	0.5	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07

tenth income decile	0.5	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48

One of the reasons for using fuzzy regression with asymmetric coefficients in this study is its flexibility in analyzing the asymmetric effect of the investigated variables on income deciles. Which is very important in terms of economic analysis. Therefore, it is necessary to first give a brief explanation of fuzzy regression with asymmetric coefficients. In this method, by using arbitrary coefficients of elongation (k0, k1, k2), it is possible to check the asymmetric behavior of foreign indirect investment and the degree of economic openness on income inequality. This issue makes us identify the best model for each of the income deciles. For this purpose, values for elongation coefficients have been chosen arbitrarily, which are shown in Tables 2-11. In the asymmetric mode, to achieve a optimal model is solved the model for different values of k_i. A model with a lower MSE is selected as the optimal model. Assume that from the a priori information we select the following values for k_i:

k_0=l.4, k_1=1.6, k_2 =1.9.

We find that in case of asymmetric membership functions, as the skew factor increases, the variations of k_i have not influence on the MSE values, objective function (Z), centers and spreads. These results are shown in Tables B1-B10, (Estimation results are in appendix B). Further analysis generates Tables 2-11 which shows the values of the spreads and centers at different settings of skew factors. One of the important results of these analyzes is the different MSE values for income deciles. Here, in each setting we have kept the values of two skew factors fixed at 1 and changed the value of the third one. Analyzing the above results, we conclude that k_0 is the dominant skew factor. Keeping k0 constant then changing either k_1 or k_2 or both will not produce any variations in $\tilde{A}_i$.

Tab. 2: The results of the fuzzy asymmetric regression for first income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.25	1	1	0	0.185	0	0.010	0.077	3.166	0.304	1.25
0.5	1.4	1	1	0	0.180	0	0.010	0.077	3.141	0.302	0.54

0.5	1.9	1	1	0	0.188	0	0.014	0.077	3.130	0.300	2.36
0.5	2.6	1	1	0	0.184	0	0.014	0.074	3.181	0.309	4.29
0.5	1	1.4	1	0	0.183	0	0.011	0.072	3.134	0.307	4.02
0.5	1	1.9	1	0	0.186	0	0.014	0.075	3.166	0.307	1.27
0.5	1	3.5	1	0	0.181	0	0.017	0.071	3.137	0.300	2.54
0.5	1	1	1.4	0	0.187	0	0.013	0.079	3.192	0.300	3.89
0.5	1	1	3.5	0	0.187	0	0.012	0.076	3.162	0.300	21.5

Tab. 3: The results of the fuzzy asymmetric regression for second income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.25	1	1	0	0.244	0	0.032	0.052	0.094	0.191	2.40
0.5	1.4	1	1	0	0.250	0	0.031	0.051	0.097	0.190	1.05
0.5	1.9	1	1	0	0.261	0	0.039	0.056	0.091	0.193	3.27
0.5	2.6	1	1	0	0.288	0	0.036	0.058	0.094	0.193	2.98
0.5	1	1.4	1	0	0.269	0	0.033	0.054	0.095	0.195	2.06
0.5	1	1.9	1	0	0.255	0	0.033	0.051	0.091	0.195	0.02
0.5	1	3.5	1	0	0.270	0	0.033	0.050	0.099	0.187	1.04
0.5	1	1	1.4	0	0.270	0	0.030	0.058	0.095	0.193	2.84
0.5	1	1	3.5	0	0.270	0	0.030	0.050	0.090	0.199	1.99

Tab. 4: The results of the fuzzy asymmetric regression for third income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.25	1	1	0	0.350	0	0.047	0	0.162	0.240	0.215
0.5	1.4	1	1	0	0.342	0	0.043	0	0.140	0.242	3.05
0.5	1.9	1	1	0	0.332	0	0.040	0	0.161	0.238	4.99
0.5	2.6	1	1	0	0.381	0	0.046	0	0.137	0.233	3.84
0.5	1	1.4	1	0	0.354	0	0.041	0	0.107	0.230	2.63
0.5	1	1.9	1	0	0.382	0	0.049	0	0.134	0.266	4.04
0.5	1	3.5	1	0	0.316	0	0.044	0	0.162	0.292	2.58
0.5	1	1	1.4	0	0.358	0	0.044	0	0.141	0.201	3.55
0.5	1	1	3.5	0	0.351	0	0.044	0	0.157	0.254	2.07

