Management and Sustainable Development Studies

Volume 5, Issue 2 - Summer 2025 - Pages 193-222

Homepage: https://sanad.iau.ir/journal/msds - eISSN: 2783-4395

Investigating the Impact of Fiscal Policies on the Composite Index of Economic Well-being in Iran, Using the SVAR Approach

Hoora Rafiee [1], Kambiz Peykarjou [2*], Farzaheh Haji Hasani [3]

1. Department of Economics, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2. Department of Economics, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran.
3. Department of Economics, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Abstract: The study of the Iranian economy shows that the economic growth, development and welfare index has been accompanied by many fluctuations and that different periods of monetary and fiscal policy shocks in the Iranian economy are inevitable and have affected welfare indicators. Accordingly, the main objective of the present study is to investigate the effect of structural shocks of fiscal policy uncertainty on the welfare index. The present study is quantitative. The statistical sample of the present study is data related to the Iranian economy from 2011 to 2022. The data collection tool is the use of data related to the time series of variables in the Central Bank database. The structural vector autoregression (SVAR) model has been used to analyze the data. The results showed that the structural shock of changes in tax revenues has a significant effect on the composite index of economic welfare in Iran. Tax revenues lead to an increase in economic welfare in the long run. The structural shock of changes in government spending has a significant effect on the composite index of economic welfare in Iran. If changes in government spending are spent on the development budget, they will lead to economic welfare, and if they are spent on the current budget, they will lead to a decrease in economic welfare.

Keywords: Structural Shock, Uncertainty, Composite Welfare Index, Fiscal Policies.

DOI: 10.71572/msds.2025.1212027

OPEN ACCESS

Article type: Research Article

***Correspondence:** Kambiz Peykarjou
K.PERYKARJOU@SRBIAU.AC.IR

Received: May 14, 2025
Accepted: September 1, 2025
Published: Summer 2025

Citation: Rafiee, H., Peykarjou, K., Haji Hasani, F. (2025). Investigating the Impact of Fiscal Policies on the Composite Index of Economic Well-being in Iran, Using the SVAR Approach. Journal of Management and Sustainable Development Studies, 5(2), 193-222.

Publisher's Note: MSDS stays neutral with regard to jurisdictional claims in published material and institutional affiliations.

Copyright: Authors retain the copyright and full publishing rights.

Published by Islamic Azad University of Zahedan. This article is an open access article licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0)

Extended Abstract

Introduction

During the global financial crisis, the global economy experienced a sharp and simultaneous contraction in economic activity and an exceptional increase in macroeconomic and financial uncertainty and volatility. Many economic commentators and policymakers have identified widespread uncertainty as one of the key factors in the subsequent recession (IMF, 2020). Uncertainty about government policies and their potential impacts can have far-reaching effects on macroeconomics, financial markets, and corporate behavior (Zhang et al., 2020, Gulen & Ion, 2016, Phan, Sharma & Tran, 2018). Since the financial crisis (2008), national governments around the world have enacted a variety of economic policies in an attempt to minimize the impact of the global financial crisis. However, the different implementation trends and potential impacts of these policies also increase economic policy uncertainty (Baker, 2018). The predictability of government and central bank economic policies for corporate managers will lead to greater economic growth for companies by reducing uncertainty (Lensink, & Sterken, 2003). According to standard macroeconomic theory, increased uncertainty may cause a temporary downturn in economic activity. From a corporate perspective, irreversible investment provides a traditional mechanism through which changes in uncertainty affect economic activity (Patel, 2023).

Case Study

Therefore, by properly understanding the impact of macroeconomic factors on this index, economists and policymakers can adopt appropriate planning and policymaking. A study of the Iranian economy shows that the economic growth, development, and welfare index has been accompanied by many fluctuations, and different periods of monetary and fiscal policy shocks in the Iranian economy are inevitable and have affected welfare indicators. Given that in most studies, the impact of uncertainty of monetary and fiscal policy shocks on welfare in Iran has been studied linearly and their impact has not been examined dynamically and impulsively so that the impact of each shock resulting from real economic variables on welfare can be examined, the main question of the present study is how do the structural shocks of uncertainty of monetary and fiscal policies affect the welfare index? Therefore, the present study attempts to examine the impact of shocks on the composite index of economic well-being in Iran during the period 2011-2022 using a vector autoregression model. Accordingly, the hypotheses of the present study are as follows.

Theoretical framework

Economic shocks and uncertainty are now recognized as important realities of developing economies, and have attracted much attention. The evidence for this claim is the large number of authors who are engaged in studies in this field (Ameri & Perdadeh, 2016). Although economic uncertainty is recognized as an integral part of today's and even developed economies, its importance in developing and developed countries is not the same. The numerous crises in Latin American and African countries, as well as the Southeast Asian crisis in the late nineties, were indicative of the fact that developing countries are more vulnerable to crises than developed countries. Especially since the analyses of the Southeast Asian crisis stated that the main cause of this crisis was the vulnerability and weakness of the financial institutions of these countries, which is a reality specific to developing countries. Hence, the importance of examining this phenomenon in developing countries seems to be greater than in developed countries. Because these countries are more exposed to crises and economic turmoil than developed countries (Hafezeyan, 2021).

Shocks are of two types, the first type is predictable shocks, which are policy shocks, and the second type is unpredictable shocks, which we will use in the definition of economic uncertainty. The effects of each of these shocks remain on the economy for a while after their occurrence and are the cause of changes in economic variables in subsequent years. However, not every change in economic variables causes economic uncertainty, but only unpredictable shocks or random shocks lead to economic uncertainty and uncertainty in economic activities. Therefore, we will use random shocks in our definition of economic uncertainty. Policy shocks will be considered due to the importance of the government's role in the economy and economic uncertainty, and therefore some indicators that illustrate specific features of these shocks and link these shocks and uncertainty will be presented at the end (Alodere, 2019). Shocks can be classified according to their impact on specific macroeconomic variables. Therefore, this classification can be different depending on the framework used for analyzing macroeconomic behavior (Haderi, 2014).

Methodology

The present study is applied in terms of purpose. In terms of its research design, it is semi-experimental and uses a post-event approach. In terms of its nature and method, it is descriptive-quantitative, descriptive research includes a set of methods that aim to describe the situation or phenomena under study. In terms of the method of collecting information and data, this research is first conducted in a library manner. Theoretical foundations are collected from books and magazines, articles, and specialized Persian theses in the economic field. In this research, databases, documents, records, and reports related to the status of macroeconomic variables in Iran are used to collect information. After collecting data related to tax revenues and government expenditures for the years 1390-1401, EVIEWS software is used for summarizing and calculating the required data and for analyzing and analyzing the data. Time series data related to the research variables are obtained from the Statistical Center of Iran and the Central Bank. The statistical population of the study is data related to the macroeconomic variables of the Iranian economy in the period 1390-1401. In this study, the structural vector autoregression (SVAR) model is used to examine the effects of monetary and fiscal policy shocks on the composite economic welfare index.

Discussion and Results

The value of the Hausman test statistic is given below, which is a reason for using fixed effects in estimating pooled data, and its value was calculated by Iviews 9, where the null hypothesis is that the estimators of the random effects and fixed effects models are not fundamentally different from each other. If the null hypothesis is rejected, we conclude that the random effects method is not appropriate and it is better to use the fixed effects method. The Hausman statistic has a chi-square distribution with degrees of freedom equal to the number of estimated coefficients in the model. If the calculated statistic is greater than the chi-square distribution of the table at a certain probability level, then the null hypothesis is rejected. The findings from Table 4 indicate the rejection of the null hypothesis at the 1 percent error level. After obtaining the results of the unit root tests and ensuring that all the variables used in this study are first-order co-accumulated. Now we can examine the existence of a long-term relationship between the variables. For this purpose, the Kao test has been used. The results of this test are presented in Table (6). The results of the covariance test show that the null hypothesis of no covariance between the variables cannot be

accepted and, as a result, there is a significant long-term relationship between the variables mentioned in the model.

Conclusion

Given that the Iranian economy is currently under great pressure on some tax bases, such as corporate tax and payroll tax, this will lead to a weakening of the incentive for economic and productive activities in the country and may even lead to injustice and an increase in tax evasion in the executive system. In order to overcome this problem, careful planning must be carried out to establish a system to expand the tax bases, which will increase tax revenues and reduce the tax pressure on existing bases. In the current situation, when the country's oil exports are facing restrictions and challenges due to the intensification of sanctions by Western countries, in order to reduce the negative effects of these sanctions and overcome the current critical situation, in addition to increasing foreign exchange revenues from non-oil exports, the country's tax capacity must also be used in a more desirable and effective manner. Of course, all domestic political and social capacities must be utilized through greater convergence and the development of national consensus between all political opinions and tastes within the system, as well as persuading public opinion to help solve existing problems. The findings related to the first hypothesis are consistent with the findings of the studies (Abdollahi et al, 2016), (Bofe et al, 2020), (Enorkelark & Ensong, 2022), and (Samati et al, 2021), and based on the explanations provided, the first hypothesis is confirmed.

Contribution of authors

All authors have participated in this research in equal proportion.

Ethical approval

Written informed consent was obtained from the individuals for their anonymized information to be published in this article.

Conflict of interest

No conflicts of interest are declared by the authors.

مطالعــات مدیریــت و توسعــه پایــدار

سال پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۴ – صفحه ۲۲۲-۱۹۳

Homepage: https://sanad.iau.ir/journal/msds - eISSN: 2783-4395

بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در ایران، با رویکرد SVAR

حورا رفیعی [۱]، کامبیز پیکارجو [۲*]، فرزانه حاجی حسنی [۳]

۱. گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
۲. گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
۳. گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

چکیده: مطالعه اقتصاد ایران نشان می‌دهد که شاخص رشد و توسعه و رفاه اقتصادی با افت‌وخیزهای زیادی همراه بوده است و ادوار مختلف تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران اجتناب ناپذیر بوده و شاخص‌های رفاه را تحت تأثیر قرارداده است. بر این اساس هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر شوک‌های ساختاری نااطمینانی سیاست‌های مالی، بر شاخص رفاه می‌باشد. پژوهش حاضر از نوع کمّی است. نمونه آماری پژوهش حاضر، داده‌های مربوط به اقتصاد ایران مربوط به سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۱، می‌باشد. ابزار جمع‌آوری اطلاعات، استفاده از داده‌های مربوط به سری زمانی متغیرها در پایگاه بانک مرکزی می‌باشد. برای تجزیه تحلیل داده‌ها از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده شده است. نتایج نشان داد که شوک ساختاری تغییرات درآمدهای مالیاتی بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در ایران تأثیر معناداری دارد. درآمدهای مالیاتی در بلندمدت منجر به فزایش رفاه اقتصادی می‌شود. شوک ساختاری تغییرات مخارج دولت بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در ایران تأثیر معناداری دارد. اگر تغییرات مخارج دولت صرف بودجه عمرانی گردد باعث رفاه اقتصادی می‌گردد و اگر صرف بودجه جاری شود منجر به کاهش رفاه اقتصادی می‌گردد.

واژگان کلیدی: شوک ساختاری، نا اطمینانی، شاخص ترکیبی رفاه، سیاست های مالی.

دسترسی آزاد

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

***نویسنده مسئول:** کامبیز پیکارجو

K.PERYKARJOU@SRBIAU.AC.IR

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۲/۲۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۱۰

تاریخ انتشار: تابستان ۱۴۰۴

استناد: رفیعی، حورا. پیکارجو، کامبیز. حاجی حسینی، فرزانه. (۱۴۰۴). بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در ایران، با رویکرد SVAR. فصلنامه مطالعات مدیریت و توسعه پایدار، ۵(۲)، ۱۹۳-۲۲۲.

یادداشت ناشر: MSDS درخصوص ادعاهای قضایی در مطالب منتشر شده و وابستگی‌های سازمانی بی‌طرف می‌ماند.

کپی‌رایت: نویسندگان حق نشر و حقوق کامل انتشار را برای خود محفوظ می‌دارند.
منتشر شده توسط دانشگاه آزاد اسلامی واحد زاهدان. این مقاله، یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت مجوز Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) منتشر شده است.

DOI: 10.71572/msds.2025.1212027

مقدمه

طی بحران مالی جهانی، اقتصاد جهانی انقباضی شدید و هم‌زمان را در فعالیت‌های اقتصادی و افزایش استثنایی در نااطمینانی و نوسان‌های اقتصاد کلان و مالی تجربه کرد. بسیاری از مفسران و سیاست‌گذاران اقتصادی، نااطمینانی گسترده را به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی و اصلی رکود پس از آن معرفی کرده‌اند (IMF,2020). نااطمینانی درخصوص سیاست‌های دولت و تأثیرات بالقوه آن‌ها می‌تواند بر اقتصاد کلان، بازار مالی و رفتار شرکت ها، اثرهای گسترده‌ای تحمیل کند (Zhangetal,2020,. Gulen & Ion,2016,. Phan, Sharma & Tran,2018). از زمان بحران مالی (۲۰۰۸)، دولت‌های ملی در سراسر جهان به‌منظور تلاش برای به حداقل رساندن تأثیر بحران مالی جهانی، سیاست‌های اقتصادی متنوعی وضع کرده‌اند. با این حال، روندهای مختلف اجرای بالقوه و تأثیرات این سیاست‌ها، نااطمینانی سیاست اقتصادی را نیز افزایش می‌دهد (Baker,2018).

قابلیت پیش‌بینی سیاست‌های اقتصادی دولت و بانک مرکزی برای مدیران شرکت‌ها از طریق کاهش نااطمینانی به رشد اقتصادی بیشتر برای شرکت‌ها منجر خواهد شد (Lensink, & Sterken,2003). بر اساس نظریه استاندارد اقتصاد کلان، افزایش نااطمینانی ممکن است باعث سقوط موقت در فعالیت‌های اقتصادی شود. از دیدگاه شرکتی، سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر، سازوکار سنتی فراهم می‌کند که از طریق آن، تغییرات نااطمینانی بر فعالیت اقتصادی تأثیر می‌گذارد (Patel,2023). در این چارچوب، تغییرات برون‌زا در نوسان‌ها به تعویق‌افتادن سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر و درنتیجه، کاهش سطح فعلی فعالیت‌های اقتصادی شرکت ها منجر می‌شود. اما با برطرف شدن ابهامات، برنامه‌های سرمایه‌گذاری پیش می‌روند. ادبیات موجود نشان می‌دهد که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر تورم و تولید، اشتغال و توسعه اقتصادی، تأثیرات منفی شدید کوتاه مدت دارد (Zhangetal,2020,. Gulen & Ion,2016). افزون بر این، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی باعث کاهش بازده سهام می‌شود، حق بیمه اوراق قرضه را افزایش می‌دهد و باعث انعقاد اعتبارات بانکی یا حتی خسارت به عملکرد کلی مالی آن‌ها می‌شود. افزون بر این، پژوهش‌های تجربی نشان داده است که وقتی بنگاه‌ها با نااطمینانی بیشتری در سیاست اقتصادی روبه‌رو می‌شوند، در تصمیم‌گیری درخصوص سرمایه‌گذاری محافظه‌کارتر خواهند بود و سطح سرمایه‌گذاری خود را کاهش داده، دارایی‌های نقدی را افزایش و نسبت‌های اهرم را کاهش می‌دهند (Mir etal,2013).

با افزایش نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی، بار مالیاتی شرکت‌ها بیشتر خواهد شد و وقتی سهمیه‌های مالیاتی بیشتر می‌شوند، اثر آن‌ها بیشتر است. به‌علاوه، نااطمینانی سیاست اقتصادی با افزایش فشار مالی دولت و درنتیجه افزایش بار مالیاتی شرکت‌ها، جمع‌آوری مالیات را تقویت می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر بار مالیاتی شرکت‌ها در درجه نخست در شرکت‌های دولتی (بنگاه‌های اقتصادی)، شرکت‌های غیرفناوری بالا، شرکت‌های فعال در صنعت خدمات شایان توجه است (Li etal,2023). اگر تغییرات آتی در متغیرهای اقتصادی از مجموع تغییرات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده تشکیل شده باشد، نااطمینانی یک متغیر اقتصادی شامل تغییر غیرقابل پیش‌بینی آن متغیر خواهد بود (Grier,2023). نااطمینانی می‌تواند درخصوص سیاست‌های پولی، مالی یا سایر

سیاست‌های نظارتی باشد. این شاخص می‌تواند نااطمینانی سیاست اقتصادی در سطح دولت محلی و سطح دولت مرکزی و تغییرات کوتاه‌مدت و میان‌مدت نااطمینانی را نیز اندازه‌گیری کند. افزون بر این، فشار مالی به‌عنوان کانال اصلی درنظر گرفته می‌شود که نااطمینانی از طریق آن نه‌تنها بر شدت جمع‌آوری مالیات تأثیر می‌گذارد، بلکه جمع‌آوری مالیات را تحت تأثیر قرار می‌دهد که از طریق آن، نااطمینانی سیاست بر بار مالیات شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد. به‌علاوه، وقتی سهمیه مالیاتی بیشتر باشد، تأثیر مثبت نااطمینانی سیاست اقتصادی بر بار مالیات شرکت‌ها قوی‌تر است (Andrade etal,2022). در این میان تمام آثار این شوک‌های پولی و مالی گریبانگیر رفاه اقتصادی خواهد شد. رفاه ازجمله مفاهیمی است که در تمامی ابعاد علوم اجتماعی مورداستفاده قرار می‌گیرد و یک مفهوم گسترده‌ای است که افراد درک واحدی از این مفهوم نمی‌توانند ارائه کنند، لذا در تعریف و تبیین آن سردرگمی‌هایی وجود دارد. معنی خوشبختی، شادی، سلامتی، موفقیت و کامیابی از واژه رفاه استنباط می‌شود که این استنباط به قرن بیست میلادی برمی‌گردد. هم‌چنین (Van Praagh,1993) رفاه را به عنوان بیان دیگری از مطلوبیت مطرح کرده است. پیگو در نظریه خود عناصر و اصول رفاه را مرتبط با یکدیگر دانسته و تنها راه اندازه‌گیری آن را پول دانسته است. رامیرز همکاران (Ramirez etal,2022) نیز بر این عقیده است که رفاه در مطالعات توسعه‌ای و به صورت عمومی‌تر در فلسفه و علوم اجتماعی مفهوم تازه‌ای نیست و بسیاری از کسانی که در خصوص رفاه بحث می‌کنند، مفهوم ارائه‌شده توسط ارسطو را به کار می‌بندند.

یکی دیگر از عوامل مؤثر بر شاخص رفاه، بهره‌وری است. بهره‌وری با افزایش تولید و رشد اقتصادی بدون افزایش نهاده‌های تولید منجر به افزایش درآمد می‌شود و لذا بر رفاه اقتصادی و اجتماعی تأثیرگذار است. مطالعات امامی و میبدی و همکاران (۲۰۲۰) نشان داده است که بهره‌وری منجر به افزایش رفاه اجتماعی ایران شده است. همچنین کریستی[1] و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه خود به رابطه دوطرفه بین بهره‌وری نیروی کار و رفاه اشاره کرده‌اند. در حال حاضر یکی از مناسب‌ترین معیارها برای سنجش شرایط اقتصادی هر کشور، ارزیابی وضعیت رفاهی آن کشور است و بهبود وضعیت رفاه اجتماعی هر جامعه به‌عنوان یکی از اهداف کلان اقتصادی از سوی سیاست‌گذاران اقتصادی و اجتماعی مدنظر قرار گرفته است. رفاه نشان‌دهنده قدرت خرید و توانایی در کسب تسهیلات و امکانات زندگی است، اما تعریف رفاه اجتماعی از دهه ۱۹۸۰ میلادی به بعد با تغییر و تحولات قابل‌توجهی روبرو بوده است (Vafae etal,2016). هم‌چنین رفاه اجتماعی ازجمله نیازهای اساسی افراد جامعه است که ارتقای آن تحت‌تأثیر عوامل مختلف اقتصادی و اجتماعی قرار دارد. لذا با شناخت درست تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر این شاخص، اقتصاددانان و سیاست‌گذاران می‌توانند برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌های مناسبی را اتخاذ کنند. مطالعه در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که شاخص رشد و توسعه و رفاه اقتصادی با افت‌وخیزهای زیادی همراه بوده است و ادوار مختلف تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران اجتناب ناپذیر بوده و شاخص‌های رفاه را تحت تأثیر قرارداده است. با توجه به اینکه در اغلب مطالعات انجام یافته، تأثیر نااطمینانی شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر رفاه در ایران به صورت خطی مورد مطالعه قرارگرفته‌اند

[1] Cristea

و تأثیر آن‌ها به صورت پویا و تکانه‌ای مورد بررسی قرار نگرفته است تا بتوان تأثیر هر شوک ناشی از متغیرهای حقیقی اقتصادی بر رفاه مورد بررسی قرار داد، بر این اساس سؤال اصلی تحقیق حاضر این است که چگونه شوک‌های ساختاری نااطمینانی سیاست‌های پولی و مالی، شاخص رفاه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند؟ بنابراین در تحقیق حاضر سعی بر آن است که تأثیر شوک‌های بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در ایران در طول دوره ۱۳۹۰-۱۴۰۱ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری بررسی شود.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

شوک‌ها و نااطمینانی اقتصادی

شوک‌ها و نااطمینانی اقتصادی، امروزه یکی از واقعیت‌های مهم اقتصادهای در حال توسعه شناخته می‌شود، و توجه‌های بسیاری را نیز به خود معطوف ساخته است. گواه این مدعا، تعدد نویسندگانی است که در این زمینه به مطالعه مشغول‌اند (Ameri&Perdadeh,2016). با وجود این که نااطمینانی اقتصادی جزء لاینفک اقتصادهای امروز و حتی توسعه‌یافته شناخته می‌شود، میزان اهمیت آن در کشورهای در حال‌توسعه و توسعه‌یافته به یک میزان نیست. بحران‌های متعدد کشورهای آمریکای لاتین و آفریقایی و همچنین بحران آسیای جنوب‌شرقی در اواخر دهه نود، گویای این واقعیت بودند، که کشورهای در حال توسعه بیش از کشورهای توسعه‌یافته به بروز بحران‌ها آسیب‌پذیرند. بخصوص آن که در تحلیل‌های بحران آسیای جنوب‌شرقی علت اصلی این بحران، آسیب‌پذیری و ضعف نهادهای مالی این کشورها بیان می‌شد، که واقعیتی مختص کشورهای در حال توسعه است. از این رو اهمیت بررسی این پدیده در کشورهای درحال توسعه بیش از کشورهای توسعه‌یافته به نظر می‌رسد. زیرا این کشورها بیش از کشورها توسعه یافته در معرض بحران‌ها و آشفتگی‌های اقتصادی هستند (Hafezeyan,2021).

نحوه تاثیرگذاری شوک‌ها بر اقتصاد

شوک‌ها بر دو نوع‌اند، نوع اول شوک‌های قابل پیش‌بینی است، که شوک‌های سیاستی از این دسته‌اند، و نوع دوم، شوک‌های غیرقابل پیش بینی است، که ما در تعریف نااطمینانی اقتصادی استفاده خواهیم کرد. اثرات هریک از این شوک‌ها پس از وقوع برای مدتی بر اقتصاد باقی می‌ماند و عامل تغییرات سال‌های بعد در متغیرهای اقتصادی می‌شود. اما، هرگونه تغییر در متغیرهای اقتصادی موجب نااطمینانی اقتصاد نمی‌گردد، بلکه تنها شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی و یا شوک‌های تصادفی منجر به نااطمینانی اقتصادی و عدم اطمینان در فعالیت‌های اقتصادی می‌شوند. لذا ما در تعریف خود از نااطمینانی اقتصادی از شوک‌های تصادفی استفاده خواهیم کرد. شوک‌های سیاستی به سبب اهمیت نقش دولت در اقتصاد و نیز نااطمینانی اقتصادی مورد توجه قرار خواهند گرفت، و به همین سبب برخی از شاخص‌ها که مبین ویژگی‌های مشخصی از این شوک‌ها بوده، و ارتباط دهنده این شوک‌ها و نااطمینانی هستند، در پایان ارائه خواهند شد (Alodere,2019). شوک‌ها با توجه به تاثیرگذاری آن‌ها بر متغیرهای خاص اقتصاد کلان قابل تقسیم‌بندی هستند. لذا

با توجه این که چه چهارچوبی برای تحلیل‌های رفتار اقتصاد کلان به کار برده می‌شود، این طبقه‌بندی می‌تواند متفاوت باشد (Haderi,2014).