Tab. 5: The results of the fuzzy asymmetric regression for fourth income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.25	1	1	0	0.323	0	0.054	0.011	1.42	0.217	3.55
0.5	1.4	1	1	0	0.310	0	0.054	0.011	1.42	0.265	3.66
0.5	1.9	1	1	0	0.308	0	0.054	0.014	1.41	0.247	2.88
0.5	2.6	1	1	0	0.301	0	0.0540	0.010	1.48	0.202	5.01
0.5	1	1.4	1	0	0.308	0	0.050	0.013	1.44	0.227	4.28
0.5	1	1.9	1	0	0.302	0	0.057	0.016	1.46	0.237	2.99
0.5	1	3.5	1	0	0.303	0	0.057	0.013	1.49	0.211	1.27
0.5	1	1	1.4	0	0.309	0	0.053	0.018	1.47	0.214	2.64
0.5	1	1	3.5	0	0.304	0	0.051	0.012	1.42	0.215	4.02

Tab. 6: The results of the fuzzy asymmetric regression for fifth income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.25	1	1	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	3.31
0.5	1.4	1	1	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	4.22
0.5	1.9	1	1	0.002	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	1.58
0.5	2.6	1	1	0.008	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	2.68
0.5	1	1.4	1	0.005	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	3.79
0.5	1	1.9	1	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	2.94
0.5	1	3.5	1	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	4.33
0.5	1	1	1.4	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	4.09
0.5	1	1	3.5	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	4.88

Tab. 7: The results of the fuzzy asymmetric regression for sixth income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.25	1	1	0	0.300	0	0.078	0.090	9.59	0.220	2.01
0.5	1.4	1	1	0	0.305	0	0.078	0.097	9.66	0.220	3.87
0.5	1.9	1	1	0	0.301	0	0.078	0.095	9.31	0.264	2.55
0.5	2.6	1	1	0	0.304	0	0.075	0.092	9.20	0.220	4.81
0.5	1	1.4	1	0	0.306	0	0.071	0.094	9.41	0.263	1.08
0.5	1	1.9	1	0	0.303	0	0.076	0.091	9.73	0.208	2.21

0.5	1	3.5	1	0	0.307	0	0.072	0.090	9.46	0.291	3.61
0.5	1	1	1.4	0	0.305	0	0.078	0.095	9.08	0.288	0.52
0.5	1	1	3.5	0	0.305	0	0.074	0.096	9.27	0.234	4.55

Tab. 8: The results of the fuzzy asymmetric regression for seventh income decile

h	K_0	K_1	K_2	**S_0**	**S_1**	**S_2**	**a_0**	**a_1**	**a_2**	**Z**	**MSE**
0.5	1.25	1	1	0.01	0	0	0.099	0.042	1.58	0.446	3.45
0.5	1.4	1	1	0.01	0	0	0.053	0.042	1.01	0.446	3.58
0.5	1.9	1	1	0.07	0	0	0.007	0.043	1.83	0.453	3.40
0.5	2.6	1	1	0.04	0	0	0.053	0.041	1.91	0.416	2.99
0.5	1	1.4	1	0.02	0	0	0.002	0.044	1.74	0.457	2.05
0.5	1	1.9	1	0.01	0	0	0.044	0.040	1.91	0.411	1.66
0.5	1	3.5	1	0.09	0	0	0.043	0.047	1.38	0.466	4.08
0.5	1	1	1.4	0.02	0	0	0.060	0.047	1.86	0.407	3.88
0.5	1	1	3.5	0.05	0	0	0.057	0.045	1.60	0.400	0.09

Tab. 9: The results of the fuzzy asymmetric regression for eighth income decile

h	**K_0**	**K_1**	**K_2**	**S_0**	**S_1**	**S_2**	**a_0**	**a_1**	**a_2**	**Z**	**MSE**
0.5	1.25	1	1	0	1.939	0	0.321	0	2.900	0.338	1.25
0.5	1.4	1	1	0	1.652	0	0.321	0	2.410	0.302	1.67
0.5	1.9	1	1	0	1.530	0	0.301	0	2.128	0.396	2.04
0.5	2.6	1	1	0	1.955	0	0.301	0	2.115	0.330	0.61
0.5	1	1.4	1	0	1.438	0	0.301	0	2.642	0.364	0.08
0.5	1	1.9	1	0	1.884	0	0.331	0	2.552	0.337	1.82
0.5	1	3.5	1	0	1.722	0	0.331	0	2.912	0.338	2.92
0.5	1	1	1.4	0	1.095	0	0.381	0	2.632	0.330	1.82
0.5	1	1	3.5	0	1.631	0	0.321	0	2.002	0.364	2.38

Tab. 10: The results of the fuzzy asymmetric regression for ninth income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.25	1	1	0.052	0.045	0	0.350	0	1.973	0.284	0.52
0.5	1.4	1	1	0.036	0.036	0	0.151	0	1.350	0.426	1.36
0.5	1.9	1	1	0.049	0.020	0	0.192	0	1.973	0.421	2.55
0.5	2.6	1	1	0.066	0.012	0	0.163	0	1.973	0.420	3.45
0.5	1	1.4	1	0.010	0.084	0	0.023	0	1.866	0.458	3.40
0.5	1	1.9	1	0.018	0.041	0	0.934	0	1.530	0.552	2.87
0.5	1	3.5	1	0.092	0.036	0	0.309	0	0.973	0.501	4.61
0.5	1	1	1.4	0.001	0.091	0	0.203	0	1.658	0.582	3.82
0.5	1	1	3.5	0.094	0.068	0	0.523	0	0.950	0.588	2.51