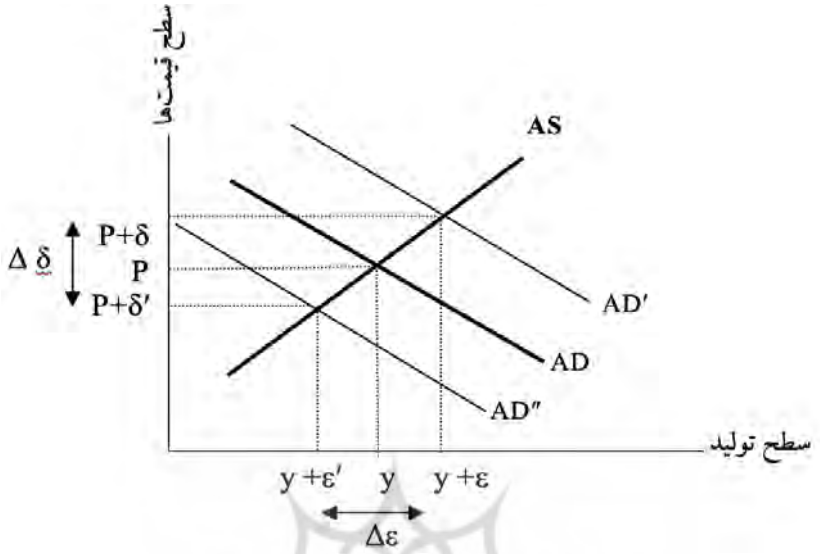
تقسیم اقتصاد به دو بخش عرضه و تقاضا، یکی از متداول‌ترین تقسیمات تئوری‌های اقتصادی است. لذا شوک‌های اقتصادی را می‌توان در این دو گروه، شوک‌های تقاضا و شوک‌های عرضه، جای داد. تقاضای کل شامل تقاضای عوامل اقتصادی برای کالاها و خدمات تولید شده در اقتصاد است، و لذا آن را می‌توان به تقاضای عوامل اقتصادی تقسیم نمود. عوامل اقتصادی بخش خصوصی، دولت، و بخش خارجی است. که تقاضای بخش خصوصی و دولتی به دو صورت می‌باشد، یکی تقاضا برای مصرف نهایی بوده و دیگری تقاضا برای سرمایه‌گذاری است. لذا شوک‌های تقاضای مصرفی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی را می‌توان مشخص نمود. تقاضای خارجیان نیز به صورت خالص صادرات، یعنی تفاضل صادرات کالا و خدمات از واردات آن‌ها است. لذا، می‌توان شوک‌های صادرات و واردات را شناسایی نمود (Parven,2013). بنابراین شوک‌های تقاضا به شش شوک قابل تقسیم‌بندی هستند، شوک‌های مخارج مصرفی دولت و بخش خصوصی، شوک‌های مخارج سرمایه‌گذاری دولت و بخش خصوصی، شوک‌های صادرات، و شوک‌های واردات. شوک‌های عرضه نیز در عرضه کل اقتصاد نمود پیدا می‌کنند. شوک‌های بهره‌وری، و شوک‌های هزینه نهاده‌ای اولیه که قیمت کالاهای جهانی مانند نفت، از این دسته‌اند (Khodade&Samsame,2022).

در تئوری‌های اقتصاد کلان شوک‌های پولی، از قبیل شوک‌های تصادفی در تقاضا، عرضه و سرعت گردش پول، در زمره شوک‌های تقاضا جای دارند. وقوع هریک از شوک‌ها با برهم زدن تعادل اقتصادی موجب تأثیر بر متغیرهای اقتصادی می‌شوند. برای مثال یک شوک سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با تغییر در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تقاضای کل را تغییر می‌دهد، لذا موجب ایجاد عدم تعادل اقتصادی می‌گردد. برای مثال اگر شوک مثبت سرمایه‌گذاری به وقوع پیوسته باشد، تقاضای کل افزایش یافته، و لذا مازاد تقاضا در اقتصاد به وجود می‌آید. بنابراین در دوره‌های بعد اقتصاد به سوی تعادل حرکت خواهد کرد، و لذا رفته رفته تولید و سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد، افزایش تولید با افزایش در مصرف سرمایه‌گذاری بخش خصوصی همراه بوده، و لذا افزایش در تولید کل در بلندمدت بیشتر از افزایش اولیه در تقاضای کل خواهد بود. افزایش در سطح قیمت‌ها نیز به شیب در عرضه کل وابسته است، هرچه این شیب کمتر باشد، تغییرات در تقاضای کل تاثیری کمتری بر سطح قیمت‌ها می‌گذارد (Rae etal,2015). همان‌گونه که در بالا گفته شد، هریک از شوک‌های تقاضا و عرضه با ضریبی بزرگتر از یک بر تولید کل تأثیر می‌گذارند. زیرا رابطه متقابل میان افزایش در سطح تولید و سطح اجزای آن وجود دارد. این ضریب در اقتصاد ضریب فزاینده نامیده می‌شود، و از اهمیت قابل ملاحظه‌ای برخوردار است. برای مثال، اگر یک شوک فرضی در مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را با v و اثرات آن بر تولید را با ε نشان دهیم، آنگاه:

$$\varepsilon = av \qquad (۱)$$

که در آن a بزرگتر از یک بوده، و ضریب فزاینده نامیده می‌شود.

اثر هر شوک بر سطح قیمت‌ها نیز با یک ضریب مشخص می‌تواند مشخص گردد، که مقدار آن به شیب منحنی‌های تقاضا و عرضه وابسته است.

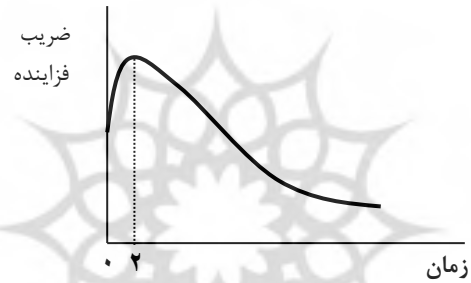


نمودار۱. اثرات شوک تقاضا بر اقتصاد (Source:By author)

هریک از ضرایب فزاینده تولید و ضریب قیمت توسط متغیرهای اقتصادی ویژه‌ای تعیین می‌شوند که در نشر یک شوک در اقتصاد نقش اساسی ایفا می‌کنند. یک شوک دارای دو ویژگی شدت و دوام است. شدت میزان بزرگی شوک را نشان می‌دهد، و دوام به طول دوره‌ای بستگی دارد، که شوک در آن اقتصاد تاثیر می‌گذارد. این دو ویژگی در بررسی نااطمینانی اقتصادی بسیار حائز اهمیت هستند (Barkhordare,2018). شدت شوک معمولاً با اندازه تغییر غیرقابل پیش‌بینی در متغیر اقتصادی مربوط به آن نشان داده می‌شود. برای مثال، هرچه مقدار تغییر غیرقابل پیش‌بینی در متغیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بیشتر باشد، اندازه شوکی که این تغییر را ایجاد کرده است، نیز بیشتر خواهد بود. از آنجا که ما شوک‌ها را متناظر با متغیرهای اقتصاد کلان طبقه‌بندی و تعریف کرده‌ایم. این تعریف از شدت شوک بسیار مفید است. با استفاده از ابزارهای اقتصادسنجی مقدار شدت شوک را می‌توان با پسماندهای معادلات مربوط به هر یک از متغیرهای اقتصاد کلان مشخص نمود. این عمل روش بسیار متداولی در برخورد با شوک‌هاست، که معمولاً در ادبیات اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است (Haydare,2014).

ویژگی دوم شوک‌ها دوام آنها است، که همانگونه که در بخش‌های قبل بیان گردید، موجب پدید آمدن حرکت‌های نوسانی در متغیرهای اقتصاد کلان می‌شود. این ویژگی موضوع مطالعه بسیاری از پژوهش‌های اخیر بوده است. برخی از مطالعات بر تفاوت این ویژگی در شوک‌های متفاوت تأکید دارند. تفاوت عمده شوک‌های عرضه و تقاضا که اغلب به صورت شوک‌های پولی در مدل‌های کینزی و پول‌گرایان مورد توجه قرار گرفته این است که شوک‌های عرضه به صورت وقایعی بروز می‌کنند که اثرات بلند مدت بر روی سطح تولید واقعی دارند، در حالی که شوک‌های تقاضا به عنوان وقایعی که دارای صرفاً با اثرات زودگذر هستند، تعریف می‌شوند.

در اقتصاد کلان، ضریب فرایند به اثر یک شوک معین بر میزان تولید گفته می‌شود. میزان ضریب فزاینده برای یک شوک معین در یک سال معین به وقوع بپیوندند، در همان سال و یا چند سال بعد به بیشترین مقدار ضریب فزاینده دست خواهد یافت، و پس از آن و در بلند مدت، به هنگامی که اقتصاد به سوی تعادل جدید حرکت نماید، این مقدار کاهش خواهد یافت. نمودار ۲، نمونه‌ای فرضی برای این تغییر در ضریب فزاینده را برای یک شوک فرضی نشان می‌دهد. در این نمودار ضریب فزاینده در دو دوره بعد از وقوع شوک به بیشترین مقدار خود می‌رسد و پس از آن رو به کاهش می‌گذارد. البته لازم به ذکر است، که اگر اقتصاد در یک تعادل ناپایدار قرار داشته باشد، به طوری که هیچ نقطه تعادل پایدار دیگری وجود نداشته باشد با وقوع یک شوک امکان افزایش نامتناهی در ضریب فزاینده وجود دارد. اما این حالت از لحاظ نظری بسیار دور از شرایط واقعی است و هر اقتصاد بایستی دارای نقطه تعادل پایداری باشد، حتی اگر به سبب وقوع شوک‌ها هیچ‌گاه در آن قرار نگرفته باشد (Ghalebafasal,2015).



نمودار ۲. نمودار ضریب فزاینده یک شوک برای سال های پس از وقوع (Source:By author)

عوامل بسیاری بر میزان ضریب فزاینده و بر منحنی نشان داده شده در نمودار۲، تأثیرگذار هستند، از این جمله می‌تواند به نرخ‌های مالیاتی و پرداخت‌های انتقالی اشاره نمود، که به کاهش در ضریب فزاینده و یا انتقال به سمت پایین در منحنی نشان داده شده در نمودار۲، منجر می‌شوند. این متغیرها به تثبیت‌کننده‌های خودکار معروفند، عوامل دیگری نیز وجود دارند که می‌توانند به شکل‌های دیگر منحنی ضریب فزاینده را تغییر دهند.

عبداللهی و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی اذعان کردند که از میان تمامی متغیرهای سیاست‌های پولی و مالی، در دوره مورد بررسی، بروز تکانهٔ مثبت در مخارج دولت باعث افزایش تولید بخش صنعت ایران می شود و تکانه‌های ناشی از نرخ بهره بر تولید بخش صنعت اثر منفی می گذارد. از سوی دیگر، در بلندمدت بیش‌ترین تغییرهای تولید بخش صنعت توسط خود متغیر و نرخ بهره توضیح داده می‌شود. بروز تکانهٔ مثبت در نرخ بهره باعث کاهش اشتغال در بخش صنعت گردیده، و در بلندمدت، بیش‌ترین تغییرهای این متغیر توسط مخارج دولت و نرخ بهره شرح داده می‌شود.

بافه[1] و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی نشان دادند که تجربه یک شوک درآمدی با کاهش زیادی در رفاه مالی ذهنی افراد همراه بود، در حالی که تجربه یک شوک هزینه با کاهش کمتری همراه بود. خانوارهای نسبتاً محدود به نقدینگی بیشتر از همتایان خود تحت تأثیر شوک‌ها قرار می‌گیرند، اگرچه همه منابع نقدینگی به همان اندازه در حفظ خانوارها

[1] Bufe

در برابر شوک‌ها مؤثر نبودند. یافته‌های این مقاله به نیاز سیاست‌گذاران و مدیران برنامه به توسعه ابزارهایی اشاره می‌کند که می‌تواند دسترسی به انواع مختلف نقدینگی را برای جبران ریسک‌های مالی مختلف برای خانوارها تسهیل کند.

انوری کلارک و انسونگ[1] (۲۰۲۲) در پژوهشی نشان دادند که عادت و مقدار پس‌انداز (یعنی عوامل رفتاری) نسبت به شوک‌های مالی و نوسانات درآمد و استفاده از محصولات مالی (یعنی عوامل ساختاری یا تعاملی) رابطه قوی‌تری با رفاه مالی دارند. این یافته‌ها نشان می‌دهند که تلاش‌ها برای ارتقای توانایی مالی و در نتیجه بهبود رفاه مالی نباید از آموزش مالی رفتارگرا و برنامه‌های مداخله‌ای و سیاست‌هایی که پس‌انداز را برای خانواده‌ها در تمام سطوح درآمد تشویق می‌کنند، غافل شود.

سماتی[2] و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی نشان دادند که بیشترین رشد به عنوان شاخص مصرف و رفاه ناشی از رشد شوک‌های بهره‌وری و سپس شوک‌های پولی تا حدودی است، اما شوک‌های مخارج دولت تأثیر کاهشی بر مصرف و رفاه دارد که نشان‌دهنده پدیده ازدحام است.

روش پژوهش

تحقیق حاضر از لحاظ هدف، کاربردی است. از لحاظ طرح پژوهشی، از نوع نیمه تجربی و با استفاده از رویکرد پس رویدادی است. از لحاظ ماهیت و روش، از نوع توصیفی- کمی است. این پژوهش از لحاظ روش گردآوری اطلاعات و داده‌ها ابتدا به صورت کتابخانه‌ای صورت می‌گیرد. مبانی نظری از کتب و مجلات، مقالات، پایان نامه‌های تخصصی فارسی در زمینه اقتصادی گردآوری می‌گردد. در این تحقیق جهت گردآوری اطلاعات از بانک‌های اطلاعاتی، اسناد، سوابق و گزارش‌های مربوط به وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی در کشور ایران استفاده می‌شود. پس از جمع‌آوری داده‌های مربوط به درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۱، برای جمع بندی و محاسبات مورد نیاز و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار EVIEWS استفاده می‌گردد. داده‌های سری زمانی مربوط به متغیرهای پژوهش از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی، بدست می‌آید. جامعه آماری پژوهش داده‌های مربوط به متغیرهای کلان اقتصاد ایران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۱ می باشد. در این پژوهش، برای بررسی آثار تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی اقتصادی از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده می‌شود.

تصریح مدل پژوهش

بردار K بعدی سری زمانی Y_t را در نظر می‌گیریم و فرض می‌شود که Y_t بتواند با یک بردار خود رگرسیون مرتبه محدود p تقریب شود. هدف، آگاهی از پارامترهای مدل خودرگرسیون ساختاری معادله مدل (۳-۱) است (Ludvigson et al., 2020).

[1] Anvari-Clark& Ansong
[2] Samati

$$B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \ldots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در آن بردار جمله‌های اختلال ناهم بسته سریالی با میانگین صفر هستند و از آنها به عنوان تکانه‌های ساختاری نام برده می‌شود. مدل را می‌توان به طور خلاصه به صورت مدل (۲) بیان کرد:

$$B(L) Y_t = \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن، $B(L) = B_0 - B_1 L - B_2 L_2 - \ldots - B_p L^p$ چند جمله‌ای عملگر وقفه‌ای است. ماتریس واریانس کواریانس جز خطای ساختار به گونه‌ای نرمال سازی می‌شود که:

$$E(\varepsilon t \varepsilon' t) = \sum \varepsilon = IK \quad (۴)$$

به این مفهوم است که نخست، به تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری، تکانه‌های ساختاری وجود دارد. دوم تکانه‌های مبتنی بر تعریف به طور متقابل ناهمبسته هستند؛ که نشان دهنده این است که $\sum \varepsilon$ قطری است. سوم، واریانس تمام تکانه‌های ساختاری برای سادگی، به ۱ نرمال می‌شوند، در همین حال، عناصر قطری B_0 محدود نمی‌شوند. مدل VAR ساختاری به طور مستقیم قابل مشاهده نیست. برای تخمین مدل ساختاری لازم است ابتدا فرم تعدیل یافته آن استخراج شود؛ که عبارت است از تصریح y_t بر حسب وقفه‌های آن برای استخراج فرم تعدیل یافته هر دو طرف، فرم ساختاری را به $B_0 1 -$ ضرب می‌کنیم:

$$B_0^{-1} B_0 Y_t = B_0^{-1} B_1 Y_{t-1} + B_0^{-1} B_2 Y_{t-2} + \ldots + B_0^{-1} B_p Y_{t-p} + B_0^{-1} \varepsilon_t \quad (۵)$$

بنابراین، مدل مشابه‌ای بر حسب اجزای قابل مشاهده به صورت مدل (۵) بیان می‌شود:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \ldots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (۶)$$

که در آن $i = 1, 2, \ldots, p, A_i = B_0^{-1} B_i$ است. همچنین معادله (۵) بیان می‌کند که:

$$u t = B_0^{-1} \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t = B_0 u_t \quad (۷)$$

برای برآورد پارامترهای ساختاری لازم است تعدادی قید بر روابط بین پسماندهای رگرسیون (u_t) و جمله‌های اخلال سیستم ساختاری (ε_t) وضع شود تا فرم ساختاری قابل تشخیص گردد (Ludvigson et al., 2020).

معرفی متغیرها

با توجه به گفته‌های بیان شده در این پژوهش متغیرهای شامل «آثار سیاست‌های پولی و مالی و شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی» مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. از متغیرهای درآمدهای کل مالیاتی و مخارج کل دولت به عنوان ابزارهای سیاست مالی استفاده می‌شود. با توجه به توضیح‌های بالا و مبانی نظری مدل، متغیرهای استفاده می‌شود.

شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی و معرفی اجزا

شاخص‌ها در مباحث رفاهی در دو ساختار به کار گرفته می‌شوند: شاخص‌های تکی یا منفرد که توان سنجش و ارزیابی در بعد خاصی از رفاه را دارند و شاخص‌های ترکیبی که تجمیعی از شاخص‌های تکی می‌باشند و رفاه را از ابعاد مختلف اندازه گیری می‌کنند. شاخص‌های ترکیبی به دلیل توانایی در خلاصه کردن حجم زیادی از اطلاعات برای راحت‌تر کردن درک و فهم عمومی و ارائه تحلیل نهایی، بیشتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است.

شاخص‌های MWE[1]، GPI[2]، ILS[3]، ISH[4]، IEWB[5] از جمله مهم‌ترین شاخص‌های ترکیبی رفاه‌اند که امروزه کاربرد بیشتری در پژوهش‌ها دارند. در رتبه بندی مهمترین شاخص‌های ترکیبی رفاه بر اساس معیارهای هدف سیاست عمومی، زمینه در ایجاد تئوری مناسب، امکان تفکیک پذیری، اطمینان و اعتبار شاخص ترکیبی و اجزا، توانایی سازگاری با سری‌های زمانی و سودمندی برای سیاست گذاری، شاخص IEWB با کسب بالاترین نمره در مقام اول قرار گرفت. بر این اساس، شاخص IEWB به عنوان شاخصی جامع و فراگیر برای بررسی الگوی مورد نظر پژوهش حاضر استفاده شده است. این شاخص رفاه اقتصادی را تابعی از ابعاد جریان مصرف سرانه مؤثر، خالص انباشت اجتماعی ذخایر و منابع مولد ثروت، نابرابری اقتصادی و ناامنی اقتصادی در نظر می‌گیرد. در این راستا، برای هر یک از این ابعاد به روش خاصی وزن‌هایی در نظر گرفته می‌شود. بنابراین وزن‌های اختصاص یافته به هر بُعد، با توجه به مشاهدات مختلف، متفاوت خواهد بود و وزن مربوط به این ابعاد از روش‌های معمول وزن دهی از جمله وزن‌دهی معادل، تحلیل عاملی و ممیزی جداول وزنی قابل ارائه است (Sharpe, 2021).

فرم کلی این شاخص به صورت زیر است:

$$IEWB = CF + WS + ID + ES \quad (۸)$$

مقدار شاخص رفاه اقتصادی را با اجزای چهارگانه‌ای اندازه میگیرند که عبارتاند از: جریان مصرف CF[6]، موجودی دارایی مولد WS[7]، توزیع درآمدهای فردی ID[8] و سطح امنیت اقتصادی ES[9]. الگوی کلی این شاخص به صورت زیر است:

$$IEWB = a_1(C + G + WT - RE)(LE) + a_2(K + RD + HC + NR + FDI - ED) + a_3[(\beta(PHR) + (1-\beta)GiNi)] + a_4[WWR + b(RHR) + C(PHR) + D(PHR)] \quad (۹)$$

اجزای رابطه ارائه شده به ترتیب عبارت اند از :

[1] Measure of Economic Welfare
[2] Genuine Progress Index
[3] Fraser Institute Index of Living Standards
[4] Index of Social Health
[5] Index of Economic Well-being
[6] Consumption Flow
[7] Wealth Stocks
[8] Distribution of Individual Income
[9] Level of Economic Security

جریان مصرف

$$CF = a_1 + (C + G + WT - RE)(LE) \quad (۱۰)$$

که در آن، C مخارج حقیقی مصرفی نهایی خانوار به قیمت ثابت[1]G ، مخارج مصرفی نهایی عمومی دولت به قیمت ثابت[2]WT ، سرانه حقیقی تغییرات در مدت زمان کار[3]RE ، سرانه حقیقی مخارج جبرانی[4] (جبران خدمات کارکنان، ارزش واقعی سرانه تولید یک ساعت) و LE امید به زندگی در زمان تولد نسبت به سال پایه و کشور پایه[5] می‌باشد. مقدار متغیر سرانه حقیقی تغییرات در مدت زمان کار، از رابطه زیر به دست آمده است:

$$WT = \left(\frac{WAP}{POP}\right).VL_{WAP} \quad (۱۱)$$

$$VL_{WAP} = \left[1 - \frac{TR}{GDP}\right].S \quad (۱۲)$$

$$S = \frac{WR}{WAP} \quad (۱۳)$$

که در آن، WR جبران خدمات کارکنان[6]WAP ، جمعیت فعال (۱۵ سال به بالا)[7]POP ، جمعیت کل[8]VL_{WAP} ، ارزش افزوده فراغت یک نفر در سن کار[9]TR ، درآمد مالیاتی[10]S ، متوسط جبران خدمات هر فرد[11] و GDP تولید ناخالص داخلی[12] است. سرانه حقیقی مخارج جبرانی نیز از فرمول زیر به دست می‌آید:

$$RE = \frac{GDP}{WAP} \quad (۱۴)$$

انباشت ثروت

نحوه محاسبه مقدار این متغیر و اجزای آن در شاخص به صورت زیر است:

$$WS = a_2[K + RD + HC + NR + FDI - ED] \quad (۱۵)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[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

که در آن، K سرانه سرمایه ثابت ناخالص حقیقی (سرانه مصرف سرمایه به قیمت ثابت)RD[1] ، مخارج تحقیق و توسعه حقیقیHC[2] ، سرانه موجودی سرمایه انسانی حقیقیNR[3] ، سرانه موجودی ثروت منابع طبیعی حقیقیFDI[4] ، سرانه خالص جریان سرمایه گذاری مستقیم خارجی حقیقیED[5] ، سرانه هزینه اجتماعی حقیقی فرسایش محیط زیست[6] (ناشی از انتشار دی اکسید کربن) است.

توزیع درآمد

نحوه محاسبه مقدار این متغیر و اجزای آن در شاخص، به این صورت است:

$$ID = a_3[(\beta(PHR) + (1-\beta)Gini)] \quad (۱۶)$$

که در آن β برابر ۰/۷۵ وزن نسبی است و شاخص توزیع درآمد از میانگین موزون شدت فقر به دست می‌آید. همچنین PHR نسبت فقر سرپرست خانوار در حداقل درآمد ۱/۲۵ دلار در روز[7] و Gini برابر با ضریب جینی[8] است. شاخص‌های متعددی برای سنجش نحوه توزیع درآمد، شدت فقر و نابرابری وجود دارد. در این پژوهش، به علت محدودیت آماری و داده، از متغیر ضریب جینی به عنوان معیاری برای سنجش شدت فقر برای این بُعد استفاده شده است.