Tab. 11: The results of the fuzzy asymmetric regression for tenth income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.25	1	1	0	0.940	0	0.321	0	2.29	0.135	2.08
0.5	1.4	1	1	0	1.863	0	0.301	0	2.29	0.135	3.84
0.5	1.9	1	1	0	1.821	0	0.304	0	2.34	0.131	0.84
0.5	2.6	1	1	0	1.830	0	0.300	0	2.37	0.129	1.05
0.5	1	1.4	1	0	0.911	0	0.318	0	2.37	0.129	5.10
0.5	1	1.9	1	0	1.801	0	0.311	0	2.04	0.118	2.90
0.5	1	3.5	1	0	1.721	0	0.331	0	2.39	0.115	0.01
0.5	1	1	1.4	0	1.763	0	0.321	0	2.39	0.127	1.73
0.5	1	1	3.5	0	1.731	0	0.321	0	2.39	0.127	0.013

As stated, the purpose of this type of analysis is to select a optimal model for each of the income deciles. Therefore, according to the MSE values, the optimal model can be selected and the impact of each of the open economy indicators on income deciles can be determined. Models 11-20 show the optimal model for each income deciles. Where $Gini_i$, i= 1,2,…,10 is Gini coefficient the first to third income. FDI is foreign direct investment, $open$ is economic openness, MSE is Mean Squared Error and z is the value of the objective function (Gini coefficient).In fuzzy regression, $a_i$represents the center of the fuzzy number used in the analysis as the mean effectives of each of the coefficients, the s_i parameter shows the fuzzy

spread of a number and indicates that the higher the spread value, the impact is greater.

First income decile: $Gini_1 = (0.010\ ,0) + (0.077\ ,0.180)\ FDI + (3.141\ ,0) open$ (11)

MSE =0.54, z= 0.302

Second income decile: $Gini_2 = (0.033\ ,0) + (0.051\ ,0.255)\ FDI + (0.091\ ,0) open$ (12)

MSE = 0.02, z= 0.195

Third income decile: $Gini_3 = (0.047\ ,0) + (0\ ,0.350)\ FDI + (0.162\ ,\ 0\ ) open$ (13)

MSE = 0.215, z= 0.240

Fourth income decile: $Gini_4 = (0.057\ ,0) + (0.013\ ,0.303)\ FDI + (0.49\ ,0) open$ (14)

MSE = 1.27, z=0.211

Fifth income decile: $Gini_5 = (0\ ,0.002\ ) + (0.065\ ,\ 0.163)\ FDI + (3.97\ ,0) open$ (15)

MSE = 1.58, z=0.308

Sixth income decile: $Gini_6 = (0.78\ ,\ 0) + (0.095\ ,0.305)\ FDI + (9.08\ ,\ 0) open$ (16)

MSE = 0.52, z= 0.288

Seventh income decile: $Gini_7 = (0.057\ ,0.05) + (0.045\ ,0)\ FDI + (1.6\ ,\ 0) open$ (17)

MSE = 0.09, z= 0.400

Eighth income decile: $Gini_8 = (0.301\ ,0) + (0\ \ ,1.438)\ FDI + (2.642\ ,0) open$ (18)

MSE = 0.08, *z= 0.364*

Ninth income decile: $Gini_9 = (0.350\ , 0.052) + (0\ , 0.045)\ FDI + (1.973\ , 0) open$ (19)

MSE = 0.52, *z= 0.284*

Tenth income decile: $Gini_{10} = (0.331\ , 0) + (0\ , 1.721)\ FDI + (2.39\ ,\ 0) open$ (20)

MSE = 0.01, *z = 0.115*

According to the results, the mean effect of foreign investment is 0.077 and the maximum effect is 0.185, the average effect degree of economic openness is 3.141 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the first decile and the value of the Gini coefficient is 0.304. the average effect of foreign investment is 0.051 and the maximum effect is 0.255, the average effect degree of economic openness is 0.091 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the second income decile and the value of the Gini coefficient is *0.195*. The average effect of foreign investment is 0 and the maximum effect is 0.350, the average effect degree of economic openness is 0.162 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the third income decile and the value of the Gini coefficient is *0.240*.

The average effect of foreign investment is 0.013 and the maximum effect is 0.303, the average effect degree of economic openness is 1.49 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the fourth income decile and the value of the Gini coefficient is *0.211*. The average effect of foreign investment is 0 and the maximum effect is 0.581, the average effect degree of economic openness is 0.12 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the fifth income decile income decile and the value of the Gini coefficient is *0.308*.The average effect of foreign investment is 0.095 and the maximum effect is 0.305, the average effect degree of economic openness is 9.08 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the sixth income decile and the value of the Gini coefficient is *0.288*.