امنیت اقتصادی

نحوه محاسبه مقدار این متغیر و اجزای آن در شاخص به صورت زیر است:

$$ES = a_4[WWR + b(RHP) + c(PHR) + d(PHR)] \quad (۱۷)$$

B سهم جمعیتی[9] است که در معرض ریسک بیماری واقع‌اند که ۱۰۰٪ در نظر گرفته می‌شود. به این معنی که ۱۰۰٪ افراد یک جامعه در معرض خطر بیماری‌اند. همچنین c نسبت زنان بیکار به جمعیت[10] و d نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به کل جمعیت را در برمی‌گیرد. جزء اول نسبت جمعیت ۱۵-۶۵ سال به کل جمعیت است که نشان دهنده ریسک بیکاری است.

[1] Real Per Capita Capital Stock (Adjusted Savings: Real Per Capita Consumption of Fixed Capital (Constant Us$))
[2] Real Per capita Stock of Research and Development
[3] Real Per Capita Stock of Human Capital (Adjusted Savings: Real Per Capita Education Expenditure (Constant Us$))
[4] Real Per capita Stock of Natural Resource Wealth
[5] Real Per Capita Foreign Direct Investment Net Inflows
[6] Real Per Capita Social Costs ff Environmental Degradation (Adjusted Savings: Real Per Capita Carbon Dioxide Damage (Constant Us$))
[7] Poverty Headcount Ratio at $1.25 a Day (Ppp)
[8] Gini Index
[9] Demographic Share
[10] Unemployment Female (% of Total Population)

$$WWR = \frac{WR}{52} \quad (۱۸)$$

جزء دوم نشان دهنده سهم مخارج شخصی کل درآمد قابل تصرف است که ریسک امنیت اقتصادی در مقابل بیماری را نشان میدهد و از نسبت مخارج شخصی کل برای سلامتی به درآمد قابل تصرف به دست می‌آید.

$$HP = \frac{HP}{Disp} \quad (۱۹)$$

که در آن، HP کل هزینه شخصی برای سلامتی و Disp درآمد قابل تصرف[1] (تولید ناخالص داخلی منهای مالیات) است. عبارت سوم به میزان امنیت اقتصادی زنانی اشاره دارد که تحت پوشش تأمین اجتماعی نیستند. جزء چهارم بیانگر فقر سالمندان است و میزان امنیت اقتصادی آنها را در جامعه بیان میکند.

مدل پژوهش

$$IEWB = B_{i11} + B_{i12}.DGi + B_{i13}DTi + U_{11} \quad (۲۰)$$

در این پژوهش متغیرهای مستقل شامل تغییرات درآمدهای مالیاتی(DT)، تغییرات مخارج دولت(DG) می باشد و شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی($IEWB$) متغیر وابسته می باشد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

جدول ۱. آمار توصیفی و شاخص‌های پراکندگی متغیرها (Source:By author)

متغیرها	میانگین	مینیم	ماکزیمم	چولگی	کشیدگی	انحراف استاندارد
لگاریتم مخارج دولت	۰/۲۵	۰/۱۱۴	۰/۴۳۱	۰/۱۵۹۸۸	۱/۹۷۱۲۴	۰/۲۴۱۶۷
لگاریتم درآمدهای مالیاتی	۰/۲۳۵	۰/۱۳	۰/۴۵۱	-۰/۱۹۳۰۳	۱/۷۰۲۲۵۵	۰/۴۶۰۱
شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی	۱/۱۲۸	۱/۳۲۱	۵/۳۳۲	۱/۱۸۵۳۴	۱/۵۲۸۸۸۹	۰/۰۵۶۸

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بالاترین میانگین مربوط به شاخص رفاه ترکیبی می باشد. کمترین داده مربوط به لگاریتم مخارج دولت می باشد. بیشترین داده مربوط به شاخص رفاه ترکیبی است. مقدار چولگی نیز نشان می‌دهد توزیع پراکندگی نمونه بالاتر از توزیع نرمال بوده یا کوتاه‌تر از آن می‌باشد. در نمونه مورد بررسی کشیدگی متغیرها نشان می‌دهد توزیع پراکندگی متغیرها بالاتر از نوع نرمال می‌باشد.

[1] . Disposable Income

آزمون های مدل

آزمون معنی‌دار بودن گروه

برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدأ جداگانه برای اقتصاد ایران از آماره F به‌صورت زیر استفاده شد:

$$H_0:\ \alpha_0 = \alpha_1 = \ldots = \alpha_k = \alpha \quad H_1: \alpha_i \neq \alpha_j$$

$$= \frac{R_U^2 - R_P^2 / n-1}{1-R_U^2 / nt-n-1} \quad F(n-1, nt-n-k) = \frac{(RSS_{UR}-RSS_P)/(n-1)}{(1-RSS_{UR})/(nt-n-k)}$$ رابطه(1)

در رابطه (۱) اندیسUR، بیانگر مدل محدود نشده و اندیس P، نشان‌دهنده مدل پولینگ یا محدود شده با یک عبارت ثابت برای کلیه گروه‌ها می‌باشد. k، تعداد متغیرهای توضیحی ملحوظ در مدل، n تعداد مقطع‌ها و $N = nt$ تعداد کل مشاهدات (و t دوره زمانی موردنظر) می‌باشد.

جدول۲. محاسبه نتایج آزمون همگنی (F لیمر) (Source:By author)

جامعه آماری	آماره	مقدار بحرانی	مقدار آمارهF
اقتصاد ایران	۰/۰۰	۴/۱۸	۶/۳۲

با توجه به اینکه F محاسبه شده بیشتر از F جدول برای همه گروه‌هامی‌باشد، فرضیه H_0 رد شده و اثرات گروه پذیرفته می‌شود و باید عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود و مدل از نوع پانل می‌باشد.

آزمون‌هاسمن

برای آزمون اینکه مدل با بهره‌گیری از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برآورد گردد از آزمون‌هاسمن به‌صورت زیر تعریف می‌شود باید استفاده شود:

H_0: Random Effects
H_1: Fixed Effects

رابطه(۲)

$$H = n\hat{q}(A(\hat{q}))^{-1}\hat{q}$$

$$\hat{q} = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{EC})$$

مقدار آماره آزمون هاسمن به‌صورت ذیل آمده است که این مقدار دلیلی بر استفاده از اثرات ثابت در برآورد داده‌های تلفیقی است و مقدار آماره آن نیز به‌وسیله ایویوز ۹محاسبه شده است که در آن فرضیه صفر این است که تخمین‌زن‌های مدل اثرات تصادفی و اثرات ثابت به‌طور اساسی تفاوتی با یکدیگر ندارند. اگر فرضیه صفر رد شود نتیجه می‌گیریم که روش اثرات تصادفی مناسب نیست و بهتراست از روش اثرات ثابت استفاده کنیم، آماره هاسمن دارای توزیع کای دو با

درجه آزادی برابر تعداد ضرایب تخمین زده شده در مدل می‌باشد. اگر آماره محاسبه شده در سطح احتمال معین از توزیع کای- دو جدول بزرگ‌تر باشد در این صورت فرضیه صفر رد می‌شود.

جدول۳. محاسبه نتایج آزمون همگنی آزمون‌هاسمن با توزیع χ^2_β (Source:By author)

جامعه آماری	آماره	مقدار بحرانی	مقدار آمارهF
اقتصاد ایران	۰/۰۰	۹/۴۵۶	۱۲/۲۵

همانطورکه ملاحظه می گردد، آماره محاسبه شده در سطح احتمال معین از توزیع کای دو جدول بزرگ‌تر است و فرضیه صفر رد می شود و مدل با اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

آزمون ریشه واحد

باید توجه داشت که پیش از برآورد مدل باید جهت جلوگیری از بروز مشکل رگرسیون کاذب ، ایستایی تمامی متغیرها، مورد آزمون قرار گیرند. به این منظور میتوان از آزمون فیشر (PP) استفاده کرد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴، ارائه شده است.

جدول۴. نتایج آزمون ریشه واحد پانل متغیرها در سطح (Source:By author)

فرضیه		فرضیه صفر: عدم وجود ریشه واحد					فرضیه یک:وجود ریشه واحد	نتیجه آزمون
نوع آزمون / متغیر		آزمون لوین، لین و چو	ازمون بریتونگ	ازمون ایم، پسران و شین	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته فیشر	آزمون فیلیپس پرون فیشر	آزمون هاردی	آزمون ناهمسانی سازگار	
لگاریتم مخارج دولت	آماره	۵/۸۸	۲/۳۴۱	۵/۶۴۳	۴/۸۷	۹/۳۲۱	۷/۲۳۲	۸/۵۶۵۴۹	مانا از مرتبه اول
	احتمال	۱/۰۰۰	۰/۰۱۵۶۴	۱/۰۰۰	۰/۴۳۴۳	۰/۴۷۳	۰/۰۰۲۳	۰/۹۸۴۱	مانا از مرتبه اول
لگاریتم درآمدهای مالیاتی	آماره	-۲/۳۰	۲/۴۳۵	۷/۸۶۵	۸/۳۴۲	۱۴/۲۴۳۴	۱۴/۵۳	۱۹/۴۲۱۳	مانا از مرتبه اول
	احتمال	۰/۰۱۰۵	۰/۹۹۵۴	۰/۰۹۳۲	۰/۱۵۳۳	۰/۳۲۴۳۲	۰/۰۰۵۴	۰/۹۷۴	مانا از مرتبه اول
شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی	آماره	۳/۴۲	۶/۹۴۵	۸/۵۲۴	۷/۵۴۵۴	۴/۷۵۱	۹/۳۱۳	۸/۲۱۱	مانا از مرتبه اول
	احتمال	۰/۹۴۸	۰/۷۵۴	۰/۵۶۲۳۴	۰/۶۵۶۷	۰/۸۹۳۱	۰/۰۰۳۱	۰/۳۱۳۲۱	مانا از مرتبه اول

یافته‌های حاصل از جدول ۴، بیانگر رد فرضیه صفر در سطح خطای ۱ درصد می‌باشد. بعد از حصول نتایج آزمون‌های ریشه واحد و با کسب اطمینان از اینکه تمام متغیرهای مورداستفاده در این مطالعه هم انباشته از مرتبه اول هستند. حال می‌توان به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پرداخت. به این منظور از آزمون کائو استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۶) ارائه شده است. نتایج حاصل از آزمون همجمعی نشان میدهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی بین متغیرها را نمی‌توان پذیرفت و در نتیجه بین متغیرهای ذکر شده در مدل، رابطه بلندمدت معنی داری وجود دارد.

جدول۵. آزمون هم انباشتگی پانل وسترلاند (Source:By author)

آماره	فرضیه صفر: عدم وجود هم انباشتگی					
	بادر نظر گرفتن عرض از مبدأ			با عرض از مبدأ و روند		
	آماره آزمون	احتمال[۲]	احتمال قوی[۱]	آماره آزمون	احتمال	احتمال قوی
G_1	-۴/۹۸۵	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۰۱	-۵/۹۸۴	۰/۰۰۰۷۹	۰/۰۰۰۵
G_2	-۵/۹۷۵	۰/۰۰۰۳۸	۰/۰۰۰۰۳	-۴/۰۸۹	۰/۰۰۰۲۰	۰/۰۰۰
P_1	-۵/۸۷۵	۰/۰۰۰۲۰	۰/۰۰۰۰۲	-۵/۸۷۶	۰/۰۰۰۵۰	۰/۰۰۰۱
P_2	-۴/۶۵۱	۰/۰۰۰۴۱	۰/۰۰۰۰۱	-۵/۳۲۳	۰/۰۰۸۵۰	۰/۰۰۰۳

جدول ۶. آزمون هم انباشتگی باقیمانده کائو[3] (Source:By author)

نتیجه آزمون	مدل	آماره t	احتمال
وجود رابطه بلند مدت	$IEWB = B_{i11} + B_{i12}.DGi + B_{i13}DTi + U_{11}$	-۳/۵۲۱۴۷	۰/۰۰۵۴

جدول ۷. آزمون هم انباشتگی پدرونی (Source:By author)

	فرضیه صفر: عدم وجود هم انباشتگی پانل							
	آمارهای پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ				آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند زمانی			
	آمارهای پانل میان گروهی				آمارهای پانل میان گروهی			
	پدرونی، ۱۹۹۹		پدرونی،۲۰۰۴ (آماره وزنی)		پدرونی، ۱۹۹۹		پدرونی،۲۰۰۴ (آماره وزنی)	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
نوع آزمون	۰/۰۱۴۴۵۷	۰/۰۱۴۳۵	۰/۲۷۳۳۰	۰/۰۸۳۷۱	۰/۰۳۷۲۵	۰/۰۳۵۶۷	۰/۳۴۹۰۵	۰/۰۲۸۸۷
Panel V-Statistic	۰/۳۵۳۲۲	۰/۰۱۵۳۳	۰/۲۸۴۶۶	۰/۰۵۵۹۳	-۰/۰۵۷۴۸	۰/۰۸۶۸۱	۰/۳۷۳۶۷	۰/۰۲۸۷۶
Panel rho-Statistic	۰/۴۱۶۰۴	۰/۰۱۷۵۳۲	۰/۰۲۹۹۸۱	۰/۰۴۳۹۴	۰/۰۹۴۰۷	۰/۰۱۴۹۱۴	۰/۳۸۰۶۲	۰/۰۱۳۳۸
Panel PP-Statistic	۰/۲۶۴۵۲	۰/۰۵۴۶۳	۰/۳۲۱۹۱	۰/۰۶۷۹۳	-۰/۰۷۶۳۹	۰/۰۱۸۷۰	۰/۳۶۴۲۰	۰/۰۲۶۸۷
Panel ADF-Statistic	۰/۱۴۴۵۷	۰/۰۱۱۸۶۲	۰/۲۷۳۳۰	۰/۰۸۳۷۱	۰/۰۳۷۲۵	۰/۰۱۵۶۷	۰/۳۴۹۰۵	۰/۰۲۰۸۷

1. Robust P -value
2. P-value
3 Kao (1999)

آمارهای پانل بین گروهی (آماره‌های فردی)		آمارهای پانل بین گروهی (آماره‌های فردی)	
احتمال	آماره	احتمال	آماره	نوع آزمون
۰/۰۲۹۶۹۷	۵/۳۴۵۲۷	۰/۰۱۶۲۱۸	-۳/۰۳۸۵۱	Group rho – Statistic
۰/۰۳۴۶۸۴	۰/۳۰۳۶۰	۰/۰۱۴۳۲۴	-۵/۱۱۴۲۷	Group PP – Statistic
۰/۰۲۷۶۵۵	۲/۸۵۴۳	۰/۰۰۴۳۳	۸/۶۴۳۳۱	Group ADF – Statistic

انتخاب وقفه بهینه مدل

به‌طور معمول، تأثیر تغییرات مستقل بر روی متغیر وابسته آنی نیست و اثر تصمیم‌گیری اقتصادی روی متغیرهای موردنظر با وقفه ظاهر می‌شود. یافتن وقفه بهینه در مدل‌های خود رگرسیون داده‌های ترکیبی مسئله مهمی به شمار می‌آید زیرا علیت و نتایج آن، به تعداد وقفه‌های متغیرهای توضیحی وابسته است. به‌طورکلی سه روش در انتخاب وقفه بهینه وجود دارد در روش نخست، وقفه بدون هیچ آزمون آماری و تنها بر اساس نظر محقق تعیین می‌شود در روش محقق خود تصمیم می‌گیرد که متغیر وابسته، حداکثر از تغییرات چند دوره پیشین خود و یا دیگر متغیرهای توضیحی متأثرمی‌شود. مشکل این روش آن است که متکی بر نظر فردی است و ممکن است یک مدل در تحقیقات مختلف، نتایج متفاوتی بدهد. در روش دوم، شاخص‌های آماری همچون شاخص اطلاعات آکاییک (AIC)، شوارتز (SC)، حنان -کوئین (HQ)، خطای پیشبینی نهایی (FPE) و آزمون نسبت راست نمایی تعدیل‌شده (LR) مشخص‌کنندهحداکثر وقفه بهینه هستند. در این روش، وقفه‌ها تا جایی اضافه می‌شوند که شاخص‌های فوق حداقل شوند. این روش به‌ویژه در مدل‌های دارای بازه زمانی کوتاه مشکل ساز است، زیرا با هر وقفه، یک درجه از درجات آزادی مدل کاسته می‌شود. در روش سوم که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد ترکیبی از دو روش فوق بکار رفته است. بدین‌صورت که محقق بر اساس دانش و بازه زمانی، حداکثر وقفه را مشخص می‌کند و سپس با استفاده از شاخص آکاییک و شوارتز، بهترین میزان وقفه را در این بازه از پیش تعیین شده، مشخص می‌کند. درتحقیق حاضر حداکثر چهار وقفه پیشنهاد می‌شود و معیار شوارتز دو وقفه را تأیید می‌کند. با توجه به این‌که این معیار در انتخاب تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و با توجه به کوتاه بودن بازه زمانی مورد مطالعه همان دو وقفه به‌عنوان وقفه بهینه طبق جدول (۸) انتخاب گردید.

جدول ۸. نتایج انتخاب وقفه بهینه (Source:By author)

طول وقفه	FPE	AIC	SC	HQ
0	۲۲۴/۲۳۵	۴۵/۸۱۵۴	۴۵/۹۹۱۳	۴۵/۸۷۶۷
1	۲۷/۵۷	۳۷/۹۴۳۶	۳۸/۸۲۳۴	۳۸/۲۵۰۷
2	۸۱/۸۸۷۴	۳۷/۷۹۹	۳۳/۶۰۴۵	۳۶/۳۵۲۳
3	۳۳/۱۹۲۵	۳۵/۲۴۵۴	۳۷/۵۳۲۷	۳۶/۰۴۳۷
4	۱۰۲/۰۵۶	۳۰/۷۶۲۹	۳۳/۷۵۴۰	۳۱/۸۰۶۸
5	۲۶/۱۳۲۷	۲۹/۹۰۹۶	۳۷/۳۸۳۲	۳۱/۱۹۹۲۳

تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی در مدل اتورگرسیو داده‌های ترکیبی برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی از دو آماره ماتریس اثر ($\lambda - Trace$) و حداکثر مقادیر ویژه ($\lambda - Max$) استفاده شده است. هر دو آماره وجود دو بردار هم انباشتگی را تائید می‌کنند. زیرا کمیت آماره ($\lambda - Trace = 43.84$) از مقدار بحرانی ۱/۳۹ در سطح ۹۵٪ بیشتر است و فرضیه صفر رد می‌شود. بنابراین دو ترکیب خطی پایا را نشان می‌دهد. همچنین کمیت آماره ($\lambda - Max =$ 22.08) نیز بیشتر از مقدار بحرانی ۲۱/۴۶ در سطح احتمال ۹۵٪ است و فرضیه صفر رد می‌گرد. بنابراین دو بردار پایا تائید می‌شود.

جدول ۹. کمیت‌های آماره آزمون Trace و Max برای تعیین الگوی بردارهای هم جمعی (Source:By author)

	H_0H_1	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال
Trace	r=0r≥1	۹۷/۲۷	۱۰۱/۴۱	۰/۰۰۴۱
	r≤1r≥2	۳۹/۰۱	۳۴/۸۴	۰/۰۰۲
	r≤2r≥3	۱۷/۶۱	۱۶/۶۷	۰/۰۳۲
	r≤3r≥4	۱۱/۶۲۱	۱۰/۱۲۳	۰/۰۲۳
Max	r=0r=1	۴۰/۱۹	۵۷/۶۴	۰/۰۴۳
	r≤1r=2	۲۱/۴۶	۲۲/۰۸	۰/۰۵۴
	r≤2r=3	۱۵/۳۳	۱۳/۳۵	۰/۵۶۱
	r≤3r=4	۱۲/۲۸	۸/۳۴	۰/۳۴۱

الگوی تصحیح خطای درداده‌های ترکیبی (PECM)

با توجه به جدول ۱۰، تعداد دو بردار هم انباشتگی تشخیص داده شد ، بنابراین رابطه هم انباشتگی مثبت بین شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی و سیاست پولی و مالی وجود دارد و می‌توان الگوی تصحیح خطا را برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها مورد استفاده قرار داد. نتایج آزمون علیت پانل وتاثیرکوتاه‌مدت سیاست های پولی و مالی بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در جدول۱۱، ارائه شده است.

جدول۱۱. آزمون علیت پانل و بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها (Source:By author)

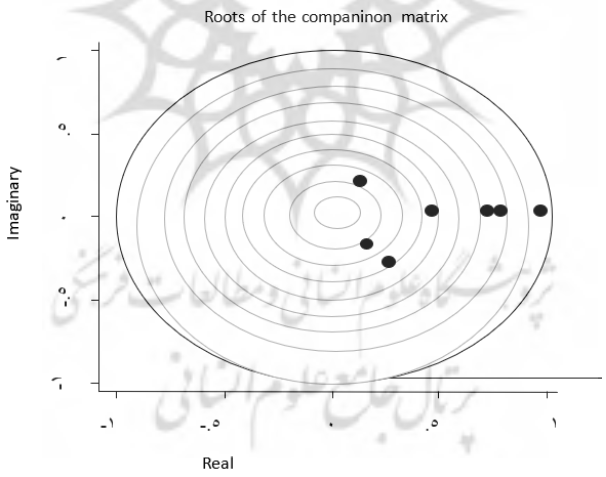
متغیر وابسته: شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی			
دوره نمونه :۱۳۹۰-۱۴۰۱			
تعداد سال مورد بررسی: ۱۲سال			
کشور:ایران			
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
لگاریتم مخارج دولت	۰/۲۵	۰/۰۱۴۵	۲/۱۲
لگاریتم درآمدهای مالیاتی	۰/۸۰	۰/۰۱۱۶	۲/۶۹
شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی	۰/۳۴	۰/۱۲۵	۳/۴۷
لگاریتم نرخ بهره سپرده های بانکی	۰/۶۷	۰/۱۸۴	۲/۶۲

جمله تصحیح خطا	۰/۱۲	۰/۱۲۱	۱/۹۹
R^2=0.88			

همان طور که در جدول مشاهده می شود، تمام متغیرهای مورد بررسی معنی دار میباشند. ضریب تصحیح خطا منفی، معنادار و معادل ۰/۱۲ است که نشان دهنده این است که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل در هر دوره ۰/۱۲ از عدم تعادل دوره کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می شود. به عبارتی در هر سال ۱۲ درصد از عدم تعادل متغیر وابسته در دورهٔ بعد تعدیل می شود و بنابراین تعدیل به سمت تعادل، نسبتاً به خوبی صورت می گیرد. ضریب R^2 برابر ۰.۸۸ است که نشان دهندهٔ قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است.

شرط ثبات

برای بررسی شرط ثبات و براساس نظر ابریگو و لیو[1] (۲۰۲۴) لازم است تا قبل از برآورد عکس العمل شوک، شرط ثبات پانل ور بررسی شود. نمودار۳، نتایج آزمون ثبات الگو را نمایش می دهد. همانطور که ملاحظه می شود تمامی نقاط درون دایره واقع شده اند، بنابراین شرط ثبات برای مدل برقرار است.