The average effect of foreign investment is 0.045 and the maximum effect is 0, the average effect degree of economic openness is 1.60 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the seventh income decile and the value of the Gini coefficient is *0.400*.The average effect of foreign investment is 0 and the maximum effect is 1.438, the average effect degree of economic openness is 2.642 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the eighth income decile and the value of the Gini coefficient is *0.364*.The average effect of foreign investment is 0 and the maximum effect is 0,045, the average effect degree of economic openness is 1,973 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the eighth income decile and the value of the Gini coefficient is 0.284.The average effect of foreign investment is 0 and the maximum effect is 1.721, the average effect degree of economic openness is 2.39 and the maximum effect is 0 on the Gini coefficient of the eighth income decile and the value of the Gini coefficient is *0.115*.

6. Discussion and Conclusions

In this study, the fuzzy regression model with symmetric and asymmetric coefficients is used. The parameters calculated in fuzzy regression are triangular. These triangular numbers consist of fuzzy center (a) and fuzzy width (s). that the fuzzy center forms the vertex of the triangle and the fuzzy width expresses the degree of fluctuation from the fuzzy center. The zero fuzzy center in each of the tables of the present study indicates that the relevant variable is only able to affect the dependent variable (income decile) as much as the fuzzy width. Now, if the fuzzy center is a number other than zero and the fuzzy width is zero, it means that the relevant variable affects the independent variable only as much as the fuzzy center. Another situation that can be imagined is that the fuzzy center and width are non-zero, which indicates that the average influence of the relevant variable was equal to the size of the fuzzy center, but it can also be effective up to the size of the fuzzy width. Finally, the last state is that for a variable, the fuzzy center and width are equal to zero, which indicates that the corresponding income decile is not affected by the said variable. According to these explanations, it can be stated that the results of fuzzy regression with symmetrical coefficients show that the effect of

the fuzzy center of foreign direct investment on the fifth, third, fourth, and seventh deciles, respectively, has the greatest impact on the inequality between income deciles. Also, the results of the fuzzy width of foreign direct investment have the greatest impact on the inequality between the ninth, tenth, eighth, third, sixth, first, second, fifth- and seventh-income deciles, respectively. The fuzzy center of the degree of trade openness has the greatest impact on the inequality between the fifth, second, ninth, tenth, fourth, first, sixth- and ninth-income deciles, respectively. Also, the results of the fuzzy width of the degree of commercial openness have the greatest impact on the inequality between the eighth, fourth, first, second, seventh- and ninth-income deciles, respectively.

The general results of the current study indicate that trade openness and foreign direct investment will increase inequality, although this measure is different for different income deciles. which with the results of studies by Tayibi et al. (2011), Azarbaijani et al. (2012), Ahmadzadeh et al. (2016), Jalai et al. (2020), Taherifar et al. (2023), Moradi et al. (2023), Castro (2010)), Basu and Georgia (2007), Herzer and Nannekamp (2011), Fazol et al. (2022) are consistent.

According to the results of this study, the impact of foreign direct investment on the Gini coefficient of income deciles is zero or very low. But the maximum (fuzzy width) effect of foreign direct investment on the Gini coefficient of income deciles has increased, which leads to inequality in income distribution. Therefore, the government should adopt important policies and create appropriate infrastructure to reduce inequality between income deciles. Since foreign direct investment strengthens the dual economic structure by increasing the wages of workers in a part of production, it also leads to the production of luxury and expensive goods that are demanded by the wealthy part of society. Other reasons for increasing income inequality include the production of inappropriate goods and designs that are not socially desirable, as well as the use of inappropriate (capital-intensive) production techniques. Also, the results show that the maximum effect of the degree of economic openness on the Gini coefficient of income deciles is zero, which means that the degree of economic openness does not increase inequality. All of these cases provide strong evidence that economic planning should be of different dimensions in order to properly absorb the effects of foreign trade.

Acknowledgments

The author of the article would like to thank the editorial board and referees of Iranian Applied Economics Quarterly.

Observation Contribution

This article was edited by the first author.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of Interest

References

- Akmal, M. S., (2007). "Stock returns and inflation: An ARDL econometric investigation utilizing Pakistani data". *Pakistan economic and social review*, 89-105. https://www.sid.ir/paper/621846/en

- Angeles-Castro, G., (2011). "The effect of trade and foreign direct investment on inequality: Do Governance and Macroeconomic Stability Matter?". *Economía Mexicana, Nueva Época,* 20(1): 181-219. https://www.redalyc.org/pdf/323/32319280005.pdf

- Asai, H. T. S. U. K.; Tanaka, S. & Uegima, K., (1982). "Linear regression analysis with fuzzy model". IEEE Trans. *Systems Man Cybern*, 12: 903-907. https://ieeexplore.ieee.org/stamp/stamp.jsp?arnumber=4308925

- Babazadeh, M.; Qavidel, S. & Amouzad Khalili, H., (2010). "Foreign Trade and Income Distribution: the case of Iran 1977-2007". *Applied Economics,* 1(2): 161-186. DOI: 10.22034/BS.2022.537979.2375

- Basu, P. & Guariglia, A., (2007). "Foreign direct investment, inequality, and growth". *Journal of Macroeconomics,* 29(4): 824-839. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2006.02.004

- Bhagwati, J. & Srinivasan, T. N., (2002). "Trade and poverty in the poor countries". *American Economic Review,* 92(2): 180-183. DOI: 10.1257/000282802320189212

- Bhagwati, J. & Srinivasan, T. N., (2002). "Trade and poverty in the poor countries". American Economic Review, 92(2): 180-183. DOI: 10.1257/000282802320189212

- Champernowne, D. G., (1974). "A comparison of measures of inequality of income distribution". *The Economic Journal,* 84(336): 787-816. https://doi.org/10.2307/2230566

- Chintrakarn, P.; Herzer, D. & Nunnenkamp, P., (2012)." FDI and income inequality: Evidence from a panel of US states". *Economic inquiry,* 50(3): 788-801. https://doi.org/10.2307/2230566

- Draeseke, R. & Giles, D. E., (2002). "A fuzzy logic approach to modelling the New Zealand underground economy". *Mathematics and computers in simulation,* 59(1-3): 115-123. https://doi.org/10.1016/S0378-4754(01)00399-8

- Easterly, W. & Fischer, S., (1999). *Inflation and the Poor.* The World Bank.

- Feenstra, R. C. & Hanson, G., (1997). "Foreign direct investment and alternative wages; evidence from Mexico's maquiladoras". *Journal of International Economics,* 42(3/4): 371-393. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(96)01475-4

- Ganjoei, R. A.; Akbarifard, H.; Mashinchi, M. & Esfandabadi, S. A. M. J., (2020). *Estimation of upper and lower bounds of Gini coefficient by fuzzy data.* Data in Brief, 105288.

- Ganjoei, R. A.; Akbarifard, H.; Mashinchi, M. & Esfandabadi, S. A. M. J., (2020). *A method for estimating width bands of variables in economics under uncertainty conditions.* Methods, X, 101184.

- Gemmell, N.; Kneller, R. & Sanz, I., (2008). "Foreign Investment, International Trade and the Size and Structure of Public Expenditures". *European Journal of Political Economy*, 24(1): 151-171. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2007.06.004

- Georgiou, M. N., (2010). *Income Distribution and Inflation: An Empirical Analysis for Western Europe (1995-2006).* Available at SSRN 1542696.

- Gini, C., (1912). *Variabilita' e Mutabilita, Studio economic ogiuridici, Universita di Cagliari Anno III*. Parte 2a, Reprinted in C: 211-382.

- Gundlach, E. & De Vaal, A., (2010). *Look before you leap: the economics of free trade and income redistribution* (No. 1583). Kiel Working Paper.

- John, R. I. & Innocent, P. R., (2005). "Modeling uncertainty in clinical diagnosis using fuzzy logic". *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics,* Part B (Cybernetics), 35(6): 1340-1350. DOI: 10.1109/TSMCB.2005.855588

- Lazear, E. P., (2014). "Performance pay and productivity". *American Economic Review,* 90(5): 1346-1361. https://www.jstor.org/stable/2677854

- Lim, G. C. & McNelis, P. D., (2012). *Income inequality.* trade and financial openness.

- Lindström, T., (1998). "A fuzzy design of the willingness to invest in Sweden". *Journal of economic behavior & organization,* 36(1): 1-17. https://doi.org/10.1016/S0167-2681(98)00067-5

- Meschi, E. & Vivarelli, M., (2009). "Trade and income inequality in developing countries". *World development,* 37(2): 287-302. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.06.002

- Minhas, B., (1962). "The homohypallagic production function, factor intensity reversals, and the Heckscher-Ohlin theorem". *Journal of Political Economy*, 70(2): 138-156. https://www.jstor.org/stable/1861811

- Muellbauer, J., (1974). "Inequality measures, prices and household composition". *The Review of Economic Studies,* 41(4): 493-504. https://www.jstor.org/stable/2296699

- Nawazish, A., (1998). "Globalization, its impact on the economies of OIC countries and the role of the private sector". *Journal of Economic Cooperation among Islamic Countries,* 19: 1-2. https://jecd.sesric.org/pdf.php?file=ART97100106-2.pdf

- Nixson, F. & Walters, B., (2006). "Privatization, income distribution, and poverty: the Mongolian experience". *World Development,* 34(9): 1557-1579. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.12.007

- Ravallion, M., (2007). "Looking beyond averages in the trade and poverty debate". In: *The Impact of Globalization on the World's Poor* (pp: 118-144): Palgrave Macmillan, London. Salvatore, D., (2007). "Growth, International Inequalities and Poverty in a Globalizing World". *Journal of Policy Modeling,* 29: 635-641. https://ideas.repec.org/a/eee/jpolmo/v29y2007i4p635-641.html

- Stępień, E. (2009). "The Impact of International Trade and Foreign Competition on Labour Earnings in Poland. Ekonomia". *Rynek, Gospodarka, Społeczeństwo,* (24): 39-60. https://ideas.repec.org/a/eko/ekoeko/24_39.html

- Tsai, P. L. & Huang, C. H., (2007). "Openness, Growth and Poverty: The Case of Taiwan". *World Development,* 35: 1858-1871. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2006.11.013

- Zadeh, L. A., & Zadeh, L. A. (2012). What is computing with words (CWW)?. *Computing with Words: Principal Concepts and Ideas*, 3-37. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-642-27473-2_1

Appendix A

Tab. A. 1: The results of the fuzzy symmetric regression for first income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24
0.2	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24
0.3	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24
0.4	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24
0.5	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24
0.6	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24
0.7	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24
0.8	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24
0.9	0.044	0	0.056	0	0.020	0.171	0.330	10.24

Tab. A. 2: The results of the fuzzy symmetric regression for second income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35
0.2	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35
0.3	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35
0.4	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35
0.5	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35
0.6	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35
0.7	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35
0.8	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35
0.9	0.019	0	0.146	0	0.011	0.182	0.210	11.35

Tab. A. 3: The results of the fuzzy symmetric regression for third income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38
0.2	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38
0.3	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38
0.4	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38
0.5	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38
0.6	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38

0.7	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38
0.8	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38
0.9	0.068	0.710	0	0.005	0.061	0	0.284	10.38

Tab. A. 4: The results of the fuzzy symmetric regression for fourth income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92
0.2	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92
0.3	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92
0.4	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92
0.5	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92
0.6	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92
0.7	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92
0.8	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92
0.9	0	0.087	0.092	0.012	0	0.43	0.194	12.92

Tab. A. 5: The results of the fuzzy symmetric regression for fifth income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08
0.2	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08
0.3	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08
0.4	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08
0.5	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08
0.6	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08
0.7	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08
0.8	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08
0.9	0	0.801	0.594	0	0.004	0	0.361	13.08

Tab. A. 6: The results of the fuzzy symmetric regression for sixth income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81
0.2	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81
0.3	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81
0.4	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81

0.5	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81
0.6	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81
0.7	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81
0.8	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81
0.9	0.019	0	0.033	0.581	0.027	0	0.416	12.81

Tab. A. 7: The results of the fuzzy symmetric regression for seventh income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66
0.2	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66
0.3	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66
0.4	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66
0.5	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66
0.6	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66
0.7	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66
0.8	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66
0.9	0.022	0.050	0	0	0.002	0.093	0.44	12.66

Table A. 8: The results of the fuzzy symmetric regression for eighth income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05
0.2	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05
0.3	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05
0.4	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05
0.5	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05
0.6	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05
0.7	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05
0.8	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05
0.9	0.082	0	0.019	0	0.066	0.482	0.340	15.05

Tab. A. 9: The results of the fuzzy symmetric regression for ninth income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07
0.2	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07

0.3	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07
0.4	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07
0.5	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07
0.6	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07
0.7	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07
0.8	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07
0.9	0.160	0	0.138	0	0.091	0.084	0.351	14.07

Tab. A. 10: The results of the fuzzy symmetric regression for tenth income decile

h	centers			spreads			Z	MSE
	a_0	a_1	a_2	S_0	S_1	S_2		
0.1	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48
0.2	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48
0.3	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48
0.4	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48
0.5	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48
0.6	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48
0.7	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48
0.8	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48
0.9	0	0	0.099	0.018	0.076	0	0.230	13.48

Appendix B

Tab. B. 1: The results of the fuzzy asymmetric regression for first income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.1	1.25	1.4	0	0.183	0	0.019	0.077	3.126	0.308	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0	0.183	0	0.019	0.077	3.126	0.308	5.27
0.5	1.9	2.3	2.6	0	0.183	0	0.019	0.077	3.126	0.308	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0	0.183	0	0.019	0.077	3.126	0.308	5.27
0.5	1	1	1	0	0.183	0	0.019	0.077	3.126	0.308	5.27

Tab. B.2: The results of the fuzzy asymmetric regression for second income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.1	1.25	1.4	0	0.270	0	0.033	0.056	0	0.193	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0	0.270	0	0.033	0.056	0	0.193	5.27
0.5	1.9	2.3	2.6	0	0.270	0	0.033	0.056	0	0.193	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0	0.270	0	0.033	0.056	0	0.193	5.27
0.5	1	1	1	0	0.270	0	0.033	0.056	0	0.193	5.27

Tab. B. 3: The results of the fuzzy asymmetric regression for third income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.1	1.25	1.4	0	0.350	0	0.044	0	0	0.250	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0	0.350	0	0.044	0	0	0.250	5.27
0.5	1.9	2.3	2.6	0	0.350	0	0.044	0	0	0.250	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0	0.350	0	0.044	0	0	0.250	5.27
0.5	1	1	1	0	0.350	0	0.044	0	0	0.250	5.27

Tab. B.4: The results of the fuzzy asymmetric regression for fourth income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.1	1.25	1.4	0	0.303	0	0.054	0.11	1.42	0.217	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0	0.303	0	0.054	0.11	1.42	0.217	5.27
0.5	1.9	2.3	2.6	0	0.303	0	0.054	0.11	1.42	0.217	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0	0.303	0	0.054	0.11	1.42	0.217	5.27
0.5	1	1	1	0	0.303	0	0.054	0.11	1.42	0.217	5.27

Tab. B.5: The results of the fuzzy asymmetric regression for fifth income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.1	1.25	1.4	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	5.27
0.5	1.9	2.3	2.6	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	5.27
0.5	1	1	1	0.004	0.163	0	0	0.065	3.97	0.308	5.27

Tab. B.6: The results of the fuzzy asymmetric regression for sixth income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.1	1.25	1.4	0	0.308	0	0.078	0.090	9.59	0.220	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0	0.308	0	0.078	0.090	9.59	0.220	5.27
0.5	1.9	2.3	2.6	0	0.308	0	0.078	0.090	9.59	0.220	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0	0.308	0	0.078	0.090	9.59	0.220	5.27
0.5	1	1	1	0	0.308	0	0.078	0.090	9.59	0.220	5.27

Tab. B.7: The results of the fuzzy asymmetric regression for seventh income decile

h	K_0	K_1	K_2	S_0	S_1	S_2	a_0	a_1	a_2	Z	MSE
0.5	1.1	1.25	1.4	0.01	0	0	0.093	0	1.60	0.446	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0.01	0	0	0.093	0	1.60	0.446	5.27

0.5	1.9	2.3	2.6	0.01	0	0	0.093	0	1.60	0.446	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0.01	0	0	0.093	0	1.60	0.446	5.27
0.5	1	1	1	0.01	0	0	0.093	0	1.60	0.446	5.27

Tab. B. 8: The results of the fuzzy asymmetric regression for eighth income decile

h	K_0	K_1	K_2	**S_0**	**S_1**	**S_2**	**a_0**	**a_1**	**a_2**	**Z**	**MSE**
0.5	1.1	1.25	1.4	0	1.939	0	0.321	0	2.392	0.138	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0	1.939	0	0.321	0	2.392	0.138	5.27
0.5	1.9	2.3	2.6	0	1.939	0	0.321	0	2.392	0.138	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0	1.939	0	0.321	0	2.392	0.138	5.27
0.5	1	1	1	0	1.939	0	0.321	0	2.392	0.138	5.27

Tab. B.9: The results of the fuzzy asymmetric regression for ninth income decile

h	**K_0**	**K_1**	**K_2**	**S_0**	**S_1**	**S_2**	**a_0**	**a_1**	**a_2**	**Z**	**MSE**
0.5	1.1	1.25	1.4	0.012	0.045	0	0.155	0	1.973	0.588	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0.012	0.045	0	0.155	0	1.973	0.588	5.27
0.5	1.9	2.3	2.6	0.012	0.045	0	0.155	0	1.973	0.588	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0.012	0.045	0	0.155	0	1.973	0.588	5.27
0.5	1	1	1	0.012	0.045	0	0.155	0	1.973	0.588	5.27

Tab. B. 10: The results of the fuzzy asymmetric regression for tenth income decile

h	K_0	K_1	K_2	**S_0**	**S_1**	**S_2**	**a_0**	**a_1**	**a_2**	**Z**	**MSE**
0.5	1.1	1.25	1.4	0	1.940	0	0.321	0	2.39	0.138	5.27
0.5	1.4	1.6	1.9	0	1.940	0	0.321	0	2.39	0.138	5.27
0.5	1.9	2.3	2.6	0	1.940	0	0.321	0	2.39	0.138	5.27
0.5	2.7	2.9	3.2	0	1.940	0	0.321	0	2.39	0.138	5.27
0.5	1	1	1	0	1.940	0	0.321	0	2.39	0.138	5.27

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۸، پاییز 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 آثار نامتقارن شاخص‌های اقتصاد باز بر ضریب جینی دهک‌های درآمدی در ایران

رضا اشرفگنجویی[۱]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28462.3643
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۰۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۲۵
صص: ۲۶۱-۲۲۳

چکیده

هدف این پژوهش تحلیل تأثیر شاخص‌های اقتصاد باز شامل باز بودن اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توزیع درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۸ می‌باشد. برای این‌منظور از رگرسیون فازی با ضرایب نامتقارن استفاده شده است. دلیل استفاده از آن انعطاف‌پذیری بسیار بالا در تحلیل است. برای هر دهک درآمدی، مدلی بهینه برآورد می‌شود که تأثیر شاخص‌های اقتصاد باز را بر ضریب جینی دهک‌های درآمدی نشان می‌دهد. نتایج بیانگر آن است که متوسط تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر ضریب جینی دهک‌های درآمدی صفر یا بسیار کوچک است و نابرابری را کاهش می‌دهد. اما حداکثر تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر ضریب جینی دهک‌های درآمدی افزایش یافته است که منجر به نابرابری در توزیع درآمد می‌شود. این موضوع به‌دلیل نبود برنامه‌ها و سیاست‌های مناسب در اقتصاد است تا بتوان از فرصت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای کاهش نابرابری استفاده کرد. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که حداکثر تأثیر درجهٔ باز بودن اقتصادی بر ضریب جینی دهک‌های درآمدی صفر است، به این معنی که درجهٔ باز بودن اقتصادی باعث افزایش نابرابری نمی‌شود؛ بنابراین به‌منظور تقویت یا تضعیف روابط خارجی باید میزان یارانهٔ پرداختی به هر یک از دهک‌های درآمدی و زیرساخت‌های موردنیاز برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی را فراهم کرد؛ هم‌چنین اقداماتی را برای اخذ مقدار بهینهٔ مالیات از دهک‌های درآمدی فراهم می‌کند.

کلیدواژگان: ضریب جینی، ضرایب نامتقارن، رگرسیون فازی، شاخص‌های اقتصاد باز.
طبقه‌بندی JEL: I32, I 38, O33, O34, O38.

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
Email: reza_ash@eco.usb.ac.ir

ارجاع به مقاله: اشرفگنجویی، رضا، (۱۴۰۲). «بررسی آثار نامتقارن شاخص‌های اقتصاد باز بر ضریب جینی دهک‌های درآمدی در ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۸): ۲۲۳-۲۶۱. doi: 10.22084/aes.2023.28462.3643
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5411.html?lang=fa

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

48

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 12, No. 48, Winter (2024)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2023): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2022): **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, School of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)
Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, School of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)
Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Department of Economics, School of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, School 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, School of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)
Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, School 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, School of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, School of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)
Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, School of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mahmood Houshmand (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Email: aesi@basu.ac.ir
Address: Pajohesh Sq., Shahid Mostafa Ahmadi Roshan Boulvar, Bu-Ali Sina University, Central Building, Office of Scientific Journals, Hamedan, Iran.
Tel: 081 - 38381192

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

In the Name of GOD

Bu-Ali Sina University

Quarterly Journal of
Applied Economics Studies, Iran

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

48

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 12 || No. 48 || Winter 2023 ||

- The Impact of Population Growth on Economic Growth with the Assumption of Simultaneous Endogeneity of Population and Technology 9-38
  Ali-Hossein Ostadzad
- Modeling and Estimation of Uncertainty Time Series of Iran's Private and Public Investments Using Vasicek's Mean Reverting Stochastic Differential Equation (Period 1340-1400) 39-71
  Tayyebeh Rahnemoon Piruj, Mojtaba Almasi, Shahram Fattahi
- Analysis of the Effect of Government Budget Imbalance on Economic Welfare in Iran 73-105
  Shahryar Zaroki, Sahar Nasrnejad-Nesheli, Mitra Norozi, Masomeh Khosheh-Gol Garusi
- Application of Artificial Intelligence in Predicting GDP and Unemployment Rate, and Their Mutual Impact on The Economy of Iran 107-132
  Marzieh Shiri, Mohammad Hassan Fotros
- Economic Valuation of Electricity Input in Iranian Energy-Intensive Industries 133-160
  Seyed Mahdi Nikzad-Hoseini, Mehdi Sadeghi-Shahdani
- The Effect of Financial Stress Index on Mutual Funds Returns 161-192
  Farjad Bakhshor, Mohammad Sokhanvar, Tahereh Akhondzadeh, Shahab Jahangiri
- The Impact of Creative Industries on Employment Rate: Using the Generalized Method of Moments (GMM) 193-221
  Hoda Zobeiri, Maryam Ehsani
- Investigating the Asymmetric Effects of Open Economy Indicators on the Gini Coefficient of Income Deciles in Iran 223-261
  Reza Ashraf Ganjoei