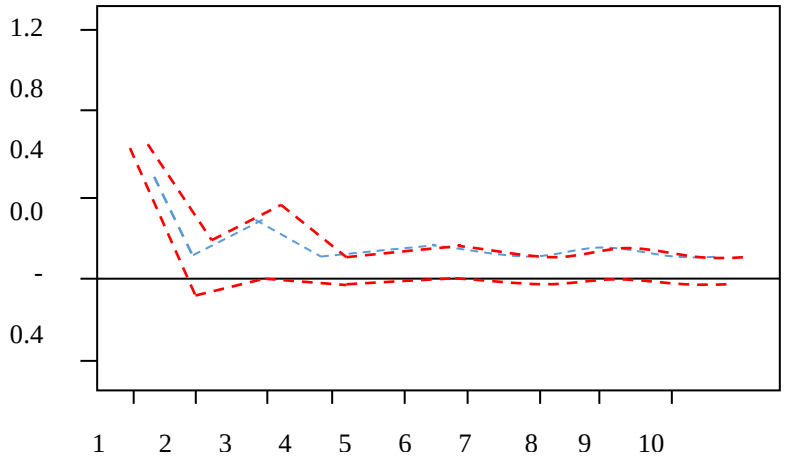


نمودار۳. نتایج آزمون ثبات الگو (Source:By author)

توابع عکس‌العمل آنی (ضربه و پاسخ)

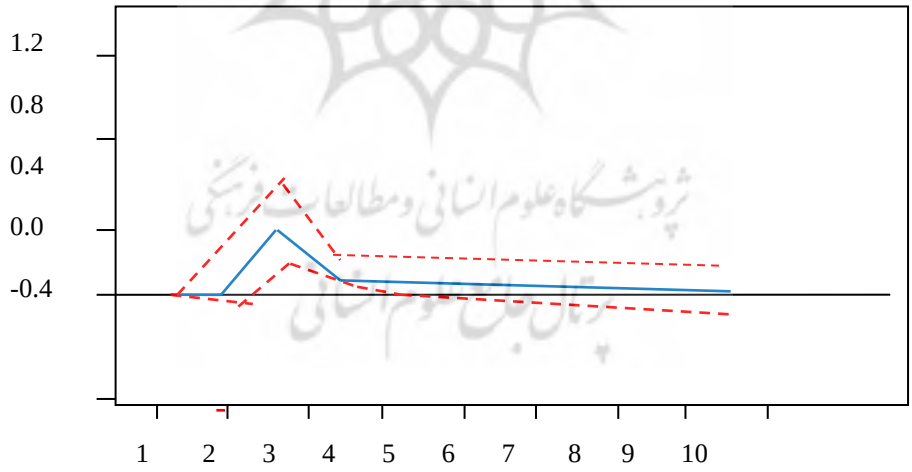
توابع عکس‌العمل آنی (IRFS)، رفتار پویای متغیرهای الگوی را به هنگام ضربه واحد به هریک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد این تکانه‌ها (ضربه‌ها) معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شود و به آنها تکانه‌ها یا ضربه واحد می‌گویند.

[1] Abrigo & Lave



نمودار۴. توابع عکس‌العمل شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای مخارج دولت (Source:By author)

بر اساس نمودارهای ۴ و ۵ ارائه شده، عکس‌العمل شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی نشان داده شده است. طبق نمودار۴، اگر یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر مخارج دولت ایجاد شود، اثر آن بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی تا دوره دو با شیب تند کاهشی و بعد تا دوره سه افزایشی و سپس با شیب ملایم کاهشی و به ثبات می‌رسد.



نمودار۵. توابع عکس‌العمل شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی نسبت به یک انحراف معیار تکانه در درامدهای مالیاتی (Source:By author)

طبق نمودار۵، اگر یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در درآمدهای مالیاتی ایجاد شود، اثر آن بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی تا دوره سه با شیب زیاد افزایش یافته و سپس با شیب ملایم کاهش می یابد و سپس به ثبات می‌رسد.

بحث و نتیجه گیری

تحقیق حاضر سعی به بررسی تأثیر شوک‌های سیاست مالی بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در ایران در طول دوره ۱۴۰۱-۱۳۹۰ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پرداخته است.

فرضیه اول: شوک ساختاری تغییرات درآمدهای مالیاتی بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در ایران تأثیر معناداری دارد. امروزه یکی از معیارهای مناسب برای سنجش شرایط هر کشوری، ارزیابی وضعیت اجتماعی و رفاهی آن کشور می‌باشد و باید بهبود وضعیت رفاه اجتماعی هر جامعه‌ای، به عنوان یکی از اهداف کلان اقتصادی مد نظر قرار گیرد؛ چرا که رفاه علاوه بر اینکه ضرورتی انسانی است، عنصر مهمی در پیشرفت و توسعه یک جامعه بوده و بسترهای مختلف توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و ... مستلزم وجود احساس برخورداری از رفاه اجتماعی می‌باشد. همچنین، هدف نهایی سیاستهای اقتصادی، حداکثر کردن رفاه اجتماعی می‌باشد و در نتیجه، باید اثرات سیاست‌های شبیه‌سازی شده را از این دیدگاه مورد ارزیابی قرار داد. رفاه باعث خلق امنیت، احساس آرامش و اطمینان همه جانبه نسبت به حال و آینده بوده، و یکی از مهم‌ترین شاخص‌های رفاهی در مدل تعادل عمومی، شاخص تغییرات رفاه است. تغییر رفاه در حقیقت، تغییر در مقدار درآمد پولی است که در زمان اولیه بر مبنای قیمت‌ها و درآمدهای قبل از تغییر در سیاستگذاری، برای نیل به سطح مطلوبیت در تعادل جدید بعد از تغییر سیاست‌گذاری محاسبه می‌گردد. درآمدهای مالیاتی، یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاست مالی در جهت دستیابی به اهداف اقتصادی و اجتماعی است. دولت به منظور تأمین منابع مالی خود در بودجه های سالیانه، سعی می‌کند تا از طریق اصلاح نظام مالیاتی و برنامه‌ریزی جهت ارتقاء درآمدهای مالیاتی، ترکیب منابع مالی خود را مورد تجدید نظر قرار داده و سهم درآمدهای مالیاتی را از طرق مختلف نظیر کاهش فرار و اجتناب مالیاتی و شناسایی پایه‌های جدید مالیاتی افزایش دهد. در واقع، شناسایی پایه‌های مالیاتی جدید، می‌تواند بار مالیاتی را از روی منابع موجود، کاهش و با کاهش سطح عمومی نرخ مالیات، ضمن شفاف‌سازی نظام مبادلات اقتصادی، انگیزه فرار مالیاتی کاهش یابد و در این راستا، دولت می‌تواند به واسطه آن، بسیاری از خدمات اجتماعی و رفاهی را در خدمت مردم قرار دهد و به بسیاری از فعالیت‌ها و جریانات اقتصادی و اجتماعی، سمت و سوی صحیح بدهد. بالا بودن سهم منابع حاصل از فروش نفت و پایین بودن سهم وصولی‌های مالیاتی در ترکیب منابع بودجه عمومی دولت، علاوه بر آنکه عوارض ناگواری را همچون وابستگی درآمد کشور به صادرات تک محصولی به دنبال دارد، اقتصاد کشور را نیز از امکان استفاده مؤثرتر از مالیات‌ها برای اعمال سیاست های مالی درست، محروم می‌سازد.

مالیات‌ها علاوه بر وظیفه تأمین مالی دولت از جنبه‌های دیگری نیز دارای اهمیت می‌باشند. مالیات‌ها یکی از ابزارهای اقتصادی دولت جهت دخالت در بازار در مواقع لزوم و وسیله‌ای برای تأمین مالی دولت جهت نیل به دیگر اهداف مورد توجه جوامع بشری می‌باشند؛ زیرا دولت‌ها با هر ساختار سیاسی دارای سه هدف اصلی می‌باشند: ثبات اقتصادی، توزیع عادلانه درآمد و تخصیص بهینه منابع. مالیات‌ها از یک سو با توجه به اصابت مالیاتی بر شرایط توزیعی جامعه تأثیرگذار هستند و از سوی دیگر، با جابجایی منابع از بازاری به بازار دیگر آثار تخصیصی به همراه دارند. از این رو، متخصصان

اقتصاد همواره در پی شناسایی پایه هایی از مالیات هستند که کمترین عدم کارایی را به جامعه تحمیل کند. مردم باید به این اطمینان برسند که مالیات‌های پرداختی توسط آنها باعث افزایش رفاه شهروندان جامعه می‌شود. تبیین درآمدهای مالیاتی بخش خصوصی یک کشور به عنوان موتور رشد اقتصادی محسوب می‌شود و دولت نیز باید در کنار انجام سایر وظایف ذاتی خود نسبت به ایجاد بسترهای لازم برای فعالیت بخش خصوصی اقدام کند. نظام سیاسی یک کشور جهت تقویت رشد و توسعه اقتصادی کشور و افزایش رفاه شهروندان خود به منابع مالی مطمئن و مستمر نیازمند است تا از این طریق بتواند به تعهدات قانونی و عرفی خود در مقابل مردم، جامه عمل بپوشاند. درآمدهای مالیاتی یکی از مهم‌ترین منابع درآمدی دولت به شمار می‌رود که باعث تقویت تولید، رشد و توسعه اقتصادی می‌شود و در کنار افزایش رفاه مردم جامعه منجر به ایجاد و توسعه یک رابطه ارگانیک بین دولت و مردم می‌گردد، زیرا فارغ از این موضوع که مردم از خدمات دولت برخوردار می‌باشند، دولت نیز به درآمدهای مالیاتی که توسط آحاد جامعه پرداخت می‌شود، نیازمند است. با شرایط موصوف و نظر به اینکه هر دو طرف از یکدیگر نفع می‌برند، در واقع یک استراتژی برد- برد و هم افزایی متقابل برقرار می‌شود و این فرآیند در بلندمدت باعث تسریع در رشد و توسعه اقتصادی کشور می‌گردد.

با توجه به اینکه اکنون در اقتصاد ایران فشار زیادی به برخی از پایه‌های مالیاتی مانند مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر حقوق و دستمزد می‌آید، این موضوع منجر به تضعیف انگیزه فعالیت‌های اقتصادی و تولیدی در کشور می‌شود و حتی ممکن است موجب بی‌عدالتی و تشدید فرار مالیاتی در نظام اجرایی شود. به منظور برون رفت از این مشکل باید برنامه‌ریزی دقیقی برای برقراری سیستمی جهت گسترش پایه‌های مالیاتی صورت پذیرد که با این کار ضمن افزایش درآمدهای مالیاتی، فشار مالیاتی نیز بر پایه های موجود کاهش خواهد یافت. در شرایط فعلی که صادرات نفتی کشور به دلیل تشدید تحریم کشورهای غربی با محدودیت و چالش مواجه شده است، به منظور کاهش آثار منفی این تحریم‌ها و برون رفت از شرایط حساس حاضر، باید در کنار افزایش درآمدهای ارزی حاصل از صادرات غیرنفتی، ظرفیت مالیاتی کشور نیز به نحو مطلوب و موثرتری مورد استفاده قرار گیرد. البته باید از همه ظرفیت‌های سیاسی و اجتماعی داخلی کشور از طریق همگرایی بیشتر و توسعه وفاق ملی بین تمامی افکار و سلایق سیاسی درون نظام و همچنین اقناع افکار عمومی در راستای کمک به حل مشکلات موجود، بهره برداری لازم صورت پذیرد.

فرضیه دوم: شوک ساختاری تغییرات مخارج دولت بر شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی در ایران تأثیر معناداری دارد. تولید و رفاه از جمله مهم‌ترین شاخص‌های اقتصاد هستند که در ارزیابی عملکرد اقتصادی مورد استفاده واقع می‌شوند. از جمله دلایل این امر می‌توان به وسعت دامنه اثرگذاری و اثرپذیری متغیرهای فوق از سایر متغیرها اشاره کرد. همچنین بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر تولید و رفاه بخشی از ادبیات اقتصاد را به خود اختصاص داده است. سیاست‌های مالی هم بر تصمیم‌گیری بخش خرد اقتصاد و هم بر بخش کلان آن اثر گذار است. به طور سنتی سیاست مالی با تغییر در مخارج دولت مالیات مستقیم و غیر مستقیم و ایجاد تعادل بودجه به عنوان ابزار مدیریت تقاضا، از طریق تغییر الگوی هزینه کالا و خدمات و توزیع مجدد درآمد و ثروت و اثرگذاری بر سطح اشتغال و رفاه خانوار مورد استفاده قرار می‌گیرند. همچنین، سیاست‌های مالی از ابزار اصلی دولت برای توزیع مجدد درآمد است. لذا، در شرایطی که افزایش نابرابری

درآمد در اقتصادهای پیشرفته و یا در حال توسعه در حال افزایش است، اثرگذاری سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی و رفاه از اهمیت بسزایی برخوردار می‌شود. همچنین، در شرایطی که اقتصاد از حالت معمول خود فاصله می‌گیرد به طور مثال زمانی که اقتصاد شوک‌های خارجی را تجربه کرده و یا در شرایط رکود است برای کمک به هموارسازی آثار نوسانات تولید ملی سیاست‌های مالی به عنوان ابزار مداخله دولت برای تصحیح موارد ناکامی بازار آزاد مورد بهره برداری قرار می‌گیرد. جهت نیل به هدف ثبات اقتصادی سیاست مالی باید رفتار ضد سیکلی داشته باشد. به این منظور که در رکود رفتار انبساطی و در رونق رفتار انقباضی داشته باشد. تعدادی از مطالعات تجربی به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست‌های مالی به ویژه در کشورهای در حال توسعه و نوظهور رفتار موافق سیکلی داشته‌اند.

نتایج تحقیق نشان دهنده آن است که در اقتصاد ایران شوک مثبت مخارج دولت در طی ادوار تجاری افزایش رفاه اجتماعی و در برخی از ادوار موجب کاهش رفاه به طور معنادار شده است. اثرگذاری منفی و مثبت مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در طی ادوار تجاری به ترتیب به اثرات برون رانی و اثرات ضریب فزاینده درآمدی کینزی یا به عبارت دیگر اثر درون رانی برمی‌گردد. در اثرات درونرانی، اثرگذاری مخارج دولت بر نرخ بهره اندک بوده در نتیجه افزایش مخارج دولت موجب افزایش فعالیت‌های اقتصادی، ایجاد اشتغال، افزایش درآمد افراد و در نتیجه افزایش رفاه اقتصادی می‌شود. در مقابل، در اثرات برون رانی در دیدگاه نئوکلاسیک‌ها سازو کار نرخ بهره در به تعادل رساندن بازار سرمایه در طی افزایش مخارج دولت به دلیل ایجاد بدهی داخلی جهت تامین کسری بودجه دولت به افزایش نرخ بهره منجر می‌شود. در این اثر به دلیل حساس بودن سرمایه گذاری نسبت به نرخ بهره، سرمایه گذاری و در نتیجه فعالیت‌های اقتصادی، اشتغال و درآمد کاهش یافته که ماحصل آن می‌تواند افزایش فقر و کاهش رفاه اجتماعی باشد. هچنین، با در نظر گرفتن شوک مثبت مخارج دولت که دارای اثرگذاری بیشتر در دوره‌های رکود نسبت به دوره‌های رونق بر رفاه اجتماعی هستند. بنابراین، مخارج دولت در امور عمومی دارای اثرات نامتقارن بر روی رفاه اجتماعی هستند. این رفتار نامتقارن می‌تواند از سایر عواملی همچون وجود مازاد بودجه دولت در طی دوره رونق، محدویت در نقدینگی در طی ادوار تجاری به خصوص در دوره‌های رکود و در نتیجه آن عدم سرمایه گذاری کافی در حوزه های مربوط به پروسه طولانی مدت مراحل تصویب بودجه، اجرا و نظارت سیاست‌های مالی نشأت بگیرد. در تحلیل‌های مختلف پیرامون اثر مخارج دولت بر مصرف خانوار دو رویکرد عمده در خصوص رابطه مخارج دولت و مطلوبیت خانوار وجود دارد. در پاره‌ای از تحلیل ها مخارج دولت وارد تابع مطلوبیت خانوار نشده و فقط اثر ثروتی آن بر درآمد قابل تصرف افراد مدنظر است. در گروهی دیگر از مطالعات به نقش مخارج دولت به عنوان عاملی اثر گذار بر مطلوبیت خانوار نیز توجه شده است.

بر اساس توضیحات ارائه شده، فرضیه دوم تأیید می‌شود. در ادامه با توجه به یافته‌های بدست آمده پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- اخذ مالیات در کل باعث افزایش رفاه اجتماعی خانوارها می‌شود. بنابراین، بایستی تدابیری اتخاذ شود که میزان مالیات متناسب با درآمد خانوارها و در جهت بهبود وضعیت معیشتی مردم گردد.

- دولت می‌تواند با وضع مالیات‌ها، ضمن حداکثر کردن منافع اجتماعی، نسبت به کسب درآمدهای مالیاتی بیشتر اقدام کند.
- بر اساس نتایج حاصل از پژوهش برای دستیابی به حداکثر رفاه اقتصادی پیشنهاد می‌شود، در صورتی که دولت به اعمال شوک‌های مثبت در مخارج در طی دوره‌های رکود بپردازد، مخارج خود را باید به ترتیب محل صرف این مخارج اولویت‌بندی نماید. به نحوی که بودجه عمرانی در اولویت قرار گیرد.
- دولت با اعمال شوک‌های مثبت در طی دوره‌های رونق باید مخارج خود را به ترتیب صرف هزینه‌های جاری نماید.
- دولت جهت بهبود رفاه اقتصادی، راهکارهایی نظیر انضباط پولی و ممانعت از افزایش غیرمنطقی متغیرهای پولی متناسب با هدف گذاری تورمی، برنامه ریزی در راستای کاهش مستمر کسری بودجه دولت و کاهش بدهی بخش های دولتی به بانک مرکزی در پیش گیرد.

مشارکت نویسندگان

تمام نویسندگان به نسبت سهم برابر در این پژوهش مشارکت داشته‌اند.

تأیید اخلاقی

رضایت کتبی آگاهانه از افراد برای انتشار اطلاعات ناشناس آنها در این مقاله اخذ شده است.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

References

Abdollahi Arani Mosab, Ghasemi Mohammad Reza, Safakish Mohammad. (2017). Studying the impact of monetary and fiscal policy shocks on the Iranian industrial sector: 2004-2016 SVAR approach Quarterly Journal of Planning and Budgeting 2017; 22 (3). 109-140. 20.1001.1.22519092.1396.22.3.1.0

Aloudari, Qasem, Moghadam, Javad, Rezvanifard, Saeed, Moghadam, Mehdi. (2016). Investigating the Simultaneous and Dynamic Relationship between Trading Volume and Stock Returns Using Vector Autoregression Models, Nei Publishing.

Amiri, Hossein, and Pirdadeh Beiranvand, Mahboobeh. (2017). The Effect of Monetary Policy Instruments on Inflationary Stagnation in Iran. Applied Economics, 7(21), 19-32. 10.22059/ier.2013.73500

Andrade, C., Gillen, M., Molina, J. A., & Wilmarth, M. J. (2022). The social and economic impact of Covid-19 on family functioning and well-being: Where do we go from here?. Journal of Family and Economic Issues, 43(2), 205-212. DOI: 10.1007/s10834-022-09848-x

Anvari-Clark, J., & Ansong, D. (2022). Predicting financial well-being using the financial capability perspective: The roles of financial shocks، income volatility، financial products، and savings

behaviors. Journal of Family and Economic Issues, 43(4). 730-743. 10.1007/s10834-022-09849-w

Baker، A. (2018). Macroprudential regimes and the politics of social purpose. Review of international political economy, 25(3), 293-316. https://doi.org/10.1080/09692290.2018.1459780

Barkhodhari, Sajjad, and Foroughifar, Mohsen. (2019). Regional Dynamic Effects of Monetary Policy on Employment in Iran (TVP-FAVAR Approach). Applied Theories of Economics, 6(4), 109-136. https://doi.org/10.30473/egdr.2019.43550.5013

Bo, H., Lensink, R., & Sterken, E. (2003). Uncertainty and financing constraints. Review of Finance, 7(2). 297-321. DOI: 10.1023/A:1024570312059

Bufe, S., Roll, S., Kondratjeva, O., Skees, S., & Grinstein-Weiss, M. (2021). Financial shocks and financial well-being: what builds resiliency in lower-income households?. Social Indicators Research، 1-29. DOI: 10.1007/s11205-021-02828-y

Cristea, M., Georgiana Noja, G., Dănăcică, D. E., & Ştefea, P. (2020). Population ageing، labour productivity and economic welfare in the European union. Economic research-Ekonomska istraživanja, 33(1), 1354-1376. https://doi.org/10.1080/1331677X.2020.1748507

Dizji. (2021). Analysis of Social Welfare in Iran with Emphasis on Human Development from the Perspective of Economic Sociology. Sociological Studies, 14(51), 49-66. 10.22111/sedj.2022.40421.1156

Ghalibaf Asl, Hassan. (2017). Studying the effect of exchange rate on firm value in Iran, Master of Management thesis, Faculty of Management, University of Tehran. DOI: 10.30699/ijf.2021.123045

Grier, S. A., Crockett, D., Johnson, G. D., Thomas, K. D., & Bradford, T. W. (2023). RACE IN CONSUMER RESEARCH: PAST, PRESENT, AND FUTURE. Journal of Consumer Research. DOI: 10.1093/jcr/ucad050

Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. The Review of Financial Studies, 29(3), 523-564. https://doi.org/10.1093/rfs/hhv050

Hafezian, Farideh, Zamanian, Gholamreza, and Shahraki, Javad. (2022). The Effect of Financial Development on the Balance Sheet Channel of Monetary Policy Transmission. Applied Theories of Economics, 9(2), 245-264. 10.22034/ecoj.2022.46269.2887

Heydari, Hassan., Shirkvand, Saeed and Abolfazli, Seyed Ramin (2015), Investigating the Simultaneous Effects of Oil Price and Gold Price Uncertainty on the Tehran Stock Exchange Price Index: Based on the Three-Variable GARCH Model, Journal of Financial Engineering and Securities Management, No. 22, 61-80.

Khodadadi, Farideh, and Samsami, Hossein. (2022). Evaluating the Effectiveness of Indirect Monetary Policy Instruments under Fractional Reserve Banking: The DSGE Approach. Applied Theories of Economics, 9(2), 89-122. 10.22034/ecoj.2022.49612.2990

Li, Q., Maydew, E. L., Willis, R. H., & Xu, L. (2022). Corporate tax behavior and political uncertainty: Evidence from national elections around the world. Journal of Business Finance & Accounting, 49(9-10). https://ssrn.com/abstract=2498198

Mahdiloo, Ali, Asgharpour, Hossein, and Fallahi, Firouz. (2018). Nonlinear Estimation of the Role of Monetary Policy Transmission Channels in the Iranian Economy: MS-VAR Approach. Monetary and Banking Research, 11(37), 319-354. http://qjerp.ir/article-1-2036-en.html

Meier, S., Gonzalez, M. R., & Kunze, F. (2021). The global financial crisis، the EMU sovereign debt crisis and international financial regulation: lessons from a systematic literature review. International Review of Law and Economics, 65, 105945.

Parvin, Soheila, Abbas Shakeri, and Azam Ahmadian (2014), "An Analysis of the Impact of Banking System Balance Sheet Shocks on Output and Inflation in the Iranian Economy", Quarterly Journal of Economic Research, 14(1): 186-149.

Patel, R. J., Gandhi, D. J., Patel, M. K., & Modi, T. M. (2023). Integration of bond markets and portfolio diversification: Evidence from the 2008 global financial crisis. Indian Journal of Finance, 17(4), 27-44.

Phan، D. H. B., Sharma، S. S., & Tran، V. T. (2018). Can economic policy uncertainty predict stock returns? Global evidence. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 55, 134-150.

Raei, Reza, Irvani, Mohammad Javad, and Ahmadi, Tirdad. (2018). Monetary shocks and monetary policy transmission channels in the Iranian economy: with emphasis on the exchange rate, housing price and credit channels. Economic Growth and Development Research, 8(31), 29-44. https://doi.org/10.22067/mfe.2022.68688.1027

Ramirez, J. C., Ortiz-Arango, F., & Rosellon, J. (2021). Impact of Mexico's Energy Reform on Counsumer Welfare. Utilities Policy, 7, 1-10.

SAMATI, M. (2021). The effect of fiscal policy on social welfare due to government spending shocks، monetary and productivity. Journal of Economic Research and Policies, 29(97). 199-225. 10.52547/qjerp.29.97.199

Sharpe, A. (2021). The Index of Economic Well-being for New Brunswick, 1981-2019 (No. 2021-08). Centre for the Study of Living Standards. DOI: 10.1007/978-94-007-0753-5_1403

Vafaei, Mohammadzadeh, Fallahi, Firouz, & Asgharpour. (2017). Investigating the Convergence of Social Welfare in Iranian Provinces Using the Nonlinear Star Space Technique. Applied Theories of Economics, 13(4), 79-102. 10.22080/iejm.2023.23976.1929

Zhang, J., Wang, C. M., Liu, L., Guo, H., Liu, G. D., Li, Y. W., & Deng, S. H. (2014). Investigation of carbon dioxide emission in China by primary component analysis. Science of the total environment, 472, 239-247. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2013.11.062

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی