دانشگاه یزد

نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال شانزدهم- شماره سی و دوم- پاییز و زمستان ۱۴۰۳

شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

کاربرد تبدیل موجک در کشف پویایی‌های رابطه علّی میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و قیمت سهام ۱
مهرداد صدرآرا، صالح طاهری بازخانه

اثر محرک مالی بر تولید ناخالص داخلی ایران: کاربردی از مدل داده-ستانده نیمه‌بسته با مصرف نیمه‌درون‌زا ۳۷
زینب یزدانی چراتی، علیرضا پورفرج، نورالدین شریفی

برآورد تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی: رهیافت معادلات اولر ۶۸
رضا روشن

توسعه مالی و رابطه نوآوری-رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه ۹۳
معصومه وجدانی مالفجانی، محبوبه فراهتی

بررسی تأثیر درآمدهای نفتی بر تحقق درآمدهای مالیاتی، در شرایط رانت‌جویی مالیاتی: رویکرد DSGE ۱۱۷
سمیه احمدی، محمد خضری، فاطمه زندی، بیژن صفوی

اعتبارسنجی مشتریان بانک صادرات: رهیافت امتیازدهی رگرسیون گسسته ۱۴۵
مریم بهزادی‌راد، محمود محمودزاده، علی عباس حیدری، مسعود صوفی مجیدپور

تحلیل نقش رونق و رکود اقتصادی بر رفاه در ایران: مقایسه‌ای از تولید با نفت و بدون نفت ۱۷۳
مهدی حسن‌پور ورکلائی، محمد عبدی سیّدکلایی، شهریار زروکی

اثر باز بودن تجاری- مالی و سرمایه انسانی بر حمایت از سرمایه‌گذاران خرد در کشورهای درحال‌توسعه ۲۰۸
سمیه صادقی

بررسی الگوی تخصیص بودجه عمرانی در فرایند پارلمانی تصویب بودجه با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی... ۲۳۵
فاطمه مردانی، هادی قوامی، محمدطاهر احمدی شادمهری، علی چشمی

تعادل نش، بِرگ و حریصانه در چارچوب بازی ترکیبی بین دو سیاست‌گذار پولی و مالی ... ۲۶۲
داود محمودی‌نیا، داود فروتن‌نیا

بررسی ارتباط و هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل DSGE ... ۳۰۷
هدایت مهرعلی تبار فیروزجاه، جواد طاهرپور، عباس شاکری، تیمور محمدی

بررسی آثار نرخ سود واقعی صفر بر اقتصاد ایران در قالب مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا ۳۳۶
علی نظری، سید هادی عربی، امیدعلی عادلی و یزدان گودرزی فراهانی

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی

صاحب امتیاز

معاونت پژوهشی دانشگاه یزد

مدیر مسئول

زهرا نصراللهی

سر دبیر

کاظم یاوری

مدیر داخلی

مهدی حاج‌امینی

ویراستار انگلیسی

احمدرضا اسلامی‌زاده

ویراستار فارسی

مرضیه غفاری

صفحه‌آرایی

حسین امامعلیزاده

روابط عمومی و ارتباطات: **سعید دشتی‌زاد**

آماده سازی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه یزد

پروانه انتشار این نشریه طبق مجوز شماره ۱۲۴/۷۳۰۲ مورخ ۱۳۸۵/۱۲/۲۶ وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی با روش پژوهشی در زمینه علوم اقتصادی و به زبان فارسی و انگلیسی با گستره بین‌المللی صادر شده است. مقاله‌های چاپ شده در این نشریه به معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

این نشریه بر اساس تأییدیه شماره ۳/۱۱/۲۸۴ مورخ ۱۳۸۸/۰۳/۰۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور دارای اعتبار علمی–پژوهشی است.

این نشریه در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس www.isc.gov.ir و بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس www.magiran.com و مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به آدرس www.sid.ir نمایه شده است.

نشانی: یزد، صفائیه، دانشگاه یزد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دفتر نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی. صندوق پستی: ۷۴۱–۸۹۱۹۵، تلفن: ۳۱۲۳۳۴۳۹–۰۳۵

رایانامه: epj@journals.yazd.ac.ir **وب‌گاه:** www.ep.yazd.ac.ir

هیأت تحریریه

مجید احمدیان (استاد دانشگاه تهران)

مصیب پهلوانی (استاد دانشگاه سیستان و بلوچستان)

امیرمحمد حاج یوسفی (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)

امیر منصور طهرانچیان (استاد دانشگاه مازندران)

سید نظام‌الدین مکیان (دانشیار دانشگاه یزد)

میثم موسایی (استاد دانشگاه تهران)

نادر مهرگان (استاد دانشگاه بوعلی سینا)

زهرا نصراللهی (استاد دانشگاه یزد)

کاظم یاوری (استاد دانشگاه یزد)

فهرست

کاربرد تبدیل موجک در کشف پویایی‌های رابطه علّی میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و قیمت سهام ۱
مهرداد صدرآرا، صالح طاهری بازخانه

اثر محرک مالی بر تولید ناخالص داخلی ایران: کاربردی از مدل داده- ستانده نیمه‌بسته با مصرف... ۳۷
زینب یزدانی چراتی، علیرضا پورفرج، نورالدین شریفی

برآورد تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی: رهیافت معادلات اولر ۶۸
رضا روشن

توسعه مالی و رابطه نوآوری-رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه ۹۳
معصومه وجدانی مالفجانی، محبوبه فراهتی

بررسی تأثیر درآمدهای نفتی بر تحقق درآمدهای مالیاتی، در شرایط رانت‌جویی مالیاتی: رویکرد ... ۱۱۷
سمیه احمدی، محمد خضری، فاطمه زندی، بیژن صفوی

اعتبارسنجی مشتریان بانک صادرات: رهیافت امتیازدهی رگرسیون گسسته ۱۴۵
مریم بهزادی‌راد، محمود محمودزاده، علی عباس حیدری مسعود صوفی مجیدپور

تحلیل نقش رونق و رکود اقتصادی بر رفاه در ایران: مقایسه‌ای از تولید با نفت و بدون نفت ۱۷۳
مهدی حسن‌پور ورکلائی، محمد عبدی سیّدکلایی، شهریار زروکی

اثر باز بودن تجاری- مالی و سرمایه انسانی بر حمایت از سرمایه‌گذاران خرد در کشورهای... ۲۰۸
سمیه صادقی

بررسی الگوی تخصیص بودجه عمرانی در فرایند پارلمانی تصویب بودجه با استفاده از رویکرد... ۲۳۵
فاطمه مردانی، هادی قوامی، محمدطاهر احمدی شادمهری، علی چشمی

تعادل نش، بِرگ و حریصانه در چارچوب بازی ترکیبی بین دو سیاست‌گذار پولی و مالی ۲۶۲
داود محمودی‌نیا، داود فروتن‌نیا

بررسی ارتباط و هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل... ۳۰۷
هدایت مهرعلی تبار فیروزجاه، جواد طاهرپور، عباس شاکری، تیمور محمدی

بررسی آثار نرخ سود واقعی صفر بر اقتصاد ایران در قالب مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا ۳۳۶
علی نظری، سید هادی عربی، امیدعلی عادلی و یزدان گودرزی فراهانی

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 1-36

Using wavelet transforms to discover the dynamics of the causal relationship between economic policy uncertainty and stock prices

Mehrdad Sadrara[1], Saleh Taheri Bazkhaneh*[2]

Received: 06-04-2024 Accepted: 27-05-2024

Extended Abstract

Purpose: In finance, uncertainty plays a central role. After the global financial crisis of 2007 and following the events after during the COVID-19 pandemic and the impulses caused by international conflicts, the uncertainty in the policies adopted by governments and the effectiveness of financial markets became particularly important. In the meantime, the relationship between uncertainty about economic policies and stock prices, while being the focus of many studies, is not supported by a consensus of opinions. Accordingly, the present research seeks to provide new evidence in this field by examining the dynamics of the causal relationship between economic policy uncertainty and the stock market price in Iran.

Methodology: The Granger causality test is one of the regular methods of econometrics in which the causal relationship between time series is examined without relying on economic theories. Based on its nature, the mentioned method provides a momentary measure of causality but is unable to analyze the dynamics and reliability of causality. In addition, the Granger causality method uses the intermittent values of variables; as a result, there is a possibility of eliminating instantaneous effects. To solve this problem, spectral analysis is performed. Fourier transform, as a widely used topic in spectrum analysis, serves to reveal the existing relationships between time series at different frequencies. Due to the fluctuating nature of the correlation between some economic time series, this transform is investigated here in terms of the dynamics of causality. In the Fourier transform, the local time information is left out, but the stability of the hypothetical time series is essential. However, many time series are unstable and most of their characteristics change over time. Due to this limitation, the wavelet transform is considered as a useful alternative to the Fourier transform in discovering causal relationships. The current research has used discrete wavelet transform and continuous wavelet transform. In this regard, mutual correlation and coherence have been used to analyze the relationship between the

[1]. Assistant Professor, Faculty of Management and Economics, University of Guilan, Rasht, Iran. Email: Mehrdadsadara@guilan.com.
[2]. Corresponding Author. Assistant Professor, Faculty of Management and Economics, University of Guilan, Rasht, Iran. Email: Saleh.taheri@guilan.ac.com.

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 1-36

variables. The research data cover the years 1990-2023.

Findings and discussion: There was no causal relationship between the stock price index and economic policy uncertainty in any horizon. Therefore, the view that, through the effect of wealth, investor behavior and investor reaction, the stock price index can lead to economic policy uncertainty is not relevant in Iran's economy. This can be rooted in the small share of the stock market and the challenges of financial and monetary policies (such as dependence on oil revenues, lack of independence of monetary policy, dominance of financial policy over monetary policy) in Iran's economy. In the short term, the two variables are not significantly related. Therefore, in the short-term horizon, the stock price index is not affected by economic policy uncertainty. This confirms the result reported by Wu et al. (2016). The uncertainty of the economic policy has an effect on the stock price index in medium-term and long-term horizons. Mutual correlations based on discrete wavelet transform with a maximum overlap took positive and negative values. The mentioned method provided a similar result in the long run. Despite it, continuous wavelet transform and coherence suggested that, in the medium term, the effect of economic policy uncertainty on the stock price index is positive. In accordance with the long-term view, this result refers to a mutual correlation based on discrete wavelet transform with maximum overlap of positive and negative correlation coefficients. In the horizon of more than four years, both negative and positive signs were observed. So, by moving to higher scales, the coherence coefficient should change from positive to negative. Therefore, the view of Pasteur and Veronzi (2013) is relevant for the Iranian economy in the medium-term horizon. Considering the large size of the government in Iran's economy, the investors' view based on the government's support of the stock market for various purposes can explain the positive effect of economic policy uncertainty on the stock price index. On the other hand, due to the effects of government policies on inflation, investors consider the stock market as an inflationary shield, which increases the price in that market following an increase in demand. Regarding the negative sign by moving towards higher scales, it is also possible to mention the attractiveness of other assets (such as foreign currencies, gold, housing and land) compared to the stock market in the face of inflation caused by economic policy uncertainty. The negative result obtained is consistent with a wide range of theoretical and experimental studies in the literature.

Conclusions and policy implications: The estimation of cross-correlation and coherency showed that economic policy uncertainty is not affected by the stock price index. In other words, the causal relationship from the stock price index to economic policy uncertainty and bidirectional causal in Iran's economy were not confirmed. The impact of economic policy uncertainty on the stock price index is of relevance in the medium-run and long-run horizons. This is the case in the view of the fact that the stock price index has experienced the positive and negative effects of the economic policy uncertainty. The time-frequency analysis showed that, in the medium-term horizon (1-4 years) and in the first half of the 2000s, the stock price index received a positive effect from the economic policy uncertainty. This behavior suggests a change between the two variables in longer time horizons (more than 4 years), and the adverse

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 1-36

effects of economic policy uncertainty appear on the stock price index.

Keywords: Financial economics, Macroeconomics, Economic policy uncertainty, Wavelet transform

JEL Classification: C32 ،E64 ،G00

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۱-۳۶

کاربرد تبدیل موجک در کشف پویایی‌های رابطه علّی میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و قیمت سهام

مهرداد صدرآرا[۱]، صالح طاهری بازخانه*[۲]

دریافت: ۱۸-۰۱-۱۴۰۳ پذیرش: ۰۷-۰۳-۱۴۰۳

چکیده

با توجه به اهمیت نااطمینانی در اقتصاد مالی، ارتباط میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص قیمت سهام حاوی دلالت‌های مهمی است. با وجود این، نتایج گزارش شده از حیث شدت، جهت و جریان رابطه اجماع نظر ندارند. بر این اساس، در پژوهش حاضر پویایی‌های رابطه علّی میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص کل قیمت بورس اوراق‌بهادار تهران با استفاده از تبدیل موجک گسسته، تبدیل موجک پیوسته و داده‌های دوره زمانی ۱۴۰۲:۰۳ – ۱۳۶۹:۰۱ مورد بررسی قرار گرفته است. بررسی همبستگی متقابل و همبستگی در حوزه زمان – فرکانس نشان داد نااطمینانی سیاست اقتصادی تحت‌تأثیر شاخص قیمت سهام قرار ندارد. اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در افق میان‌مدت و بلندمدت رخ می‌دهد. با این توضیح که شاخص قیمت سهام تأثیرپذیری مثبت و منفی از نااطمینانی سیاست اقتصادی را تجربه کرده است. تحلیل در حوزه زمان – فرکانس نشان داد در افق میان‌مدت (۴ – ۱ سال) و در نیمه ابتدایی دهه ۱۳۸۰ شاخص قیمت سهام تأثیر مثبتی از نااطمینانی سیاست اقتصادی پذیرفته‌است. این رفتار میان دو متغیر با حرکت به سمت افق زمانی طولانی‌تر (بیش از ۴ سال) تغییر علامت می‌دهد و آثار نامطلوب نااطمینانی سیاست اقتصادی بر شاخص قیمت سهام نمود پیدا می‌کند.

واژگان کلیدی: شاخص قیمت سهام، نااطمینانی سیاست اقتصادی، تبدیل موجک.

طبقه‌بندی JEL: C32، E64، G00

[۱]. استادیار گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. Mehrdadsadara@guilan.com

[۲]. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. Saleh.taheri@guilan.com

۱- مقدمه

در طی سه ۳ دهه اخیر، تکنولوژی و کاربرد فناوری اطلاعات به‌طور فزاینده‌ای در بازارهای مالی نمود پیدا کرده است. این تحولات، از یک سوء باعث رونق بازار سهام می‌شود اما از سوی دیگر موجبات شکنندگی و نااطمینانی را فراهم می‌آورد. در این میان، سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها نیز تأثیر قابل توجهی داشته و عدم اطمینان نسبت به سیاست‌های اقتصادی، بازارهای مالی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (بروگارد و دتزل[1]، ۲۰۱۵: ۳). سیاست‌گذاران، از طریق سرمایه‌گذاری، مخارج مصرفی، سیاست‌های پولی و مالی و هم‌چنین قانون‌گذاری، نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی را ایجاد یا تشدید می‌کنند. از سوی دیگر، اخبار سیاسی در خصوص آن‌چه که دولت‌ها انجام داده‌اند و یا انجام خواهند داد نیز به‌طور قابل ملاحظه‌ای بر بازارهای مالی اثر گذاشته و قیمت دارایی‌ها را متأثر می‌سازد (پاستور و ورونزی[2]، ۲۰۱۳: ۱۲۲۱). ادبیات نظری موضوع نشان‌می‌دهد تصمیم‌گیرندگان حوزه کسب و کار نمی‌توانند در صورت نااطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت، به ارزیابی دقیق ریسک‌ها، فرصت‌ها و معاوضه‌های مربوط به تکنولوژی‌های جدید بپردازند (مارکوس[3]، ۱۹۸۱: ۴۴۱). علاوه بر این، نااطمینانی منجر به بروز نوساناتی در سرمایه‌گذاری و اشتغال می‌شود (برنانکی[4]، ۱۹۸۳: ۸۶). نااطمینانی سیاستی دلالت‌های زیادی برای اقتصاد دارد. بنگاه‌ها و سایر فعالین اقتصادی تصمیم‌گیری درباره سرمایه‌گذاری، اشتغال، مصرف و پس‌انداز را با توجه به نااطمینانی سیاستی تغییر داده یا به تأخیر می‌اندازند (آروری و همکاران[5]، ۲۰۱۶: ۱۳۷؛ چن و همکاران[6]، ۲۰۱۹: ۳۴۲۵؛ گولن و یون[7]، ۲۰۱۶: ۵۲۳). از آنجایی که سرمایه‌گذاران عقلایی تا زمانی که نااطمینانی وجود داشته‌باشد، بخشی و یا حتی تمام سرمایه‌گذاری خود را متوقف می‌سازند، نااطمینانی می‌تواند موجب کاهش رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری شود (آنتوناکاکیس و همکاران[8]، ۲۰۱۳: ۹۰). همچنین، نااطمینانی نسبت به مداخله دولت می‌تواند سایر شاخص‌های اقتصاد کلان را تحت‌تأثیر قرار دهد. قیمت سهام، یکی از مهم‌ترین آن‌ها است و به‌طور مستقیم با متغیرهای اقتصاد

---

1. Brogaard & Detzel (2015)
2. Pástor & Veronesi (2013)
3. Marcus (1981)
4. Bernanke (1983)
5. Arouri et al. (2016)
6. Chen et al. (2015)
7. Gulen & Ion (2016)
8. Antonakakis et al. (2013)

کلان نظیر رشد اقتصادی، اشتغال، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت خارجی در ارتباط است. از این‌رو، نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی می‌تواند قیمت سهام را تحت‌تأثیر قرار دهد (چانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۵: ۶). افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی منجر به کندی رشد اقتصاد، افزایش بیکاری و در نتیجه اثرگذاری منفی بر بازار سهام می‌شود (لی و همکاران[2]، ۲۰۱۶: ۶۷۵). این مهم باعث شده‌است تا محققان، تجار و سیاست‌گذاران، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی را به‌دقت رصد کرده و تأثیرگذاری این شاخص بر اقتصاد و بازار سهام را مورد بررسی قرار دهند (سوم[3]، ۲۰۱۲: ۱۰۱). نااطمینانی سیاستی عبارت است از احتمال غیر صفر تغییر در سیاست‌های اقتصادی موجود که قوانین بازی را برای فعالان اقتصادی تعیین می‌کند.

با توجه به آن‌چه که ذکر شد، می‌توان گفت در ادبیات موضوع، نااطمینانی سیاستی یکی از تعیین‌کننده‌های مهم قیمت سهام است (خوجا و همکاران[4]، ۲۰۲۳: ۳). با این حال، شدت و جهت این اثرگذاری مورد مناقشه است. بدین معنی که در پژوهش‌های انجام شده در خصوص ارتباط میان نااطمینانی نسبت به سیاست اقتصادی و قیمت سهام نتایج متنوعی گزارش شده‌است. به‌طور مشخص، برخی از پژوهش‌ها اثرگذاری منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر شاخص قیمت سهام (آروری و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۳۶)، برخی دیگر عدم ارتباط (وو و همکاران[5]، ۲۰۱۶: ۱۱۹) و برخی رابطه دو طرفه (پیرگیپ[6]، ۲۰۱۷: ۲۰) میان این دو را گزارش کرده‌اند. علاوه بر این، مبانی نظری از علیّت دوطرفه میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و قیمت سهام نیز حمایت می‌کنند. نکته مهم دیگر، ارتباط غیرخطی میان دو متغیر فوق است. به‌طوری که شواهد متعددی در خصوص تغییر رابطه میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و قیمت سهام در بازه‌های زمانی مختلف و در گستره زمان وجود دارد (به‌طور مثال، باق و همکاران[7]، ۲۰۲۳: ۳). به‌عبارت دیگر، پتانسیل زیادی برای تغییرپذیری از حیث شدت، جهت و علامت رابطه علّی میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص قیمت بازار سهام وجود دارد. از این‌رو، رهیافت‌های سنتی اقتصادسنجی در به تصویر کشیدن رابطه فوق و پویایی‌های آن ناتوان هستند. بر این اساس، در پژوهش حاضر، با استفاده از تبدیل موجک گسسته با حداکثر

1. Chang et al. (2015)
2. Li et al. (2016)
3. Sum (2012)
4. Khojah et al. (2023)
5. Wu et al. (2016)
6. Pirgaip (2017)
7. Bagh et al. (2023)

هم‌پوشانی[۱]، تبدیل موجک پیوسته[۲] و ابزار همدوسی[۳] و اختلاف‌فاز[۴] رابطه میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص قیمت سهام در حوزه زمان – فرکانس مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. بنابراین، به پشتوانه روش‌های اقتصادسنجی که سعی در ارائه بینش‌ی جدید در خصوص ارتباط میان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و شاخص قیمت بازار سهام دارند، مشارکت علمی پژوهش حاضر عبارت است از:

بررسی رابطه علّی میان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و شاخص قیمت سهام در اقتصاد ایران در افق‌های مختلف زمانی با لحاظ امکان تغییر جهت (با استفاده از تبدیل موجک گسسته)، بررسی امکان تغییر رابطه علّی از نظر شدت، جهت و جریان رابطه علّی در افق‌های مختلف و در گستره زمان (با استفاده از تبدیل موجک پیوسته و ابزارهای آن). برای این منظور، ادامه پژوهش به شرح زیر سامان‌دهی می‌شود:

در بخش دوم که ادبیات موضوع بررسی می‌شود، ابتدا، ابعاد مختلف بنیان‌های نظری میان دو متغیر تشریح و با مرور پژوهش‌های تجربی مرتبط، مشارکت علمی پژوهش حاضر تشریح می‌شود. سپس، روش‌شناسی پژوهش ارائه و در ادامه، نتایج پژوهش ارائه می‌شود و در نهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری، پژوهش تشریح می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

بخش حاضر از دو قسمت اصلی تشکیل شده‌است. ابتدا، بنیان‌های نظری اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی و قیمت در بازار سهام بررسی می‌شود. در این مسیر، با توجه به هدف پژوهش، مبانی نظری به تفکیک اثرگذاری خطی و غیرخطی تشریح شده‌است. همچنین، با در نظر داشتن هدف پژوهش و روش اقتصادسنجی به کار گرفته‌شده، در قسمت پایانی مبانی نظری، نحوه تأثیرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی بر قیمت سهام مورد بررسی قرار گرفته است. سپس، اهم پژوهش‌های تجربی مرتبط مرور می‌شوند.

---

[۱]. Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform (MODWT)
[۲]. Continuous Wavelet Transform
[۳] Coherency: همدوسی، همبستگی بین دو موج که تابعی از فرکانس هستند را می‌سنجد.
[۴]. Phase-Difference

۲-۱- مبانی نظری

این بخش به تشریح بنیان‌های نظری رابطه میان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و شاخص قیمت سهام اختصاص دارد.

۲-۱-۱- نااطمینانی سیاستی و آثار مرتبط با آن

از زمان معرفی شاخص اندازه‌گیری نااطمینانی سیاستی توسط بکر و همکاران[1] (۲۰۱۶: ۱۶۱۱)، آثار نااطمینانی سیاستی بر متغیرهای کلان مورد توجه زیادی قرار گرفته است. با توجه به اینکه در دنیای امروز اقتصادها بیش از پیش با یکدیگر پیوند دارند، نااطمینانی سیاستی توسط صاحبان کسب و کار، سیاست‌گذاران و محققان مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. به‌طور شهودی، انتظار می‌رود افزایش (کاهش) نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی بر بازار سهام اثر منفی (مثبت) داشته‌باشد. این گزاره، با یافته‌های بکر و همکاران (۲۰۱۶: ۱۵۹۳) که آثار نامطلوب نااطمینانی سیاستی بر فعالیت‌های اقتصادی را بررسی کرده‌اند، مطابقت دارد و البته در برخی پژوهش‌های دیگر نیز مورد تأیید قرار گرفته است (به‌طور مثال، آروری و همکاران، ۲۰۱۶: ۷۶۰؛ بهمنی اسکویی و ساشا، ۲۰۱۹a: ۷۶۴؛ داس و کومار[2]، ۲۰۱۸: ۱۰۰).

بر اساس مبانی علم مالی، کاهش قیمت به‌دلیل افزایش نااطمینانی سیاستی در نتیجه انتظارات منفی در مورد جریان‌های آتی درآمد و افزایش نرخ‌های تنزیل به وقوع می‌پیوندد (بوگارد و دتزل[3]، ۲۰۱۵: ۵). نااطمینانی در خصوص اقدامات آتی می‌تواند از دو طریق بر قیمت بازار اثرگذار باشد. از یک سوء، در صورتی نااطمینانی سیاستی منجر به افزایش قیمت‌ها می‌شود که دولت‌ها واکنشی مناسب و مکفی نسبت به تکانه‌های غیرقابل پیش‌بینی داشته‌باشند. در این صورت، سرمایه‌گذاران به این نتیجه می‌رسند که روند قیمت‌ها در بازار سهام تداوم خواهند داشت. از سوی دیگر، در صورتی که نرخ تنزیل به‌دلیل افزایش ریسک سیستماتیک بالا رود، نااطمینانی سیاست اقتصادی می‌تواند اثری نامطلوب بر قیمت دارایی داشته‌باشد (پاستور و ورونزی، ۲۰۱۳: ۱۲۲۱). از منظر اقتصاد، نااطمینانی بالا نسبت به تغییرات سیاستی منجر به افزایش صرف ریسک شده و بنگاه‌ها را از

[1]. Baker et al. (2016)
[2]. Das & Kumar. (2018)
[3]. Brogaard & Detzel (2015)

سرمایه‌گذاری جدید منصرف می‌کند، هزینه استقراض را برای خانوارها بالا می‌برد و در نتیجه قیمت سهام را کاهش می‌دهد (بادشاه و همکاران[1]، ۲۰۱۹: ۳ و آیدین و همکاران[2]، ۲۰۲۱: ۱۱۵).

نااطمینانی‌های اقتصادی به‌دلایل متعدد در کشورهای مختلف قابلیت گسترش دارد. نوسان ناگهانی تولید، اشتغال، نرخ بهره، قیمت نفت و نرخ ارز بیان‌گر آن است که یک کشور تا چه اندازه ساختاری نامطمئن و ناپایدار دارد. دولت‌ها، با سوء مدیریت و تصمیم‌های اشتباه بر افزایش نااطمینانی سیاست اقتصادی دامن می‌زنند. نااطمینانی ناشی از انتخابات نیز اثر معنی‌داری بر بازارهای مالی دارد. نااطمینانی سیاسی مادامی که اقتصاد در وضعیت نامساعدی قرار گرفته است، اثر بزرگ‌تری دارد (کو و لی[3]، ۲۰۱۵: ۱۲۱). انتظار می‌رود با بحران‌های اقتصادی و سیاسی، نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی افزایش یابد.

مطابق با آن‌چه بکر و همکاران (۲۰۱۲: ۱۵۹۵) بیان کرده‌اند، نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی به «احتمالِ غیر صفرِ تغییر در سیاست‌های اقتصادی موجود که قوانین بازی را برای عوامل اقتصادی تعیین می‌کند»، اشاره دارد. آثار تغییرات در نااطمینانی سیاستی ممکن است به‌طور بالقوه از راه‌های زیر شیوع پیدا کند (خان و همکاران[4]، ۲۰۲۰: ۲):

- نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی می‌تواند تصمیم‌های مهم اتخاذ شده توسط بنگاه‌ها و سایر بازیگران اقتصادی را در زمینه سرمایه‌گذاری، اشتغال، مصرف و پس‌انداز تغییر دهد و یا به تعویق اندازد.
- افزایش هزینه‌های تأمین مالی و تولید با اثرگذاری بر کانال‌های عرضه و تقاضا، باعث تشدید کاهش سرمایه‌گذاری و رکود اقتصادی می‌شود.
- نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی می‌تواند ریسک در بازارهای مالی را افزایش دهد. کاهش ارزش حقیقی حمایت دولت از بازار، مصداقی از این مورد است.
- در نهایت، نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی بر تورم، نرخ بهره و صرف ریسک مورد انتظار اثرگذار است.

---

1. Badshah et al. (2019)
2. Aydin et al. (2021)
3. Ko & Lee (2015)
4. Khan et al. (2020)

۲-۱-۲- نااطمینانی سیاستی و قیمت سهام

یکی از موضوعات مهم در اقتصاد مالی، شناسایی عوامل تعیین کننده قیمت سهام است. مقاله مروری بهمنی اسکویی و ساشا[1] (۲۰۱۵: ۷۰۸)، پژوهش‌های مربوط به عوامل فوق را معرفی کرده است. در این مطالعه، عواملی نظیر تولید داخلی، نرخ‌های بهره، نرخ تورم، نرخ ارز، عرضه پول و عواملی از این دست به‌عنوان تعیین کننده‌های اصلی در کشورهای مختلف معرفی‌شده‌اند. در برخی از پژوهش‌ها (به‌طور مثال، بهمنی اسکویی و ساشا، ۲۰۱۹a: ۷۶۴) نااطمینانی به‌عنوان یکی از تعیین‌کننده قیمت سهام معرفی شده‌است. آنها با بررسی بازار سهام ایالات متحده آمریکا به این نتیجه رسیده‌اند که اخبار بد منجر به کاهش قیمت سهام و اخبار خوب منجر به افزایش قیمت سهام می‌شود. مصداق مهم این ادعا، حمله تروریستی ۱۱ سپتامبر است که نااطمینانی حاصل از آن به‌شدت قیمت‌ها را در بازار سهام کاهش داد. آن‌ها، استدلال می‌کنند که پس از کاهش نااطمینانی، بازارها به‌حالت عادی باز می‌گردند و قیمت سهام افزایش می‌یابد. البته، در دوره بازگشت بازار به شرایط عادی، عوامل دیگری نیز وجود دارند که بر نااطمینانی دامن می‌زنند و معاملات را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند (آیدین و همکاران، ۲۰۲۱: ۱۱۶).

بررسی ادبیات موضوع نشان‌می‌دهد وقتی نااطمینانی سیاستی افزایش می‌یابد، قیمت سهام به‌طور منفی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. این اثرگذاری از آن‌جا نشئت می‌گیرد که سرمایه‌گذاران همیشه به‌دنبال اطمینان و ثبات هستند. علاوه بر این، نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی تأثیر نامطلوبی بر تأمین مالی و هزینه‌های تولید دارد (خوجا و همکاران، ۲۰۲۳: ۳) زیرا بر عرضه و تقاضا تأثیر می‌گذارد، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود و رکود اقتصادی پدید می‌آورد (آروری و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۴۰؛ پاستو و ورونسی، ۲۰۱۲: ۱۲۲۱؛ جولیو و یوک[2]، ۲۰۱۲: ۴۹؛ لدوک و لیو[3]، ۲۰۱۶: ۲۴). با افزایش نااطمینانی سیاستی، ریسک مالی افزایش می‌یابد و احتمال تأثیرپذیری نامطلوب تورم، نرخ بهره و صرف ریسک نیز بالا می‌رود (پاستور و ورونسی، ۲۰۱۲: ۴۹ و پاستور و ورونسی، ۲۰۱۳: ۵۲۲؛ برنال و همکاران[4]، ۲۰۱۶: ۲۷). با این حال، توجه به این نکته ضروری است که دلیلی بر خطی بودن رابطه میان نااطمینانی نسبت به سیاست اقتصادی و قیمت وجود ندارد. این

[1]. Bahmani-Oskooee & Saha (2015)
[2]. Julio & Yook (2012)
[3]. Leduc & Liu (2016)
[4]. Bernal et al. (2016)

مهم می‌تواند ریشه در عوامل متعددی (همچون تنوع ریسک پذیری افراد) داشته‌باشد (خوجا و همکاران، ۲۰۲۳: ۲).

طبق دیدگاه اثرگذاری متقارن نااطمینانی بر قیمت سهام، افزایش و کاهش در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی به‌طور یکسان بر بازار سهام اثر می‌گذارد. در عین حال، الزامی برای این اثرگذاری یکسان وجود ندارد و ممکن است پاسخ سرمایه‌گذاران نسبت به افزایش و کاهش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی متناسب نباشد (خان و همکاران، ۲۰۲۰: ۱۶). ممکن است به‌دلیل افزایش نااطمینانی، سرمایه‌گذاران دارایی‌های امن‌تری را انتخاب کنند و وزن بازار سهام را کاهش دهند. در صورت کاسته شدن از نااطمینانی سیاستی نیز انتظار می‌رود پرتفو با شدت و سرعتی متناسبی به‌سمت بازار سهم تمایل پیدا نکند. در این صورت، افزایش نااطمینانی کاهش بیشتری به‌صورت قدر مطلق در قیمت سهام پدید می‌آورد. علاوه بر این، تلقی نسبت به افزایش و کاهش نااطمینانی نیز متفاوت است. به‌طوری که اگر کاهش نااطمینانی کوتاه‌مدت تلقی شود، انتظار می‌رود قیمت‌ها در بازار سهام تأثیرپذیری کم‌تری داشته‌باشد.

۲-۱-۳- رابطه غیرخطی نااطمینانی سیاستی و قیمت سهام

با توجه به آن‌چه که ذکر شد، ارتباط خطی و غیرخطی میان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و شاخص قیمت سهام از بنیان‌های نظری قوی برخوردار است. از این‌رو، ادامه بخش حاضر به بنیان‌های نظری اثرگذاری غیرخطی اختصاص دارد.

مرور ادبیات موضوع حاکی از آن است که نمی‌توان اثرگذاری غیرخطی نااطمینانی سیاستی بر قیمت سهام را با یک نظریه واحد توضیح داد. بر این اساس، پدیده مذکور توسط مجموعه‌ای از نظریات و عوامل قابل تشریح است که اهم آن‌ها عبارت‌اند از (خوجا و همکاران، ۲۰۲۳: ۲): فرضیه اطلاعات نامتقارن[1]، نظریه دورنما[2]، فرضیه مالی رفتاری[3] و فرضیه نقدشوندگی بازار[4] که در ادامه، توضیح داده خواهند شد.

فرضیه اطلاعات نامتقارن: این فرضیه که توسط آکرلوف[5] (۱۹۷۸: ۴۸۸) ارائه شده‌است، می تواند تغییر در ارتباط میان نااطمینانی سیاستی و قیمت سهام را توضیح دهد. طبق این فرضیه، زمانی

1. Information Asymmetry Hypothesis
2. Prospect Theory
3. Behavioral Finance Hypothesis
4. Market liquidity hypothesis
5. Akerlof (1978)

که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی بالا باشد، سرمایه‌گذاران اطلاعات کم‌تری در مورد جهت آینده اقتصاد و سیاست‌های آتی دارند. این مهم، می‌تواند منجر به نوسانات بازار شود چون سرمایه‌گذاران ریسک‌گریزتر شده و تمایل کم‌تری به خرید سهام پیدا می‌کنند. عدم تقارن اطلاعات نشان‌می‌دهد که اثر غیرخطی نااطمینانی سیاستی بر قیمت سهام به این دلیل است که سرمایه‌گذاران در مورد پیامدهای منفی نااطمینانی نسبت به پیامدهای مثبت اطلاعات بیش‌تری دارند. برای مثال، سرمایه‌گذاران آگاه هستند که نااطمینانی سیاست اقتصادی می‌تواند منجر به رشد اقتصادی کمتر، بیکاری بیش‌تر و کاهش سود بنگاه‌ها شود اما ممکن است از پیامدهای مثبت نااطمینانی سیاست اقتصادی (مانند افزایش هزینه‌های دولت و سرمایه‌گذاری از سوی آن) اطلاع نداشته‌باشند. در نتیجه، مادامی که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی افزایش یابد، احتمال فروش سهام از سوی سرمایه‌گذاران بیش‌تر می‌شود و در نتیجه قیمت سهام کاهش می‌یابد. فرضیه اطلاعات نامتقارن هم‌چنین قادر است توضیح دهد که چرا اثر نااطمینانی نسبت به سیاست اقتصادی مادامی که بازار در فاز نزولی قرار می‌گیرد، نسبت به فاز صعودی بیش‌تر است. در بازارهای نزولی، سرمایه‌گذارن نسبت به‌جهت آینده اقتصاد بدبین هستند و در نتیجه، حتی زمانی که نااطمینانی سیاستی کاهش می‌یابد، احتمال بیش‌تری برای فروش سهام وجود دارد که به کاهش شدیدتر قیمت سهام منتهی می‌شود. در بازارهای صعودی، سرمایه‌گذارن نسبت به‌جهت آینده اقتصاد خوش‌بین هستند. در نتیجه، حتی با افزایش نااطمینانی سیاستی احتمال کمتری برای فروش سهام دارند که می‌تواند منجر به واکنش اندک و آهسته قیمت در بازار شود (خوجا و همکاران، ۲۰۲۳: ۳).

نظریه دورنما[1] (چشم‌انداز): براساس این نظریه که توسط کانون و تورسکی[2] (۱۹۷۹: ۲۶۳) توسعه یافته است، افراد سود و زیان احتمالی را نسبت به یک نقطه مرجع (معمولاً ثروت فعلی یا وضعیت موجود) ارزیابی می‌کنند. طبق این نظریه مردم عموماً زیان‌گریز هستند. به این معنی که زیان ناشی از ضررهای احتمالی، شدیدتر از لذت حاصل از عایدی‌های مشابه است. این مهم، منجر به سوگیری می‌شود که در آن افراد انگیزه بیش‌تری برای اجتناب از ضرر به‌جای حداکثر کردن سود دارند. با استفاده از نظریه دورنما، می‌توان انتظار داشت افزایش نااطمینانی سیاستی اثرگذاری بیش‌تری نسبت به کاهش آن بر قیمت سهام داشته‌باشد. زمانی که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های

[1]. Prospect Theory
[2]. Kahneman & Tversky (1979)

اقتصادی افزایش می‌یابد، فضایی مبهم و مبتنی بر افزایش ریسک خلق می‌شود. در نتیجه، سرمایه‌گذاران زیان گریز که نگران ریسک‌های بالقوه نزولی هستند، ممکن است ریسک‌گریز تر شوند و به فروش دارایی‌های خود مبادرت ورزند و در بازار سهام در وضعیت فروش قرار گیرند. این فشار فروش، می‌تواند منجر به کاهش هرچه بیش‌تر قیمت سهام شود. در نقطه مقابل، کاهش نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی اگرچه می‌تواند فضایی مبتنی بر احساس آرامش و کاهش ریسک ایجاد کند اما ممکن است تأثیر مثبت مشهودی در قیاس با افزایش نااطمینانی سیاستی ایجاد نکند. به‌طور خلاصه، طبق نظریه دورنما، تغییرات منفی یا افزایش در نااطمینانی احتمالاً منجر به واکنش‌های منفی قوی‌تر و کاهش بیش‌تر قیمت سهام می‌شود. در حالی که تغییرات مثبت یا کاهش عدم اطمینان ممکن است تأثیر مثبت ضعیف‌تر یا کمتری بر قیمت سهام داشته‌باشد.

فرضیه مالی رفتاری: بر طبق این فرضیه، سرمایه‌گذاران همیشه انتخاب‌های عقلایی ندارند و ممکن است بر اساس احساسات (همچون ترس و طمع)، تصمیم بگیرند. زمانی که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بالا باشد، ممکن است حتی در صورت عدم وجود دلایل بنیادین، سرمایه‌گذاران ترس بیش‌تری داشته‌باشند و سهام خود را بفروشند که در نتیجه قیمت در بازار سهام کاهش شدیدی خواهد یافت. در نقطه مقابل، زمانی که نااطمینانی پایین باشد، ممکن است حتی در صورت فقدان دلایل بنیادین سرمایه‌گذارن تمایل بیش‌تری به خرید سهام داشته‌باشند که با افزایش شدید قیمت سهام همراه خواهد بود (شیلر[1]، ۲۰۰۳: ۸۵).

فرضیه نقدشوندگی بازار: بر طبق این فرضیه، نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی می‌تواند منجر به کاهش نقدشوندگی در بازار و دشواری خرید و فروش سهام برای سرمایه‌گذاران شود و در نتیجه، کاهش شدید در قیمت سهام رخ دهد. زیرا سرمایه‌گذاران توانایی کمتری برای تنظیم موقعیت خود در پاسخ به تغییرات نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دارند. با وجود این، زمانی که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی اندک است، نقدینگی بازیابی می‌شود و احتمال می‌رود تغییرات آهسته‌تری را در قیمت رقم زند (شیلر و ویشنی[2]، ۱۹۹۷: ۳۵).

[1]. Shiller (2003)
[2]. Shleifer & Vishny (1997)

۲-۱-٤- رابطه علّی دو سویه میان نااطمینانی سیاستی و قیمت سهام

ادبیات موضوع نشان‌دهنده ارتباط دو سویه میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص قیمت سهام است. بر این اساس، در ادامه، نحوه اثرگذاری قیمت سهام بر نااطمینانی سیاست اقتصادی تشریح می‌شود (جین و همکاران[1]، ۲۰۱۹، ۱۲۱۹ و جین[2]، ۲۰۲۳: ۱۱۱۴۳۲):

اثر ثروت[3]: اثر ثروت به چگونگی تأثیر تغییرات در قیمت دارایی‌ها (مانند قیمت سهام) بر رفتار مصرف‌کننده و شرایط کلی اقتصادی اشاره دارد. ایده اساسی و پیوند نظری میان مصرف و ثروت توسط الگوی درآمد دائمی مصرف توصیف می‌شود (پیلا و پیستفاری[4]، ۲۰۱۷: ۷۱۱). هنگامی که قیمت سهام افزایش می‌یابد، افرادی که سهام دارند (به‌طور مستقیم یا غیر مستقیم از طریق حساب‌های بازنشستگی و غیره) احساس ثروتمندی می‌کنند. این افزایش ثروت می‌تواند به ارتقای شاخص اعتماد مصرف‌کننده[5] و خوش‌بینی او شود. با افزایش مخارج مصرف‌کنندگان، بخش حقیقی اقتصاد تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. افزایش قیمت سهام و سازوکار پس از آن، می‌تواند به‌منزله ثبات اقتصاد و بهبود اوضاع از سوی سیاست‌گذار تلقی شود که در نتیجه آن، اتخاذ سیاست‌های مخرب و یا تحریک کننده بخش حقیقی رخ ندهد.

رفتار سرمایه‌گذار: رفتار سرمایه‌گذاران نقش مهمی در پویایی بازار سهام دارد. سرمایه‌گذاران به تحرکات بازار سهام واکنش احساسی نشان می‌دهند. کاهش شدید قیمت سهام می‌تواند ترس و عدم اطمینان ایجاد کند. سرمایه‌گذاران ممکن است محتاط باشند، که منجر به کاهش ریسک پذیری و تأثیر بالقوه بر شرایط اقتصادی شود. احساسات سرمایه‌گذار بر سیاست‌گذاران تأثیر می‌گذارد. اگر قیمت سهام به‌دلیل تکانه‌های خارجی (به‌عنوان مثال، بحران‌های مالی) سقوط کند، ممکن است سیاست‌گذاران برای رسیدگی به نگرانی‌های اقتصادی با فشار مواجه شوند. این مسئله می‌تواند منجر به عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی شود زیرا سیاست‌گذار در پی واکنش به اوضاع پدید آمده است و قصد بهبود اوضاع در سریع‌ترین زمان را دارد (جین و همکاران، ۲۰۱۹، ۱۲۱۹ و جین، ۲۰۲۳: ۱).

---

1. Jin et al. (2019)
2. Ginn (2023)
3. Wealth Effect
4. Paiella & Pistaferri (2017)
5. Consumer Confidence Index

واکنش سیاست‌گذار: سیاست‌گذاران عملکرد بازار سهام را به‌دقت زیر نظر دارند. بانک‌های مرکزی، دولت‌ها و نهادهای نظارتی به تغییرات قیمت سهام توجه دارند. آن‌ها نوسانات بازار سهام را هنگام اتخاذ تصمیمات سیاستی در نظر می‌گیرند. به‌عنوان مثال، بانک‌های مرکزی ممکن است نرخ بهره را بر اساس عملکرد بازار سهام تنظیم کنند. نوسانات بازار سهام می‌تواند سیاست گذاران را وادار به مداخله کند. پاسخ‌ها ممکن است شامل تعدیل سیاست پولی، محرک‌های مالی یا تغییرات نظارتی باشد. این تغییر سیاست‌ها می‌تواند باعث ایجاد نااطمینانی سیاستی شود دارد (جین و همکاران، ۲۰۱۹، ۱۲۱۹ و جین، ۲۰۲۳: ۱).

۲-۲- پژوهش‌های تجربی

مطالعات متعددی به بررسی اثر نااطمینانی سیاستی بر سرمایه‌گذاری (به‌طور مثال، رودریک[1]، ۱۹۹۱، ۲۲۹؛ گولن و یون[2]، ۲۰۱۵: ۵۲۳)، اشتغال (به‌طور مثال، جولیو و یوک، ۲۰۱۲: ۴۵) و رشد اقتصادی (بهاگات و همکاران[3]، ۲۰۱۶: ۷۲؛ فرناندز ویلاورد و همکاران[4]، ۲۰۱۵: ۳۳۵۲) پرداخته‌اند. به‌طور مشابه، نااطمینانی سیاستی می‌تواند بر قیمت سهام اثرگذار باشد. اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی بر متغیرهای مختلف اقتصاد کلان در بسیاری از پژوهش‌ها مورد بررسی قرار گرفته است اما بررسی رابطه میان نااطمینانی سیاست اقتصادی با قیمت و یا بازدهی سهام عمدتاً پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸ محبوبیت پیدا کرد (لی و همکاران[5]، ۲۰۱۶: ۶۷۵). در جدول شماره (۱) پژوهش‌های خارجی مرتبط ارائه شده است:

جدول (۱): پژوهش‌های خارجی مرتبط با موضوع پژوهش

ردیف	نویسندگان	روش	گستره مکانی و زمانی	نتایج
۱	بهمنی اسکویی و ساشا (۲۰۱۹a)	خودرگرسیون با وقفه توزیعی[6]	۱۳ کشور منتخب برای دوره زمانی ۲۰۱۶ - ۱۹۸۵	نااطمینانی سیاست اقتصادی در کوتاه‌مدت تعیین‌کننده قیمت سهام است اما در بلندمدت اثر معنی‌داری ندارد.
۲	بهمنی اسکویی و ساشا (۲۰۱۹b)	خودرگرسیون با وقفه توزیعی	انگلستان، ایالات متحده آمریکا، کانادا و	اثرگذاری نااطمینانی سیاستی بر قیمت سهام نامتقارن است و در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنی‌دار است.

[1]. Rodrik (1991)
[2]. Gulen & Ion (2016)
[3]. Bhagat et al. (2016)
[4]. Fernández-Villaverde et al. (2015)
[5]. Li et al. (2016)
[6]. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

ردیف	نویسندگان	روش	گستره مکانی و زمانی	نتایج
			کره جنوبی برای دوره زمانی ۲۰۱۸ – ۱۹۸۵	
۳	خان و همکاران (۲۰۲۰)	روش‌های خودرگرسیون با وقفه توزیعی شبیه‌سازی شده پویا[1] و آستانه‌ای	ایالات متحده آمریکا در دوره زمانی ۲۰۲۰ – ۱۹۸۵	نتایج نشان‌دهنده تأثیرپذیری منفی قیمت سهام از تکانه‌های مثبت و منفی نااطمینانی سیاست اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. با این توضیح که شدت تأثیرپذیری در بلندمدت کاهش می‌یابد. یافته‌های حاصل از روش آستانه‌ای نیز اثرگذاری غیرخطی نااطمینانی سیاستی بر قیمت سهام را تأیید کرده‌اند.
۴	آیدین و همکاران (۲۰۲۱)	آزمون علیّت متقارن و نامتقارن در حوزه فرکانس[2]	کشورهای بریکس طی دوره زمانی ۲۰۲۱ – ۲۰۰۳	آزمون علیّت متقارن و نامتقارن، نشان‌دهنده ارتباط یک طرفه از نااطمینانی سیاست اقتصادی به قیمت سهام برای برزیل و هند است. علیّت متقارن برای چین دو طرفه و علیّت نامتقارن نشان‌دهنده عدم وجود رابطه معنی‌دار برای این کشور است.
۵	باق و همکاران (۲۰۲۳)	تبدیل موجک پیوسته استفاده	چین طی دوره زمانی ۲۰۲۰ – ۲۰۱۰	نااطمینانی سیاستی قیمت سهام را به‌طور منفی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. با این توضیح که این اثرگذاری با حرکت به‌سمت فرکانس‌های پایین کاهش می‌یابد. در عین حال، آزمون علیّت حاکی از ارتباط دو سویه میان متغیرها است.
۶	خوجا و همکاران (۲۰۲۳)	رگرسیون پانل آستانه‌ای[3]	کشورهای گروه هفت[4] طی دوره ۲۰۲۰ – ۱۹۹۸	اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی تا آستانه اول مثبت است و با عبور از آستانه دوم اثر منفی نااطمینانی سیاستی نمود پیدا می‌کند.

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول شماره (۲)، پژوهش‌های تجربی مرتبط با موضوع پژوهش در اقتصاد ایران ارائه شده است:

جدول (۱): پژوهش‌های داخلی مرتبط با موضوع پژوهش

1. Dynamically Simulated Autoregressive Distributed Lag (DYS-ARDL)
2. Symmetric and Symmetric Frequency Domain Causality Tests
3. Panel Threshold Regression
4. G7 (The Group of Seven)

ردیف	نویسنده (گان)	روش	گستره زمانی	نتایج
۱	محسنی زنوزی و همکاران[1] (۱۳۹۴)	خودرگرسیون برداری ساختاری[2]	۱۳۹۰ - ۱۳۶۹	نااطمینانی سیاست مالی قیمت سهام را به‌طور منفی تحت‌تأثیر قرار داده است.
۲	اولیایی[3] (۱۴۰۰)	خودرگرسیون برداری[4]	۱۳۹۸ - ۱۳۶۰	نااطمینانی در سیاست‌های دولت اثری منفی بر بازار سهام داشته است. با این توضیح که بیش‌ترین اثرگذاری مربوبوط به سیاست ارزی است.
۳	روحانی و همکاران[5] (۱۴۰۱)	خودرگرسیون برداری تعمیم یافته با پارامترهای متغیر در طول زمان[6]	۱۳۹۴ - ۱۳۷۰	تکانه سیاست مالی اثرگذاری منفی بر بازار سهام داشته است.

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۳- جمع‌بندی ادبیات موضوع

با بررسی ادبیات موضوع از حیث بنیان‌های نظری و یافته‌های تجربی موارد زیر نتیجه‌گیری می‌شود:

۱. با توجه به وقایع تجربه شده در دنیا (به‌طور مثال بحران‌های مالی، همه‌گیری کووید – ۱۹)، ارتباط میان نااطمینانی سیاستی و قیمت سهام به‌طور فزاینده‌ای مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است.

۲. نااطمینانی سیاستی و شاخص قیمت سهام از لحاظ نظری رابطه‌ای دو سویه با یکدیگر دارند. در یافته‌های تجربی نیز ارتباط متنوع میان دو متغیر گزارش شده است.

۳. اثرگذاری نااطمینانی سیاستی بر قیمت سهام می‌تواند مثبت، منفی و یا خنثی باشد. علاوه بر این، ارتباط مذکور از لحاظ نظری و تجربی می‌تواند غیرخطی باشد.

۴. تنوع در ارتباط میان دو متغیر از نظر علامت، جهت و شدت وابسته به افق زمانی و وضعیت نااطمینانی سیاستی است.

---

1. Mohseni Zonouzi et al.
2. Structural Vector Autoregression (SVAR)
3. Olyaei
4. Vector Autoregression (VAR)
5. Rohani et al.
6. Factor-Augmented Time-Varying Parameter Vector Autoregression (FA-TVPVAR)

۵. با توجه به پیشرفت رهیافت‌های نوین در اقتصادسنجی، محققان کوشیده‌اند دلالت‌های جدیدی را ارائه کنند. با وجود این، در پژوهش‌های مربوط به اقتصاد ایران به‌طور مشخص به ارتباط میان دو متغیر پرداخته نشده است.

با توجه به آن‌چه ذکر شد، به‌کارگیری تبدیل موجک پیوسته و تشریح رابطه میان نااطمینانی سیاستی و قیمت سهام در حوزه زمان – فرکانس در اقتصاد ایران مشارکت علمی پژوهش حاضر به‌شمار می‌رود. برای این منظور، تبدیل موجک گسسته امکان تعیین متغیر پیش رو را در افق‌های مختلف زمانی آشکار می‌سازد. تبدیل موجک پیوسته و اختلاف‌فاز علاوه بر تعیین متغیر پیش‌رو در افق‌های مختلف، در گستره زمان نیز شواهدی در خصوص جریان علّیت فراهم می‌سازد. به‌عبارت دیگر، امکان تحلیل در حوزه زمان – فرکانس میسر می‌شود. علاوه بر این، با محاسبه همدوسی می‌توان شدت ارتباط میان دو متغیر را در حوزه زمان – فرکانس جست‌وجو کرد. در این صورت، با توجه به آن‌چه که در مبانی نظری ذکر شد، می‌توان ارتباط دو سویه، غیرخطی و تغییر رابطه در افق‌های مختلف و در طول زمان را پژوهش کرد. به‌عبارت دیگر، مشارکت علمی در پژوهش حاضر در بررسی رابطه میان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و شاخص قیمت سهام در افق‌های زمانی (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) آشکار می‌شود و در عین تحولات آن را در طول زمان تشریح می‌کند تا شدت، جهت و علامت رابطه علّی میان دو متغیر فوق در حوزه زمان – فرکانس آشکار شود.

۳- روش‌شناسی پژوهش

بررسی رابطه علّی میان متغیرها یکی از کاربردهای مهم آمار در علم اقتصاد است. به طور سنتی اقتصاددان از رهیافت علیّت گرنجر[1] بهره می‌برند. با وجود این، به دلیل کمبودهایی که روش مذکور در به تصویر کشیدن جزئیات رابطه میان متغیرها دارد، رویکردهای جایگزینی کاربرد پیدا کرده‌اند. در این میان، مسئله تغییر رابطه علّی در گستره زمان و هم‌چنین افق‌های مختلف باعث شده است تبدیل سری‌های زمانی محبوبیت ویژه‌ای در مطالعات اقتصادی پیدا کنند. در این میان، تبدیل موجک به دلیل عدم اتکا به پایایی سری زمانی کاربرد زیادی دارد. تبدیل موجک با آشکار ساختن رفتار متغیر در فرکانس‌های مختلف (تبدیل موجک گسسته) و هم‌چنین در حوزه زمان – فرکانس (تبدیل

[1]. Granger Causality

موجک پیوسته) اطلاعات مفیدی از رفتار متغیرها را آشکار می‌سازد. برای بررسی رابطه میان متغیرها از ابزار همدوسی و اختلاف فاز استفاده می‌شود. در ادامه جزئیات روش و ابزار تشریح می‌شود.

تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای، یک سری زمانی را به فضای فرکانس انتقال داده و سپس سری زمانی را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان‌می‌دهد. موجک‌ها (که به‌عنوان موجک‌های دختر[1] شناخته می‌شوند) از یک تابع تکی - موجک مادر[2] $\psi_{u,s}(t)$ - که به‌عنوان تابعی از موقعیت زمان (u) و مقیاس (s) تعریف می‌شود، مشتق می‌شوند. توابع موجک پرکاربرد در حوزه‌ی اقتصاد به دو دسته‌ی پیوسته[3] و گسسته[4] قابل‌تقسیم‌اند. تابع موجک پایه‌ای پیوسته عبارت است از:

$$\psi_{u,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}}\psi\left(\frac{t-u}{s}\right) \qquad (۱)$$

فرض می‌شود موجک‌ها یک تابع مربع انتگرال‌پذیر هستند (یعنی $\psi(.) \in L^2(\mathbb{R})$). در رابطه‌ی (۱) $1/\sqrt{s}$ عامل نرمال‌ساز بوده که متضمن واحد بودن واریانس موجک، $\|\psi_{u,s}\|^2 = 1$، است. u پارامتر انتقال[5] بوده که موقعیت دقیق موجک را ارائه می‌دهد. s پارامتر اتساع[6] (اندازه مقیاس تابع) است که نحوه‌ی کشیدگی موجک را تعریف می‌کند. مقیاس‌بندی یک ابزار ریاضی است که در این‌جا منظور از آن باز شدن و یا فشرده شدن موجک در زمان است. مقیاس بزرگ مطابق با باز شدن و یا کشیده شدن موجک و مقیاس کوچک به معنی فشره شدن موجک است. از آنجایی که فشردگی موجک مطابق با بالا بودن فرکانس آن و نیز بازشدگی و یا کشیدگی موجک مطابق با کم بودن بسامد غالب آن است، فرکانس غالب و مقیاس کوچک یک موجک با هم در ارتباط هستند. به این مفهوم که مقیاس بالا مطابق با فرکانس پایین و مقیاس کوچک، مطابق با فرکانس بالا است.

موجک $\psi(t)$ تابعی با طول محدود است که حول محور t در نوسان است. مانند یک موج در حال انتشار، با دور شدن از مرکز، نیروی خود را از دست می‌دهد. اطلاق نام موجک از شرط مقبولیت[7] منبعث شده‌است. این شرط نیازمند آن است که موجک مادر دارای رفتار پشتیبانی محدود

---

1. Wavelet Daughters
2. Mother Wavelet
3. Discrete
4. Continuous
5. Location Parameter
6. Dilatation Parameter
7. Admissibility Condition

(کوچک) و نوسانی (موجی) باشد. پرکاربردترین موجک مادر در کاربردهای اقتصادی، موجک مارلت[۱] به شرح زیر است:

$$\psi^M(t) = \frac{1}{\pi^{1/4}}\left(e^{i\omega_0 t} - e^{-\omega_0^2/2}\right)e^{-t^2/2} \qquad (۲)$$

این انتخاب خاص، رابطه‌ای ساده به‌شکل $f \approx 1/s$ میان مقیاس s و فرکانس f ایجاد می‌کند. تبدیل موجک پیوسته برای سری زمانی $x(t)$ را با توجه به موجک مادر ψ می‌توان این گونه بیان کرد:

$$W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t)\frac{1}{\sqrt{s}}\bar{\psi}\left(\frac{t-\tau}{s}\right)dt \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، علامت بار نشان‌دهنده مزدوج مختلط[۲]، پارامتر انتقال τ تعیین کننده موقعیت موجک حول محور t و s پارامتر مقیاس هستند. پارامتر مقیاس، نشان‌دهنده کشیدگی موجک مادر است. ارتباط مقیاس با فرکانس معکوس است. به این صورت که مقیاس بالاتر، به‌معنی یک موجک فشرده‌تر (کمتر) امکان تمرکز بر روی فرکانس‌های بالاتر (پایین‌تر) را فراهم می‌کند (ورونا[۳]، ۲۰۲۰: ۷).

اولین ابزار تبدیل موجک پیوسته، طیف توان موجک[۴] است. در تبدیل موجک، طیف توان موجک سری زمانی، به‌صورت زیر تعریف می‌شود (اگیر کانراریا و همکاران[۵]، ۲۰۲۰: ۴)[۶]:

$$(WPS)_x = W_x\bar{W}_x = |W_x|^2 \qquad (۴)$$

این ابزار، شدت نوسان متغیرهای زمانی را در حوزه زمان – فرکانس مشخص می‌کند. بنابراین، با طیف توان موجک می‌توان به تحلیل یک متغیر پرداخت و از توزیع واریانس و نوسانات آن در افقی‌های مختلف و در طول زمان اطلاعاتی به‌دست‌آورد.

مادامی که هدف مطالعه بررسی ارتباط میان دو متغیر باشد، توان متقاطع موجک[۷] می‌تواند مناطقی از حوزه زمان – فرکانس را مشخص کند که دو سری زمانی توان بالای مشترک و در نتیجه

---

[1]. Morlet Wavelet
[2]. Complex Conjugate
[3]. Verona (2020)
[4]. Wavelet Power Spectrum (WPS)
[5]. Aguiar-Conraria et al. (2020)
[۶]. از آن جایی که تمامی متغیرهای معرفی شده تابعی از پارمتر انتقال و مقیاس هستند، برای خوانش ساده‌تر موارد مذکور حذف شده‌اند.
[7]. Cross Wavelet Transform

نوسان‌های مشترکی دارند (اگیر – کاراریا، ۲۰۰۸: ۲۸۶۸). برای دو سری زمانی $y\ (t)$ و $x\ (t)$ توان متقاطع موجک y و x با رابطه (۶) تعریف می‌شود:

$$W_{yx} = W_y \bar{W}_x \qquad (۵)$$

که در آن و W به‌ترتیب تبدیل موجک y و x هستند. قدر مطلق W_{yx} نشان‌دهنده توان متقاطع موجک است و کوواریانس محلی[1] میان دو سری زمانی را در فضای زمان–فرکانس به تصویر می‌کشد.

ابزار دیگری که به‌طور گسترده در تبدیل موجک پیوسته و تحلیل ارتباط میان متغیرها به کار گرفته‌می‌شود، همدوسی (همبستگی در حوزه زمان – فرکانس) است. با استفاده از رابطه (۷) همدوسی y و x محاسبه می‌شود:

$$R_{yx} = \frac{|S(W_{yx})|}{\left[S(|W_y|^2)S(|W_x|^2)\right]^{1/2}} \qquad (۶)$$

که در آن S عمل‌گر هموارساز[2] در زمان و مقیاس است. بدون هموارسازی، همدوسی مانند تبدیل فوریه همیشه مقدار یک خواهد داشت (ورونا، ۲۰۲۰: ۷). مطابق با رابطه فوق، می‌توان شدت رابطه میان y و x را در هر نقطه و زمان اندازه گرفت. R_{yx} مقداری بین صفر و یک دارد. به‌طوری که عدد صفر (یک) حاکی از هم حرکتی شدید (ضعیف) میان دو متغیر است.

برای تشریح رابطه میان دو سری زمانی از منظر رابطه تقدم – تأخری[3] (علّیت) و جهت آن، از اختلاف فاز استفاده می‌شود.

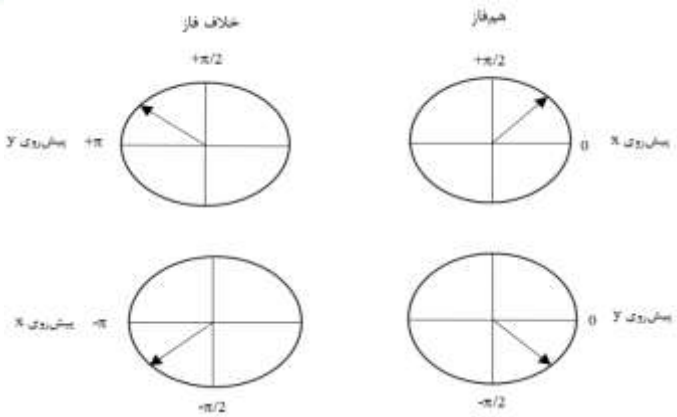
بر اساس آن‌چه که در رابطه (۷) ذکر شده است، می‌توان به تابعی از زمان و فرکانس رسید که در خصوص تأخیر نوسانات سری‌های زمانی اطلاعات مفیدی ارائه می‌دهد.

$$\phi_{yx} = arctan\frac{\mathfrak{T}[S(W_{yx})]}{\mathcal{R}[S(W_{yx})]} \qquad (۷)$$

که $\mathfrak{T}$ و $\mathcal{R}$ به‌ترتیب بخش موهومی و حقیقی مبدل متقاطع موجک هموار شده هستند. در خصوص مقدار محاسبه شده باید گفت که همواره $\phi_{x,y} \in [-\pi, \pi]$ برقرار است. شکل شماره (۱)، نحوه نتیجه‌گیری در خصوص همبستگی و رابطه علّی بر اساس اختلاف‌فاز را ارائه می‌دهد.

---

1. Local Covariance
2. Smoothing Operator
3. Lead - lag



شکل (۱): اختلاف‌فاز و تعیین جهت علیّت بین دو سری زمانی در فضای همبستگی موجک

منبع: طاهری بازخانه و همکاران[1] (۱۳۹۷)

در جمع‌بندی مباحث روش‌شناسی می‌توان گفت: در صورتی که بتوان یک شیء یا متغیر را به صورت تابعی از زمان و یا مکان بیان کرد، می‌توان آن را با استفاده از شکل موج مورد مطالعه قرار داد. تبدیل فوریه ابزار سنتی این رویکرد است که با تجزیه یک سری زمانی به بهسازی و ارائه تصویر مناسب از آن منجر می‌شود. با وجود این، تبدیل فوریه نقص‌های متعددی دارد که به کارگیری آن در متغیرهای اقتصادی را به چالش می‌کشد. در رأس آن‌ها مسئله پایایی قرار دارد. برای این منظور، تبدیل موجک به عنوان رویکردی جایگزین معرفی شده است. تبدیل موجک با به کارگیری توابع پایه‌ای، یک متغیر (سری زمانی) را به فضای فرکانس برده و سپس آن را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. بر این اساس، تبدیل موجک مانند لنز باعث درک بهتر نسبت به رفتار متغیر می‌شود و بیان می‌کند اجزاء تناوبی در طول زمان چگونه تغییر می‌کنند. یک سری زمانی پس از تبدیل از ابزار مهم همدوسی و اختلاف فاز برای بررسی رابطه علّی میان دو یا چند متغیر استفاده می‌شود.

٤- یافته‌های پژوهش

یافته‌های پژوهش در سه بخش ارائه شده‌است. نخست، دو متغیر اصلی پژوهش معرفی می‌شود. سپس، نتایج حاصل از تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی برای بررسی رابطه علّی در

[1]. Taheri Bazkhaneh et al.

افق‌های مختلف ارائه و در نهایت، نتایج مبتنی بر تبدیل موجک پیوسته تشریح می‌شود که برای آگاهی از پویایی‌های رابطه علّی و تحلیل در حوزه زمان – فرکانس اطلاعات مفیدی ارائه می‌کند.

٤-١- معرفی متغیرها

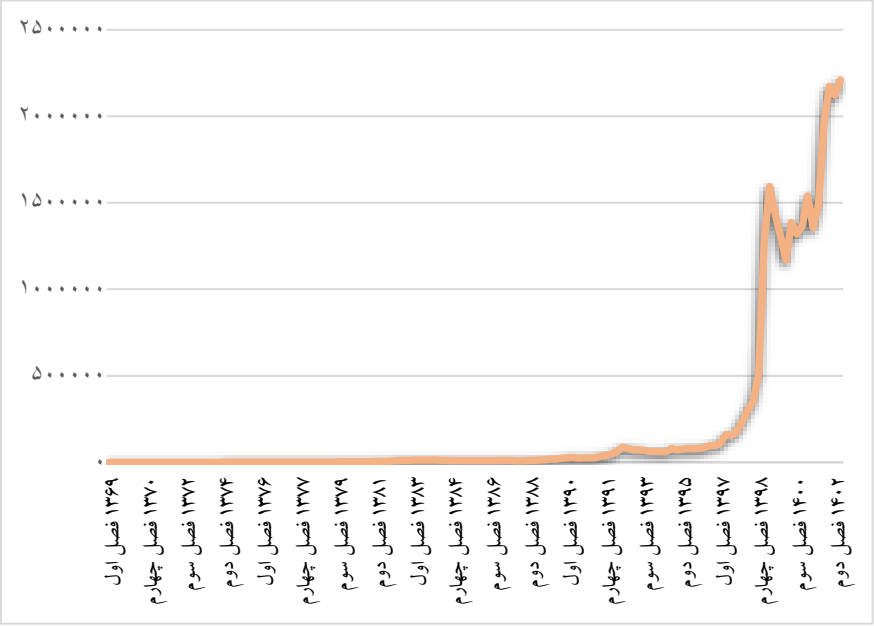
با توجه به هدف پژوهش، از دو متغیر نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص کل قیمت بورس اوراق‌بهادار تهران[1] در دوره زمانی بهار ۱۳۶۹ تا پاییز ۱۴۰۲ در بازه زمانی فصلی استفاده شده‌است. قیمت سهام به‌عنوان انعکاسی از چشم‌انداز آینده و سلامت مالی شرکت‌ها بوده و از مهم‌ترین شاخص‌ها در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری پورتفو و بودجه‌بندی سرمایه‌ای است (چانگ و همکاران، ۲۰۱۵: ۲۹۰). به‌عنوان معیارهای ارزش شرکت‌ها، قیمت سهام نسبت به تغییرات بازار بسیار حساس است. همان‌طور که ارزش یک شرکت به شرایط و پیش‌بینی‌های اقتصادی فعلی بستگی دارد، ارزش شرکت‌های سهامی عام نیز به پیش‌بینی‌های مربوط به شرایط اقتصادی داخلی و جهانی وابسته‌است. بنابراین، تغییرات قیمت سهام با شرایط اقتصادی فعلی یا پیش‌بینی شده مرتبط است (پیرو[2]، ۲۰۱۶: ۲۸۹).

در نمودار شماره (۱) روند حرکت شاخص قیمت سهام بازار بورس و اوراق‌بهادار ایران طی دوره زمانی بهار ۱۳۶۹ تا پاییز سال ۱۴۰۲ به تصویر کشیده شده است.

---

[1]. Tehran Exchange Price Index (TEPIX)

[2]. Peiro (2016)

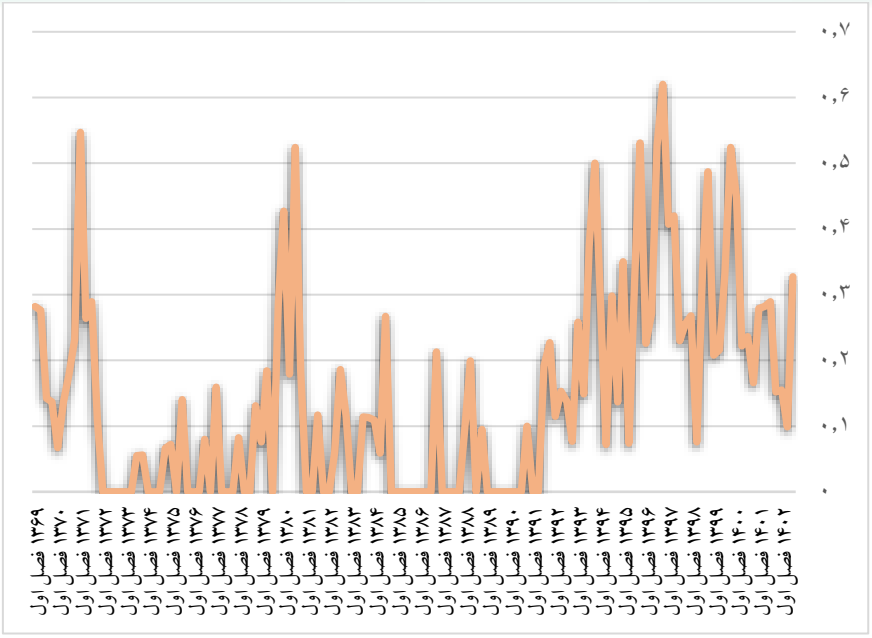


نمودار (۱): شاخص کل قیمت بورس و اوراق‌بهادار تهران

منبع: سازمان بورس و اوراق‌بهادار تهران

برای سنجش نااطمینانی سیاست اقتصادی، از شاخص معرفی شده توسط صندوق بین‌المللی پول استفاده شده‌است. این نهاد، در خلال اندازه‌گیری نااطمینانی جهانی، از اطلاعات متعدد مبتنی بر متن کاوی استفاده می‌کند. یکی از شاخص‌های ارائه شده در گزارش مذکور، می‌تواند به‌عنوان شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی در نظر گرفته شود. شاخص مذکور، تعداد کلمات نااطمینانی و مشتقات آنکه هر ساله در گزارش واحد اطلاعات اکونومیست[۱] برای هر کشور منتشر می‌شود را اندازه‌گیری می‌کند. گزارش مذکور جنبه‌های سیاسی، سیاست اقتصادی، اقتصاد داخلی، پرداخت‌های خارجی و تأثیر کلی آن‌ها بر ریسک کشور را پوشش می‌دهد. به‌طور خلاصه، این گزارش روندهای اصلی اقتصادی، مالی و سیاسی یک کشور را بررسی و مورد بحث قرار می‌دهد (اهیر و همکاران[۲]، ۲۰۲۲: ۳). در نمودار شماره (۲)، این شاخص برای اقتصاد ایران به تصویر کشیده‌شده است:

۱. Economist Intelligence Unit (EIU)
۲. Ahir et al. (2022)



نمودار (۲): شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی برای اقتصاد ایران

منبع: صندوق بین‌المللی پول

در نمودار شماره (۲)، محور عمودی، تعداد کلمات نااطمینانی و مشتقات آن و محور افقی دوره زمانی پژوهش را نشان‌می‌دهد. بر این اساس، مقادیر بالاتر نشان‌دهنده نااطمینانی بیشتر سیاست اقتصادی است و بالعکس. طبق شاخص، در ابتدای دهه ۱۳۷۰، میزان نااطمینانی سیاست اقتصادی بالا بوده اما در سال‌های انتهایی دهه مذکور کاهش پیدا کرده است اما مجدداً در ابتدای دهه ۱۳۸۰ افزایش شدیدی در این متغیر مشاهده می‌شود. بعد از آن، تا انتهای دهه ۱۳۸۰ روند باثباتی در نااطمینانی وجود دارد. در دهه ۱۳۹۰، تغییرات بسیار زیادی در نااطمینانی سیاست اقتصادی وجود دارد که می‌توان این امر را به تحریم‌های بین‌المللی و نحوه سیاست‌گذاری نسبت داد. تا انتهای دوره مورد بررسی، مقدار شاخص نسبت به‌کل دوره مقادیر به نسبت بالایی دارد.

٤-۲- نتایج حاصل از تبدیل موجک گسسته

چندان‌که در بخش روش‌شناسی پژوهش ذکر شد، شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص کل قیمت بورس اوراق‌بهادار تهران با استفاده از روش تبدیل موجک گسسته با حداکثر

هم‌پوشانی و فیلتر *D4* که از خانواده موجک‌های دابیشز[۱] است، تا ۵ سطح تجزیه‌شده‌اند. سطح اول تا پنجم به‌ترتیب مربوط به افق‌های زمانی ۲ تا ۴ فصل، ۴ تا ۸ فصل، ۸ تا ۱۶ فصل، ۱۶ تا ۳۲ فصل و بیش‌تر از ۳۲ فصل هستند. با حرکت به‌سمت سطوح بالاتر، تحلیل از افق کوتاه‌مدت فاصله می‌گیرد و در افق بلندمدت ارائه می‌شود. سطح اول، افق کوتاه‌مدت، سطوح ۲ و ۳ افق میان‌مدت و سطح ۴ و ۵ افق میان‌مدت در نظر گرفته می‌شوند.

با استفاده از همبستگی متقابل[۲] در وقفه‌های مثبت و منفی می‌توان با آگاهی از رابطه‌ی تقدم – تأخری در خصوص جریان علیّت قضاوت کرد. با این توضیح، برای هر مقیاس زمانی، همبستگی بین نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص کل قیمت بورس اوراق‌بهادار تهران با ۳۶ وقفه‌ی مثبت (نیمه‌ی سمت راست در هر سطح) و ۳۶ وقفه‌ی منفی (نیمه‌ی سمت چپ در هر سطح) در شکل شماره (۲) ارائه شده‌است.

برای هر سطح از تبدیل دو متغیر، اگر همبستگی وقفه‌های منفی نااطمینانی سیاست اقتصادی با مقادیر جاری قیمت سهام معنی‌دار باشد (در نیمه سمت راست، فاصله اطمینان دربردارنده صفر نباشد)، شکل به‌سمت راست چوله می‌شود. در این صورت، نااطمینانی سیاست اقتصادی متغیر پیشرو و قیمت سهام متغیر پیرو تلقی می‌شوند. به‌عبارت دیگر، علیّت یک طرفه از نااطمینانی سیاست اقتصادی به قیمت سهام در آن سطح برقرار است. اگر در هر دو سمت ضریب همبستگی اختلاف معنی‌داری با صفر داشته‌باشد، می‌توان گفت علیّت دوطرفه بین متغیرها وجود دارد. متقابلاً، در صورتی که شکل چوله به چپ باشد و ضرایب همبستگی در نیمه سمت راست اختلاف معنی‌داری با صفر داشته‌باشد، شاخص قیمت سهام علّت نااطمینانی سیاست اقتصادی است.

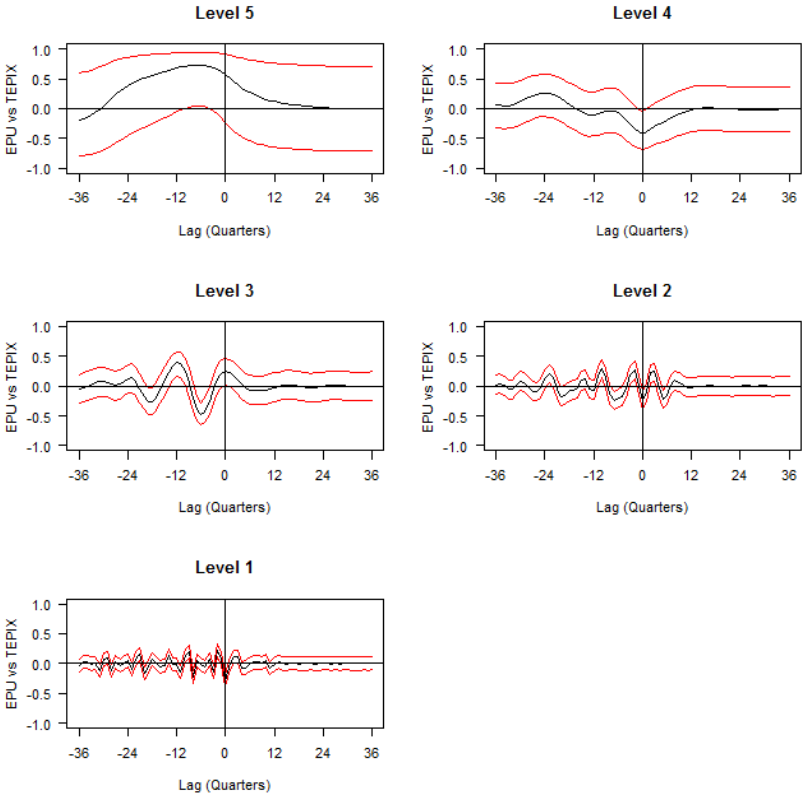
با توجه به آن‌چه که ذکر شد، طبق شکل شماره (۱)، در نیمه سمت چپ در سطوح مختلف، ضریب همبستگی معنی‌دار نیست. بنابراین، در هیچ سطحی رابطه علیّت از شاخص قیمت سهام به نااطمینانی سیاست اقتصادی برقرار نیست. در سطوح ۲ تا ۵، در نیمه سمت چپ ضریب همبستگی در برخی وقفه‌ها اختلاف معنی‌داری با صفر دارد (فاصله اطمینان در برخی وقفه‌ها مشتمل بر صفر نیست). بنابراین، در سطوح ۲ تا ۵ نااطمینانی سیاست اقتصادی متغیر پیشرو و شاخص قیمت سهام متغیر پیرو هستند. با این توضیح که ضریب همبستگی در سطوح مختلف تغییر علامت شدیدی دارد.

---

۱. Daubechies

۲. Cross Correlation

به این معنی که نحوه اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در افق‌های مختلف تفاوت دارد.



شکل (۲): همبستگی میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص کل قیمت بورس و اوراق‌بهادار تهران

منبع: یافته‌های پژوهش

جمع‌بندی این‌که:

۱) در افق زمانی ۲ تا ۴ فصل ارتباط معنی‌داری میان متغیرها وجود ندارد. نتیجه به‌دست آمده از لحاظ نظری به شرح زیر توضیح داده‌می‌شود:

الف) روند تغییرات بنیادی در برابر تغییرات تصادفی: رفتار قیمت سهام می‌تواند از متغیرهای بنیادی اقتصاد و تغییرات تصادفی متأثر باشد. در صورتی که فعالین بازار سرمایه، نااطمینانی سیاست اقتصادی را به‌عنوان تغییرات تصادفی لحاظ کنند، این متغیر اثرگذاری کوتاه‌مدتی خواهد داشت و نمی‌تواند تغییرات قیمت سهام را توضیح دهد. به‌عبارت دیگر، می‌توان گفت عدم اثرگذاری

نااطمینانی سیاست اقتصادی بر قیمت سهام به‌دلیل وزن‌دهی سرمایه‌گذاران به متغیرهای بنیادی در اقتصاد است.

ب) متنوع سازی و مدیریت ریسک: در صورتی که سرمایه‌گذاران پورتفوی خود را متنوع کنند، می‌توان انتظار داشت تغییر در نااطمینانی سیاست اقتصادی به‌عنوان متغیری که تغییرات غیرمنتظره دارد، نمی‌تواند رفتار سرمایه‌گذاران را تحریک کند.

ج) انتظارات تطبیقی: در پاسخ به نااطمینانی سیاست اقتصادی، ممکن است به‌طور پویا تصمیمات سرمایه‌گذاران تعدیل شود. در این صورت، اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی بر بازار سهام از بین می‌رود زیرا از قبل در انتظارات لحاظ شده‌است.

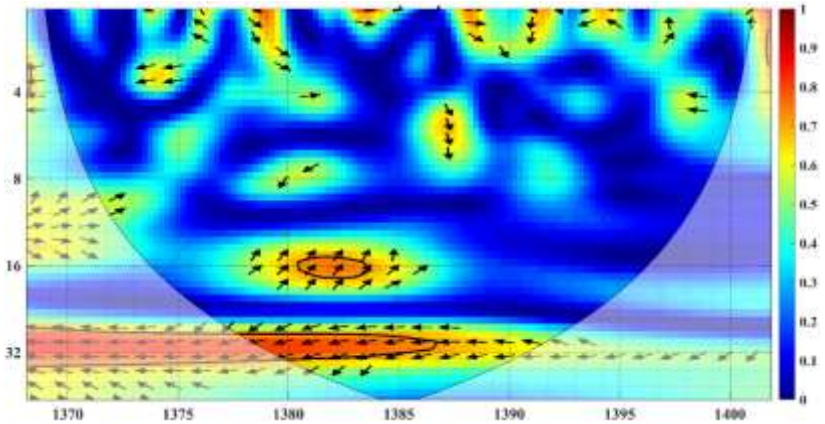
در هیچ افقی، نااطمینانی سیاست اقتصادی در ایران تحت‌تأثیر شاخص قیمت سهام قرار نگرفته اما در میان‌مدت و بلندمدت نااطمینانی سیاست اقتصادی بر شاخص قیمت سهام اثرگذار است. با این توضیح که اثرگذاری مثبت و منفی نااطمینانی سیاست اقتصادی بر شاخص قیمت سهام سابقه دارد. این مهم، نشان‌می‌دهد نمی‌توان تغییر در سیاست اقتصادی را به بازار سهام وابسته دانست. به‌عبارت دیگر، اگرچه قیمت سهام می‌تواند انعکاسی از نااطمینانی سیاست اقتصادی باشد اما نمی‌توان آن را تابعی از متغیرهای بازارهای مالی تلقی کرد و ضروری است ریشه‌های آن را در سایر حوزه‌ها (سیاست، اقتصاد جهانی، روابط بین‌الملل و...) جست‌وجو کرد. علاوه بر این، سهم ناچیز بازار سهام در ایران، ارزش بازار و سهم اندک آن در تأمین مالی فعالیت‌های اقتصادی قابل بحث است.

٤-٣- نتایج حاصل از تبدیل موجک پیوسته

در شکل (۳)، همدوسی میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص قیمت سهام به تصویر کشیده‌شده است. در این شکل، محورهای عمودی و افقی نشان‌دهنده‌ی مقیاس (برحسب فصل) و زمان هستند. رنگ قرمز و گرم (آبی و سرد) نشان‌دهنده ارتباط شدید (ضعیف) دو متغیر هستند. خط مشکی نازک که فضا را به‌شکل سهمی تقسیم کرده، برای جلوگیری از خطای لبه[1] ترسیم شده‌است. در محدوده‌ی این سهمی، محدوده‌هایی که با خطوط مشکی و خاکستری ضخیم احاطه‌شده و

[1]. در تبدیل سری زمانی به دلیل نوسان لحظه‌ای موجک مقادیر تصادفی جایگزین مقادیر واقعی حاصل شده از تبدیل می‌شوند. این مسئله باعث بروز خطای اریب در تبدیل شده و به اثر لبه شهرت دارد که با افزایش مقیاس تبدیل سری افزایش می‌یابد. به نواحی از طیف که در آن اثر لبه به اوج می‌رسد، کانون اثرگفته می‌شود.

نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری در سطح ۹۵٪ و ۹۰٪ هستند، قابلیت تحلیل دارند. به پیروی از اگیر کانراریا و همکاران (۲۰۰۸: ۲۸۷۰)، مقیاس‌های ۱ – ۰ سال، ۴ – ۱ سال و بیش‌تر از ۴ سال به‌ترتیب به‌عنوان افق‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت در نظر گرفته‌شده‌اند. جهت فلش‌های زاویه‌دار نشان‌دهنده‌ی متغیر پیشرو بوده و مانند شکل (۱)[۱] تفسیر می‌شود. به این ترتیب، نتایج پژوهش در قالب شکل‌های شبه سه‌بعدی، تحلیل در دامنه‌ی زمان و دامنه‌ی فرکانس و هم‌چنین شدت همبستگی را میسّر کرده و تصویر جامعی از تغییرات ساختاری سری‌های زمانی در اختیار قرار می‌دهد. برای تبدیل سری‌های زمانی و میسر شدن تحلیل در دامنه‌ی زمان – فرکانس، از موجک پیوسته‌ی مارلت، در فرکانس ثابت ۶ استفاده شده‌است[۲] (طاهری بازخانه و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۳۴).



شکل (۳): همدوسی میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص کل قیمت بورس و اوراق‌بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۴۰۲:۰۳ – ۱۳۶۹:۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس توضیحات فوق، نتایج حاصل از تبدیل موجک پیوسته و ابزارهمدوسی (ارائه شده در شکل شماره (۳)) به شرح زیر است:

---

[۱]. شاخص قیمت سهام سری زمانی y و نااطمینانی سیاست اقتصادی سری زمانی x در نظر گرفته شده است.

[۲]. اهمیت این انتخاب از آن‌جایی ناشی می‌شود که در رابطه‌ی (۳) با قرار دادن فرکانس ۶ داریم: $f = \frac{\omega_0}{2\pi s} = \frac{6}{2\pi s} \approx \frac{1}{s}$. بنابراین، با تقریب صورت گرفته تفسیر رابطه‌ی زمان و فرکانس تسهیل شده و موجک مارلت به یک موجک تحلیلی تبدیل می‌شود.

در افق کوتاه‌مدت (مقیاس ۱ – ۰ سال)، ارتباط معنی‌داری میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و شاخص قیمت سهام وجود ندارد. بنابراین، در کوتاه‌مدت دو متغیر ارتباطی با یکدیگر ندارند و نااطمینانی سیاست اقتصادی تعیین کننده‌ای برای شاخص قیمت سهام به‌شمار نمی‌آید. وفق توضیح ارائه شده در تحلیل نتایج حاصل از تبدیل موجک گسسته، می‌توان این مهم را به فرضیه بازارهای کارآمد، انتظارات تطبیقی، تأثیرپذیری قیمت از عوامل بنیادین و متنوع‌سازی و مدیریت ریسک نسبت داد.

در افق میان‌مدت (۴ – ۱ سال)، رابطه علّی مستقیم از نااطمینانی سیاست اقتصادی به شاخص قیمت سهام با ضریب همدوسی حدود ۰/۷ وجود دارد. به این معنی که افزایش (کاهش) نااطمینانی اقتصادی با افزایش (کاهش) شاخص قیمت سهام همراه خواهد بود. بررسی در حوزه زمان حاکی از آن است که این رابطه در نیمه ابتدایی دهه ۱۳۸۰ به وقوع پیوسته‌است. با توجه به این‌که در دوره زمانی مذکور، نااطمینانی سیاست اقتصادی در سطح نسبتاً اندکی قرار داشته، می‌توان گفت این متغیر از طریق کانال‌های زیر موجب افزایش قیمت در بازار سهام شده‌است:

الف) نااطمینانی سیاست اقتصادی فرصت‌های مناسبی را برای سرمایه‌گذاران فراهم کرده است تا با نوسان‌گیری از بازار، سهام کم ارزش را شناسایی کنند.

ب) نااطمینانی سیاست اقتصادی سیاست‌گذار را وادار کرده است اقدامات محرک و یا سیاست‌های حمایتی به نفع بازار سهام وضع کند.

ج) با توجه به این‌که بازارهای مالی بر پیش‌بینی‌های آینده‌نگرانه مبتنی هستند، می‌توان گفت در صورتی که سرمایه‌گذاران انتظار بهبود سیاست‌گذاری در دوره‌های آتی را داشته‌باشند، ممکن است مادامی که دوره جاری نااطمینانی سیاست اقتصادی بالا است، شاخص قیمت سهام به‌واسطه فعال شدن انتظارات خوش بینانه نسبت به سیاست‌گذاری افزایش یابد.

د) نظریه‌های رفتاری در حوزه مالی نظیر رفتار توده‌وار[1] و واکنش بیش از اندازه می‌توانند اثرگذاری مثبت نااطمینانی سیاست اقتصادی بر قیمت سهام را توضیح دهند.

در افق بلندمدت (بیش‌تر از ۴ سال)، کماکان رابطه علّی از نااطمینانی سیاست اقتصادی به شاخص قیمت سهام برقرار است. با این توضیح که جهت رابطه علّی ثبات ندارد. به‌طوری که با حرکت به‌سمت فرکانس‌های پایین‌تر و طولانی‌تر شدن افق زمانی، اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی بر

[1]. Herd behavior

شاخص قیمت سهام معکوس است. بدین معنی که با افزایش (کاهش) نااطمینانی سیاست اقتصادی، شاخص قیمت سهام کاهش (افزایش) می‌یابد. بنابراین، در افق بیش‌تر از ۴ سال، ابتدا وجه مطلوب نااطمینانی نسبت به سیاست اقتصادی بروز پیدا می‌کند و با حرکت به‌سمت مقیاس‌های بالاتر، آثار نامطلوب نااطمینانی سیاست اقتصادی غلبه پیدا می‌کند. ضریب به‌دست آمده در افق بلندمدت بزرگ‌تر از افق میان‌مدت است.

۵- نتیجه‌گیری

دولت‌ها محیطی را شکل می‌دهند که بخش خصوصی در آن فعالیت کند. آن‌ها به شیوه‌های مختلف بر بنگاه‌ها تأثیر می‌گذارند: مالیات می‌گیرند، یارانه می‌دهند، قوانین را اجرا می‌کنند، رقابت را تنظیم می‌کنند، سیاست‌های محیط‌زیستی را تعریف می‌کنند و غیره. به‌طور خلاصه، دولت‌ها قوانین بازی را تعیین می‌کنند. دولت‌ها هر از چند گاهی این قوانین را تغییر می‌دهند که در نتیجه آن قیمت‌ها در بازار سهام تحریک می‌شوند. در صورتی که تغییرات فوق پیش‌بینی‌پذیر باشند، واکنش قیمت ضعیف است اما در صورت غیرقابل پیش‌بینی بودن، بازارها غافل‌گیر شده و تغییرات در قیمت شدید می‌شود. به‌طور مثال، تصمیم دولت ایالات متحده آمریکا برای ورشکستگی شرکت لیمن برادرز[1] که به عقیده بسیاری نشان‌دهنده تغییر ضمنی در سیاست دولت ایالات متحده بود، منجر به ۴/۷ ٪ افت در شاخص S&P 500 در سال ۲۰۰۸ شد (پاستور و ورونسی، ۲۰۱۲: ۱۲۲۰). پژوهش‌های متعددی نشان داده‌اند که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی عامل تعیین کننده مهمی برای توضیح تغییرات قیمت سهام، فروش، هزینه مواد اولیه، بدهی شرکتی و ساختار دارایی بنگاه‌ها هستند (آروری و روباد[2]، ۲۰۱۶: ۷۶۲؛ چن و همکاران، ۲۰۱۹: ۳۴۲۵؛ دروبتس و همکاران[3]، ۲۰۱۸: ۲۹؛ هی و نیو[4]، ۲۰۱۸: ۳۴۶؛ وو و همکاران[5]، ۲۰۲۲: ۲۳۴۶). این عوامل بنیادین، در ارزش‌گذاری بنگاه‌های بورسی و به‌تبع در بازارهای مالی منعکس می‌شود (گولن و یون، ۲۰۱۵: ۵۲۵). در عین حال، ادبیات موضوع، تأثیرپذیری نااطمینانی سیاست اقتصادی از قیمت سهام را نیز با دلایلی متقن توضیح می‌دهد. علاوه بر ارتباط علّی دو سویه میان دو متغیر، شدت، جهت و نوع رابطه میان دو

1. Lehman Brothers
2. Arouri & Roubaud (2016)
3. Drobetz et al. (2018)
4. He & Niu (2018)
5. Wu et al. (2022)

متغیر مذکور محل مناقشه است. به‌طوری که در افق‌های مختلف و هم‌چنین در برهه‌های زمانی این رابطه دستخوش تغییر می‌شود. در این راستا، پژوهش حاضر از تبدیل موجک گسسته و تبدیل موجک پیوسته و ابزارهای مقتضی آن‌ها استفاده‌کرد تا ارتباط میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و قیمت سهام را در ایران در حوزه زمان – فرکانس تشریح کند.

نتایج به‌دست آمده از تبدیل موجک گسسته و پیوسته به شرح زیر است:

۱. در هیچ افقی، رابطه علّی از شاخص قیمت سهام به نااطمینانی سیاست اقتصادی مشاهده نشد. بنابراین، این دیدگاه که شاخص قیمت سهام از طریق اثر ثروت، رفتار سرمایه‌گذار و واکنش سرمایه‌گذار می‌تواند منجر به نااطمینانی سیاست اقتصادی شود (دیدگاه جین و همکاران، ۲۰۱۹: ۱۲۱۹ و جین، ۲۰۲۳: ۱۱۱۴۳۲)، در اقتصاد ایران موضوعیت ندارد. این مهم، می‌تواند در سهم اندک بازار سهام و چالش‌های سیاست‌های مالی و پولی (نظیر وابسته بودن به درآمدهای نفتی، عدم استقلال سیاست پولی، سلطه سیاست مالی بر سیاست پولی) در اقتصاد ایران ریشه داشته‌باشد.

۲. در کوتاه‌مدت، دو متغیر ارتباط معنی‌داری با یکدیگر ندارند. از این‌رو، در افق کوتاه‌مدت، شاخص قیمت سهام تحت‌تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی قرار نمی‌گیرد. این یافته، مؤید نتیجه گزارش شده توسط وو و همکاران (۲۰۱۶: ۱۰۹) است.

۳. نااطمینانی سیاست اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در افق‌های میان‌مدت و بلندمدت اثرگذار است. همبستگی متقابل بر اساس تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی مقادیر مثبت و منفی به خود گرفت. روش مذکور، در بلندمدت نیز نتیجه مشابهی را نشان داد. با وجود این، تبدیل موجک پیوسته و همدوسی، نشان داد که در میان‌مدت اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی بر شاخص قیمت سهام مثبت است. این نتیجه، منطبق با دیدگاه در بلندمدت، همانند همبستگی متقابل بر اساس تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی ضریب همدوسی مثبت و منفی به‌دست آمد. به این مفهوم که در افق بیش از ۴ سال، هر دو علامت منفی و مثبت مشاهده شد. به‌طوری که با حرکت به‌سمت مقیاس‌های بالاتر، ضریب همدوسی از مثبت به منفی تغییر می‌یابد. بنابراین، دیدگاه پاستور و ورونزی (۲۰۱۳: ۱۲۲۱) در افق میان‌مدت برای اقتصاد ایران مصداق دارد. با توجه به‌اندازه بزرگ دولت در اقتصاد ایران، می‌توان گفت دیدگاه سرمایه‌گذاران مبتنی بر حمایت دولت از بازار سهام برای مقاصد مختلف می‌تواند اثرگذاری مثبت نااطمینانی سیاست اقتصادی بر شاخص قیمت سهام را توضیح دهد. از طرف دیگر، با توجه به تخلیه آثار سیاست‌های دولت بر تورم، سرمایه‌گذاران،

بازار سهام را به‌عنوان سپر تورمی در نظر می‌گیرند که به‌دنبال افزایش تقاضا قیمت در بازار مذکور افزایش می‌یابد. در خصوص علامت منفی با حرکت به‌سمت مقیاس‌های بالاتر نیز می‌توان جذابیت یافتن سایر دارایی‌ها (نظیر ارزهای خارجی، طلا، مسکن و زمین) نسبت به بازار سهام در رویارویی با تورم ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی را ذکر کرد. نتیجه منفی به‌دست آمده با طیف وسیعی از پژوهش‌های نظری و تجربی مرور شده در بخش ادبیات موضوع تطابق دارد.

با توجه به آن‌چه ذکر شد، می‌توان گفت تنوع در یافته‌های تجربی می‌تواند ریشه در رابطه میان متغیر در افق‌های مختلف زمانی و تغییرپذیری در طول زمان داشته‌باشد. بر اساس نتایج به‌دست آمده توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌شوند:

- پایداری و سازگاری: سیاست‌گذاران باید سعی کنند تا سیاست‌های اقتصادی پایدار و سازگاری ایجاد کنند که محیط پیش‌بینی‌پذیری را برای کسب و کارها و سرمایه‌گذاران فراهم کند. تغییرات ناگهانی یا ناپایداری در سیاست‌ها می‌تواند نااطمینانی را افزایش داده و منجر به نوسانات بازار شود.
- شفافیت در مقررات: چارچوب‌های مقرراتی شفاف و پایدار می‌تواند به کاهش نااطمینانی برای کسب و کارها و سرمایه‌گذاران کمک کند. سیاستمداران باید به ایجاد یک محیط مقرراتی پایدار که سرمایه‌گذاری و رشد را تشویق می‌کند توجه کنند.
- مدیریت ریسک: سرمایه‌گذاران همچنین باید بر روی استراتژی‌های مدیریت ریسک تمرکز کنند تا تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر نمادهای سهام خود را کاهش دهند. تنوع، حفاظت و اطلاع از تحولات بازار می‌تواند به سرمایه‌گذاران کمک کند تا به بهترین شکل از نااطمینانی‌های شدید عبور کنند.

References

Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M.J. (2008). Using Wavelets to Decompose the Time-Frequency Effects of Monetary Policy. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**, 2863–2878.

Aguiar-Conraria, L., Martins, M. M., & Soares, M. J. (2020). Okun's Law Across Time and Frequencies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **116**, 1 - 15.

Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). The World Uncertainty Index (No. w29763). *Available at SSRN 4039482*.

Akerlof, G. A. (1978). The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. In *Uncertainty in Economics*, **84**(3), 488 – 500.

Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Filis, G. (2013). Dynamic Co-Movements of Stock Market Returns, Implied Volatility and Policy Uncertainty. *Economics Letters*, ***120***(1), 87-92.

Arouri, M., & Roubaud, D. (2016). On the Determinants of Stock Market Dynamics in Emerging Countries: The Role of Economic Policy Uncertainty in China and India. *Economics Bulletin*, ***36***(2), 760-770.

Arouri, M., Estay, C., Rault, C., & Roubaud, D. (2016). Economic Policy Uncertainty and Stock Markets: Long-Run Evidence from the US. *Finance Research Letters*, ***18***, 136-141.

Aydin, M., Pata, U. K., & Inal, V. (2021). Economic Policy Uncertainty and Stock Prices in BRIC Countries: Evidence from Asymmetric Frequency Domain Causality Approach. *Applied Economic Analysis*, ***30***(89), 114-129.

Badshah, I., Demirer, R., & Suleman, M. T. (2019). The Effect of Economic policy uncertainty on stock-commodity correlations and its implications on Optimal Hedging. *Energy Economics*, ***84***, 1 - 27.

Bagh, T., Waheed, A., Khan, M. A., & Naseer, M. M. (2023). Effect of Economic Policy Uncertainty on China's Stock Price Index: A Comprehensive Analysis Using Wavelet Coherence Approach. *SAGE Open*, **13**(4), 1 - 13.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2015). On the Relation between Stock Prices and Exchange Rates: A Review Article. *Journal of Economic Studies*, ***42***(4), 707-732.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2019a). On the Effects of Policy Uncertainty on Stock Prices. *Journal of Economics and Finance*, ***43***(4), 764-778.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2019b). On the Effects of Policy Uncertainty on Stock Prices: An Asymmetric Analysis. *Quant Financ Econ*, ***3***(2), 412-424.

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, ***131***(4), 1593-1636.

Bernal, O., Gnabo, J. Y., & Guilmin, G. (2016). Economic Policy Uncertainty and Risk Spillovers in The Eurozone. *Journal of International Money and Finance*, ***65***, 24-45.

Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment. *The Quarterly Journal Of Economics*, ***98***(1), 85-106.

Bhagat, S., Ghosh, P., & Rangan, S. (2016). Economic Policy Uncertainty and Growth in India. *Economic and Political Weekly*, **51**(35), 72-81.

Brogaard, J., & Detzel, A. (2015). The Asset-Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty. *Management science*, ***61***(1), 3-18.

Chang, T., Chen, W. Y., Gupta, R., & Nguyen, D. K. (2015). Are Stock Prices Related to the Political Uncertainty Index in OECD Countries? Evidence from the Bootstrap Panel Causality Test. *Economic Systems*, ***39***(2), 288-300.

Chen, P. F., Lee, C. C., & Zeng, J. H. (2019). Economic Policy Uncertainty and Firm Investment: Evidence from the US Market. *Applied Economics*, ***51***(31), 3423-3435.

Das, D., & Kumar, S. B. (2018). International Economic Policy Uncertainty and Stock Prices Revisited: Multiple and Partial wavelet approach. *Economics Letters*, ***164***, 100-108.

Drobetz, W., El Ghoul, S., Guedhami, O., & Janzen, M. (2018). Policy Uncertainty, Investment, and the Cost of Capital. *Journal of Financial Stability*, ***39***, 28-45.

Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity. *American Economic Review*, ***105***(11), 3352-3384.

Ginn, W. (2023). The Impact of Economic Policy Uncertainty on Stock Prices. *Economics Letters*, ***233***, 111432.

Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy Uncertainty and Corporate Investment. *The Review of financial studies*, ***29***(3), 523-564

He, Z., & Niu, J. (2018). The Effect of Economic Policy Uncertainty on Bank Valuations. *Applied economics letters*, ***25***(5), 345-347.

Jin, X., Chen, Z., & Yang, X. (2019). Economic Policy Uncertainty and Stock Price Crash Risk. *Accounting & Finance*, ***58***(5), 1291-1318.

Jory, S. R., Khieu, H. D., Ngo, T. N., & Phan, H. V. (2020). The Influence of Economic Policy Uncertainty on Corporate Trade Credit and Firm Value. *Journal of Corporate Finance*, ***64***, 101671.

Julio, B., & Yook, Y. (2012). Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles. *The Journal of Finance*, **67**(1), 45-83.

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica*, **47** (2), 263 – 292.

Khan, M. A., Ahmed, M., Popp, J., & Oláh, J. (2020). US Policy Uncertainty and Stock Market Nexus Revisited Through Dynamic ARDL Simulation and Threshold Modelling. *Mathematics*, ***8***(11), 1 - 20.

Khojah, M., Ahmed, M., Khan, M. A., Haddad, H., Al-Ramahi, N. M., & Khan, M. A. (2023). Economic Policy Uncertainty and Stock market in G7 Countries: A Panel Threshold Effect Perspective. *PLoS One*, ***18***(7), 1 - 19.

Ko, J. H., & Lee, C. M. (2015). International Economic Policy Uncertainty and Stock Prices: Wavelet Approach. *Economics Letters*, ***134***, 118-122.

Leduc, S., & Liu, Z. (2016). Uncertainty Shocks are Aggregate Demand Shocks. *Journal of Monetary Economics*, ***82***, 20-35.

Li, X. L., Balcilar, M., Gupta, R., & Chang, T. (2016). The Causal Relationship between Economic Policy Uncertainty and Stock Returns in China and India: Evidence from a Bootstrap Rolling Window Approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, ***52***(3), 674-689.

Marcus, A. A. (1981). Policy Uncertainty and Technological Innovation. *Academy of Management Review*, ***6***(3), 443-448.

Mohseni Zonouzi, S. J., Heidari, H., & Talebi, F. (2015). Effects of Fiscal Policies on Asset Prices and its Uncertainty in Iran. *Journal of Asset Management and Financing*, ***3***(1), 107-130. (In Persian).

Olyaei, B. (April 2021). Study of the Impact of Macroeconomic Policy Uncertainty on the Capital Market Index (with an Emphasis on Foreign Exchange Policies),

First International Conference on Industrial Engineering, Management, Economics and Accounting. Brussel, Belgium (In Persian).

Paiella, M., & Pistaferri, L. (2017). Decomposing the wealth effect on consumption. *Review of Economics and Statistics*, ***99***(4), 710-721.

Pastor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about Government Policy and Stock Prices. *The journal of Finance*, ***67***(4), 1219-1264.

Pástor, Ľ., & Veronesi, P. (2013). Political Uncertainty and Risk Premia. *Journal of Financial Economics*, ***110***(3), 520-545.

Peiro, A. (2016). Stock Prices and Macroeconomic factors: Some European Evidence. *International Review of Economics & Finance*, ***41***, 287-294.

Pirgaip, B. (2017, November). The Causal Relationship Between Stock Markets and Policy Uncertainty in OECD Countries. In *RSEP International Conferences on Social Issues and Economic Studies 20 - 29*.

Rodrik, D. (1991). Policy Uncertainty and Private Investment in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, ***36***(2), 229-242.

Rohani, M., Houshmand, M., & Ahmadi Shadmehri, M. T. (2022). Analyzing the Impacts of Fiscal Policy on Assets Price in Iran; An Augmented Time Varying Parameter-Vector Autoregression Approach. *Financial Engineering and Portfolio Management*, ***13***(50), 176-194. (In Persian).

Rohani, M., Houshmand, M., & Ahmadi Shadmehri, M. T. (2024). Analysis the Effects of Monetary Policy on Stock Prices in the Iranian Economy; Method of Bayesian Averaging and Augmented Time Varying Parameter- Vector Autoregression Approach. *Financial Economics*, ***18***(66), 51-68. (In Persian).

Shiller, R. J. (2003). From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *Journal of Economic Perspectives*, ***17***(1), 83-104.

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). The Limits of Arbitrage. *The Journal of finance*, ***52***(1), 35-55.

Sum, V. (2012). The Impulse Response Function of Economic Policy Uncertainty and Stock Market Returns: A Look at the Eurozone. *Journal of International Finance Studies*, ***12***(3), 100-105.

Taheri Bazkhaneh, S., Ehsani, M. A., & Gilak Hakim Abadi, M. T. (2018). The Investigating of the Dynamic Relationship between Financial Cycles with Business Cycles and the Inflation Gap in Iran: An Application of Wavelet Transform. *Economic Growth and Development Research*, ***9***(33), 121-140. (In Persian).

Verona, F. (2020). Investment, Tobin's Q, and Cash Flow Across Time and Frequencies. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **82**(2), 331-346.

Wu, T. P., Liu, S. B., & Hsueh, S. J. (2016). The Causal Relationship Between Economic Policy Uncertainty and Stock Market: A Panel Data Analysis. *International Economic Journal*, ***30***(1), 109-122.

Wu, Y., Lee, C. C., Lee, C. C., & Peng, D. (2022). Short Sales and Corporate Investment Efficiency: Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, ***58***(8), 2342-2354.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 37-67

Evaluating the effect of fiscal stimulus on Iran's GDP with a semi-closed input-output model

Zeinab yazdani[*1], Alireza pourfaraj[2], Nooraddin sharify[3]

Received: 08-09-2023 Accepted: 29-01-2023

Extended Abstract

Purpose: The importance of household expenses in creating demand for domestic products causes the factors affecting it to be considered in establishing financial incentives. The studies conducted so far have investigated the effect of financial stimulus on macroeconomic variables partly with closed input-output models. However, like Keynes' consumption theory, this model considers household consumption as a function of current income only. Since it overestimates the relationship between the household sector and the production sector, the results of this model are distorted due to the presence of exogenous consumption within the matrix of intermediate goods.

Methodology: To solve this problem, the current research uses a semi-closed input-output model with semi-endogenous consumption, which was first introduced by Chen et al. (2016). This model adapts the output to other theories of consumption. Also, due to the removal of false effects caused by the transfer of exogenous consumption to the final demand class, more realistic results are obtained from the government's fiscal stimulus. For this purpose, the present study compares the effects of fiscal stimulus on Iran's gross domestic product in two closed models and a semi-closed model using the input-output table issued by the Central Bank of Iran in 2015.

Findings and discussion: The results of this research show that, with a 10% increase in government spending as a financial stimulus, more value added has been created in the agriculture and horticulture sectors and the private residential unit sector. This is because these two sectors have a larger endogenous consumption coefficient than other sectors. It states that the larger or smaller endogenous consumption coefficient is of effect on the intensity of government investment or the increase in government spending affects the value added and the production level. Moreover, the value-added coefficients obtained from the semi-closed input-output model are smaller than those obtained from the closed input-output model, and they eliminate the distortion in the

[1]. Corresponding Author. PhD student in Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email: yazdany_86@yahoo.com
[2]. Associate professor, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email: pourfaraj@yahoo.com
[3]. Associate professor, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email: nsharify@ umz.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 31, spring and summer 2024, P: 36-83

results of the closed model and increase the accuracy of the calculation results.

Conclusions and policy implications: To consider the relationship between the household sector and the production sector, a closed input-output model is usually used, but, due to not considering all the factors affecting household consumption, this model cannot calculate the results of policy making. It is because the model overestimates the difference between the household sector and the production sector. To solve this problem, a semi-closed input-output model with semi-endogenous consumption was introduced by Chen's team. Their model considers all the factors affecting household consumption, hence used for Iranian data in the present study. In this model, due to the calculation of the coefficient of endogenous consumption, the key sectors are specified, and then, due to the elimination of false effects caused by the transfer of exogenous consumption to the final demand class, more realistic results are obtained from predicting the effect of policy on production or other macroeconomic variables.

Keywords: GDP, New semi-closed input-output model, Fiscal stimulus

JEL Classification: R28, C23, C11, E67.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۳۷-۶۷

اثر محرک مالی بر تولید ناخالص داخلی ایران: کاربردی از مدل داده- ستانده نیمه‌بسته با مصرف نیمه‌درون‌زا

زینب یزدانی چراتی*[۱]، علیرضا پورفرج[۲]، نورالدین شریفی[۳]

دریافت: ۱۸-۰۶-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۰-۱۱-۱۴۰۲

چکیده

اهمیت مصارف خانوار در ایجاد تقاضا برای محصولات داخلی سبب می‌شود تا عوامل موثر بر آن در برقراری محرک‌های مالی مورد توجه قرار گیرد. نتایج اغلب مطالعات قبلی به علت وجود مصرف برون‌زا در درون ماتریس مبالات واسطه‌ای دارای تورش است. برای حل این مشکل، در پژوهش حاضر از مدل داده- ستانده نیمه بسته با مصرف نیمه درون‌زا که اولین بار توسط چن و همکاران در سال ۲۰۱۶ معرفی شد، استفاده شده است. در این مدل به علت حذف اثرات کاذب ناشی از انتقال مصرف برون‌زا به طبقه تقاضای نهایی، نتایج واقعی‌تری از اعمال محرک مالی از سوی دولت بدست می‌آید. برای این منظور مطالعه حاضر با استفاده از جدول داده- ستانده سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی ایران، به مقایسه نتایج حاصل از بررسی اثر محرک مالی بر تولید ناخالص داخلی ایران با استفاده از دو مدل بسته و مدل نیمه بسته می‌پردازد. نتایج تحقیق نشان می‌دهدکه با افزایش ۱۰ در صدی در مخارج دولتی به عنوان محرک مالی، در بخش زراعت و باغداری و بخش واحدهای مسکونی شخصی، ارزش افزوده بیشتری ایجاد شده زیرا این دو بخش دارای ضریب مصرف درون‌زای بزرگتری نسبت به سایر بخش‌ها هستند. همچنین ضرایب ارزش افزوده به دست آمده از مدل داده-ستانده نیمه‌بسته نسبت به مدل داده- ستانده بسته، کوچکتر است و تورش موجود در نتایج مدل بسته را مرتفع می‌سازد و موجب افزایش دقت در نتایج محاسبات می‌شود.

واژگان کلیدی: تولید ناخالص داخلی، داده-ستانده نیمه بسته، محرک مالی.

طبقه‌بندی JEL: R28, C23, C11, E67

۱. نویسنده مسئول. دانشجوی دکترای، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران yazdany_86@yahoo.com

۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران pourfaraj@yahoo.com

۳. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران nsharify@umz.ac.ir

۱- مقدمه

معمولاً سیاست‌های مالی انبساطی به عنوان «محرک‌های مالی[۱]» مطرح هستند. محرک مالی ابزاری است که در دوران رکود به ویژه پس از بحران مالی توسط دولت‌ها در سراسر جهان برای مبارزه با اثرات نامطلوب بحران مالی به‌کار گرفته شده است.

تقاضای تحریک شده توسط یک دولت (اعمال محرک مالی) برای محصولات برخی از صنایع، به‌طور مستقیم منجر به افزایش سطح تولید این صنایع خواهد شد. سطح تولید بالاتر به نوبه خود، از طریق ارتباطات پسین[۲] باعث افزایش تولید صنایع دیگر می‌شود. افزایش درآمد ناشی از سطوح بالاتر فعالیت‌های اقتصادی خانوارها نیز موجب افزایش مصرف آن‌ها می‌شود و ستاده بخش تولید را بیشتر تحریک می‌کند (چن و همکاران[۳]، ۲۰۱۶: ۶).

برای افزایش اثرگذاری مثبت محرک مالی اعمال شده از سوی دولت، باید بخش‌های کلیدی به درستی شناسایی شوند تا اعمال سیاست از سوی دولت هدفمند اجرا شود. در ادبیات اقتصادی روش‌های مختلفی برای تعیین بخش‌های کلیدی هم در تئوری و هم در عمل شناخته شده است. اما در مطالعات برای بررسی بصورت بخشی، معمولا از مدل داده- ستانده بسته استفاده می‌شود اما از آنجایی که این مدل، همانند نظریه مصرف کینز، مصرف خانوار را صرفاً تابعی از درآمد جاری خانوار در نظر می‌گیرد، بنابراین ارتباط بین بخش خانوار و بخش تولید را بیش از حد برآورد می‌کند که این امر منجر به تورش رو به بالادر برآورد تولید ناخالص داخلی نا شی از اعمال محرک مالی می شود، در صورتی که طبق سایر نظریات مصرفی، مصرف خانوار علاوه بر درآمد جاری تابع سایر متغیرها نیز است. از سوی دیگر برای شناسایی درست بخش‌های کلیدی نیاز است ضریب مصرف درون‌زای بخش‌ها محاسبه شود و آن بخش‌هایی که دارای ضریب بزرگتری باشند، نسبت به سایر بخش‌ها تاثیر پذیری بیشتری نسبت به سیاست‌های اعمال شده از سوی دولت دارند ولی در مدل داده- ستانده نیمه بسته محاسبه این ضریب امکان‌پذیر نیست. به همین منظور، برای رفع این نواقص در پژوهش حاضر از مدل داده- ستانده نیمه بسته با مصرف نیمه درون‌زا که در

---

۱. Fiscal Stimulas

۲. Forward Linkage

۳. Chen et al.

سال ۲۰۱۶ تو سط چن و همکاران ارائه شده، ا ستفاده می شود. مزیت بکارگیری این مدل در این اســت که در آن مصــرف خانوار به وســیله مدل فیلتر کالمن به دو بخش درون‌زا و برون‌زا تجزیه می‌شود و تاثیر اعمال محرک مالی دولت صرفا بر مصرف درون‌زا مورد ارزیابی قرار می‌گیرد زیرا فقط مصرف درون‌زای خانوار از افزایش درآمد ناشی از افزایش فعالیت‌های اقتصادی متاثر است و بخش برون‌زا از سایر متغیرها به جز درآمد خانوار تاثیر می‌پذیرد، با این مدل بکار گرفته شده، هم می‌توان مدل داده- ستانده را با سایرتئوری‌های مصرف تطبیق داد و همچنین تورش موجود در مدل نیمه بسته متعارف را از بین برده و نتایج حاصل از سیاست‌گذاری به واقعیت نزدیک‌تر خواهد شد.

بنابراین از ویژگی‌های این تحقیق، اسـتفاده از امکانات جدول داده-سـتانده سـال ۱۳۹۵ در تفکیک مصــرف خانوار به دو بخش مصــرف درون‌زا و برون‌زا اســت که با توجه به تاثیر متفاوت آن‌ها در ماتریس مبادلات واسـطه‌ای، سـبب شـفاف‌تر شـدن نتایج محاسـبات انجام شـده می‌شـود. همچنین از اطلاعات سـری زمانی ۹۵-۱۳۷۶ مربوط به درآمد و هزینه خانوار برای ۱۲ گروه کالای مصرفی خانوار شامل خوراک و آشامیدنی، پوشاک، مسکن، اثاثیه منزل، بهداشت و درمان، حمل و نقل، ارتباطات، تفریح و سرگرمی، تحصیل و آموزش، هتل و رستوران، دخانیات و اقلام متفرقه استفاده شده است، که با استفاده از این اطلاعات و به روش فیلتر کالمن ضریب مصرف درون‌زا برای ۱۲ گروه کالایی محاسبه و سپس به وسیله ماتریس رابط این ضرایب به ضرایب بخش‌های مختلف جدول داده- ستانده تبدیل شد.

با این توصیف، پژوهش حاضر بر اساس به کارگیری همزمان روش اقتصاد سنجی (فیلتر کالمن) و با استفاده از مدل داده-ستانده به استخراج و تحلیل نتایج می‌پردازد.

پژوهش حاضــر در ۵ بخش تدوین شــده اســت. بعد از ارائه مقدمه در بخش اول، به بیان ادبیات موضوع و مروری بر مطالعات پیشین در بخش دوم پرداخته شده است. همچنین در بخش سـوم تکنیک به کار گرفته شـده و توصـیفی از داده‌های تحقیق ارائه شـده اسـت. در بخش چهارم نتایج حاصل از مدل‌های بکار گرفته شده در پژوهش حاضر ارائه شده است و در نهایت، بخش پنجم و پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها و همچنین توصیه سیاستی اختصاص یافته است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- تعریف محرک مالی

به طورکلی، اصطلاح «محرک مالی» به اثر امور مالی دولتی بر فعالیت اقتصادی نسبت به یک موقعیت مرجع (سال گذشته یا سال پایه) اشاره دارد. معمولا به دنبال آشفتگی‌های مالی بوجود آمده در بسیاری از کشورها، دولت‌ها، بانک‌های مرکزی و محققان بر این مسئله تأکید داشته‌اند که در شرایط رکود اقتصادی که نرخ بهره در پایین‌ترین سطح خود قرار دارد، مکانیسم پولی ضعیف بوده و راه حل مناسب برای برون رفت از این شرایط را استفاده از بسته‌های محرک مالی می‌دانند (بام و همکاران[1]، ۲۰۱۱: ۱۴). بحران مالی سال ۲۰۰۸ و پس از آن رکود اقتصادی در سراسر جهان منجر به این شد که دولت‌ها به سیاست مالی به عنوان یک ابزار که به ثبات اقتصاد کلان منجر می شود متوسل شوند (فلد ستین[2]، ۲۰۰۹: ۸). سیاست مالی بخشی از سیاست‌های مدیریت تقاضا است که اثرگذاری آن بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند مصرف، سرمایه‌گذاری، تورم، تولید ناخالص داخلی و اهداف کلان اقتصادی از جمله اهداف توزیعی، اهداف تخصیصی و تثبیتی، به حرکت درآوردن فعالیت‌های بخش‌های غیر دولتی، استفاده از منابع راکد کشور و جهت‌دهی آن‌ها در مسیر رشد و توسعه به عنوان مهم‌ترین ویژگی‌های آن‌ها به شمار می‌آیند (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۳: ۱۵).

سیاست مالی ابزاری است که به وسیله آن دولت تعادل بودجه خود را از طریق هزینه‌ها و درآمد تغییر می‌دهد تا بر شرایط اقتصادی به شکل گسترده تأثیر بگذارد. بر اساس جریان اصلی اقتصاد، دولت می‌تواند در کوتاه‌مدت با تغییر سطح هزینه‌ها و درآمد مالیاتی، بر سطح فعالیت اقتصادی، که عموماً با تولید ناخالص داخلی (GDP) اندازه‌گیری می‌شود، تأثیر بگذارد. انتظار می‌رود سیاست مالی انبساطی (افزایش مخارج دولت، کاهش درآمد مالیاتی یا ترکیبی از این دو) باعث تحریک فعالیت‌های اقتصادی شود، در حالی که سیاست مالی انقباضی - کاهش مخارج دولت، افزایش درآمد مالیاتی یا ترکیبی از آن‌ها انتظار می‌رود فعالیت اقتصادی را کند کند.

---

[1]. Baum et al.
[2]. Feldstein

۲-۲- محرک مالی و تولید ناخالص داخلی

در ادبیات نظری حالت‌های کاملاً متفاوتی بر حسب اثر بخشی محرک‌های مالی وجود دارد. از یک سو، مدل‌های سیکل تجاری استاندارد پیش بینی می‌کنند که افزایش مخارج دولت به طور کامل از طریق کاهش در مصرف بخش خصوصی جبران می‌شود و تاثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی ندارد. از سوی دیگر، مدل‌های استاندارد کینزی بحث می‌کنند که مصرف‌کنندگان، غیر ریکاردویی[۱] هستند و شوک مخارج دولت، مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد (بلانچارد[۲]، ۲۰۰۱: ۲۲).

از دیدگاه سیاست‌گذار، محرک‌های مالی عموماً برای تقویت رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص‌های اقتصادی که تمایل به حرکت با تولید ناخالص داخلی دارند، مانند اشتغال و درآمد سرانه، استفاده می‌شود. با این حال، محرک های مالی نیز تمایل دارد بر نرخ های بهره و سرمایه‌گذاری، نرخ ارز و تراز تجاری و نرخ تورم به روش‌های نامطلوب تأثیر بگذارد و اثربخشی بلندمدت محرک‌های مالی پایدار را محدود کند (استوپاک[۳]، ۲۰۱۹: ۱۳).

اگر محرک مالی بصورت هدفمند اجرا شود موجب افزایش اثرگذاری آن بر تولید ناخالص داخلی می شود. در هدفمند سازی دو جنبه حائز اهمیت است. اول موضوع کلان اقتصادی است، کاهش مالیات‌ها و افزایش هزینه‌ها باید به گونه‌ای هدایت شود که هر واحد پول بیشترین افزایش ممکن در GDP کوتاه‌مدت را ایجاد کند. دوم بر مبنای عدالت برای خانوارها است. کاهش مالیات‌ها و افزایش هزینه‌ها باید به گونه‌ای هدایت شود که بیش‌ترین سود را برای افرادی فراهم کند که بیشتر تحت تاثیر رکود اقتصادی قرار می‌گیرند.

این دو جنبه از هدف‌گیری مکمل هم هستند. تأثیر کلان اقتصادی محرک مالی زمانی که محرک منجر به بزرگترین افزایش در تقاضای خانوار شود، افزایش می‌یابد. خانواده‌های با درآمد بالاتر عموما قادرند که مصرف خود را در چرخه تجاری با کاهش پس‌انداز یا افزایش قرض‌گرفتن

---

۱. این نوع خانوارها به دلیل فقدان دسترسی به بازارهای مالی یا محدودیت‌های الزام آور استقراض، نه قرض می‌گیرند و نه پس‌انداز می‌کنند. در نتیجه، آن‌ها نمی‌توانند مسیر مصرف خود را در مواجهه با نوسانات درآمد کار یا جانشینی بین دوره‌ایی در واکنش به تغییرات نرخ بهره، هموار نمایند (بیات و همکاران، ۱۳۹۵).

۲. Blanchard

۳. Stupak

هموار سازند. بنابراین، منابع اضافی‌ای که به خانوارها انتقال داده می‌شود، احتمالا تاثیر کمی بر هزینه‌های مصرفی آن‌ها خواهند داشت.

در مقابل، خانوارهای با درآمد پایین با محدودیت نقدینگی بیشتری روبرو هستند و مجبور می‌شوند مصرف خود را در زمان‌های سخت کاهش دهند. اگر این خانوارها پول اضافی به صورت کاهش مالیات یا پرداخت‌های انتقالی دریافت کنند، احتمالا آن را خرج خواهند کرد. در نتیجه، این امر موجب محافظت خانوارها در برابر رکود یا افزایش فعالیت اقتصادی می شود. محرک‌ها نه تنها باعث افزایش هزینه‌های خانوارها می‌شود، بلکه اثرات غیر مستقیم مهمی نیز دارند. به عنوان مثال، هزینه‌های بالاتر خانواره‌ا، بنگاه‌ها را تشویق می کند تا کارگران بیشتری را استخدام کنند که این درآمد و تقاضای خانوار را به وسیله آن‌چه که اصطلاحا «ضریب فزاینده» نامیده می شود، چند برابر افزایش می‌دهد و در نهایت منجر به افزایش تولید خواهد شد (المندوف و فورمن[1]، ۲۰۰۸: ۷).

۲-۳- پیشینه پژوهش

مطالعات متعددی در ارتباط با اثرگذاری محرک مالی بر تولید، در داخل و خارج از کشور انجام شده است. این مطالعات را می‌توان به دو گروه تقسیم‌بندی کرد.

مطالعات گروه اول مطالعاتی است که از روش های غیر از مدل داده-ستانده مانند اقتصادسنجی اثر محرک مالی بر تولید را مورد بررسی قرار می‌دهد.

مطالعه خدایی و همکاران (۱۳۹۷) اثر سیاست مالی انبساطی بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری عامل- افزوده شده (FAVAR)، مطالعه حقیقت و محرم جودی (۱۳۹۵) تاثیر شوک مخارج دولتی بر رشد تولید ناخالص داخلی با استفاده از رهیافت ARDL، مطالعه غلامی و کیانی (۱۳۹۳) با استفاده از مدل VAR آستانه‌ای و با در نظر گرفتن شکاف تولید به عنوان متغیر انتقال در دو رژیم بالا (رونق اقتصادی) و رژیم پایین (رکود اقتصادی) اثر برنامه‌های محرک مالی بر رشد تولید اقتصادی، مطالعه شفیعی و همکاران (۱۳۸۵) اثر سیاست مالی بر رشد تولید با استفاده از مدل ARDL، از جمله مطالعاتی هستند که در این گروه قرار دارند.

[1]. Elmendorf and Furman

از مطالعات خارجی انجام شـــده این گروه می‌توان به اتاهیر[۱] (۲۰۱۶) اثرات پویای محرک مالی بر تولید و بیکاری کشور نیجریه با استفاده از مدل SVAR ، مطالعه میاموتو و رایکاتو[۲] (۲۰۱۵) با استفاده از مدل VAR ساختاری اثر محرک مالی بر پویایی بازار کار و همچنین تولید و مصرف بخش خصوصی برای کشور ژاپن، مطالعه ون ریمنانت[۳] (۲۰۱۵) اثر محرک مالی بر تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی برای ۱۵ کشور عضو اتحادیه اروپا با استفاده از چارچوب Panel var، مطالعه مایلی و اسپنسر[۴] (۲۰۱۴) اثر بخشی بسته محرک مالی استرالیا در ســـه دوره کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با بکارگیری مدل تعادل عمومی پویای تصـــادفی (DSGE) ، مطالعه بام و همکاران (۲۰۱۱) اثرات محرک مالی سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ در کشور آلمان بر متغیرهای اقتصادی به خصوص تولید ناخالص با استفاده از مدل توضیح‌برداری ساختاری، مطالعه گایا و همکاران[۵] (۲۰۱۰) با اســـتفاده از داده‌های تابلویی برای کشـــورهای درحال‌توســـعه و نمونه‌ای از کشـــورهای آســـیایی، اثر افزایش هزینه‌های دولتی بر تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌توان اشاره کرد.

گروه دوم مطالعاتی هســـتند که با اســـتفاده از مدل داده- ســـتانده اثرگذاری محرک مالی بر تولید ناخالص داخلی را مورد مطالعه و بررسی قرارداده‌اند.

مطالعه کارکش و همکاران (۱۴۰۲) اثر سیاست مالی دولت بر بخش‌های اقتصاد با استفاده از مدل CGE و بهره‌گیری از اطلاعات جداول داده- ســـتانده ســـال ۱۳۹۰ در قالب ماتریس حســـابداری اجتماعی (SAM) ، و مطالعه شـــریفی (۱۳۸۹) که اثر ســـیاســـت مالی انبســـاطی (محرک مالی) و سیاست مالی انقباضی بر تورم و اشتغال و تولید با استفاده از مدل داده- ستانده را بررسی کردند، از جمله مطالعات داخلی هستند که در این گروه قرار دارند.

از مطالعات خارجی انجام شـــده در این زمینه می‌توان به مطالعه نورهریانتی و همکاران[۶] (۲۰۲۱) اثر محرک‌های مالی بر تولید اقتصـــادی و درآمد نیروی کار در اندونزی با اســـتفاده از مدل

۱. Attahir
۲. Miyamoto and Ray Kato
۳. Van rymenant
۴. May Li and Spencer
۵. Gaiha et al.
۶. Nurheryanti et al.

داده- ستانده، مطالعه اسچودر و استورم[1] (۲۰۲۰) اثر محرک مالی بر ضریب تولید و اشتغال برای آفریقای جنوبی بر اساس یک مدل داده- ستانده بسته، و مطالعه چن و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از الگوی داده- ستانده نیمه بسته اثر اعمال بسته محرک مالی بر تولید ناخالص داخلی کشور چین، اشاره کرد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در این بخش مدل‌های تحقیق ارائه و توضیح داده می‌شود.

در دهه ۱۹۷۰ میازاوا[2] با استفاده از پایه‌های نظری ضرایب فزاینده مصرف الگوهای کلان و ماتریس ضرایب فزاینده تولید موفق شد مصرف و درآمد خانوارها را در الگوی داده- ستانده از حالت برون‌زایی خارج کند و به عنوان متغیرهای درون‌زا به داخل سیستم تولیدی داده ستانده انتقال دهد (بانویی، ۱۳۸۲).

در الگوی داده- ستانده، جهت نشان دادن سیستم تولیدی یک کشور، از n معادله همزمان استفاده می‌شود که شکل ماتریسی آن به صورت زیر است:

$$AX + Y = X \qquad (۱)$$

در اینجا A=[α_{ij}] ماتریس ($n \times n$) ضرایب فنی است. X و Y به ترتیب بردارهای ستونی ($n \times 1$) تولید کل و کالای نهایی را نشان می‌دهند. با استفاده از I به عنوان ماتریس یکه، می‌توان معادله (۱) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$X = (I - A)^{-1}Y \qquad (۲)$$

معادله مذکور به ماتریس بنیادی تحلیل داده- ستانده منتسب است که $(I - A)^{-1}$ ماتریس معکوس لئونتیف نامیده می‌شود (کروز[3]، ۲۰۰۲).

---

۱. Schroder and Storm

۲. Miyazawa

۳. Luis Cruz

۳-۱- الگوی داده- ستانده بسته

جهت بررسی رابطه درآمد- مصرف با الگوی داده- ستانده، بسیاری از محققان الگوی داده- ستانده بسته را بررسی کرده‌اند. در این الگو، بخش خانوار به عنوان یک بخش درون‌زا در نظر گرفته شده و به ماتریس مبادلات واسطه‌ای منتقل می‌شود.

باتوجه به (میازاوا، ۱۹۷۶: ۲۳) ساختار پایه‌ای الگوی داده- ستانده بسته به شرح زیر است:

$$\begin{bmatrix} A & \bar{\alpha} \\ W' & 0 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} X \\ X_{n+1} \end{bmatrix}+\begin{bmatrix} f+e \\ h \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} X \\ X_{n+1} \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

در اینجا نیز همانند الگوی باز، A=[α_{ij}] ماتریس ($n\times n$) ضرایب فنی و $x=[x_i]$ بردار $n\times 1$ تولید ناخالص است، $f=[f_i]$ بردار $n\times 1$ تقاضای نهایی داخلی به استثنای مصارف خانوار و $e=[e_i]$ بردار $n\times 1$ صادرات است.

بخش خانوار در الگوی بسته به عنوان $(n+1)$امین صنعت وارد می شود. x_{n+1} مجموع درآمد خانوار و h درآمد برون‌زای بخش خانوار است، $\bar{\alpha}=(\bar{\alpha}_i)$ بردار $n\times 1$ ضرایب مصرف و $W'=[w_j]$ بردار $n\times 1$ ضرایب نیروی کار است. ضرایب مصرف $\bar{\alpha}_i$ به صورت $\bar{\alpha}_i=\frac{c_i}{x_{n+1}}$ تعریف می‌شود، که در آن c_i مصرف خانوار از محصولات تولید شده توسط صنعت i می‌باشد. ضرایب نیروی کار به صورت $w_j=\frac{h_j}{x_j}$ تعریف می شود، که h_j د ستمزد پرداخت شده نیروی کار توسط صنعت j را نشان می‌دهد (چن و همکاران، ۲۰۱۶).

با جدا کردن مصرف خانوارها و درآمد آن‌ها از سایر حساب‌های طرف تقاضا و عرضه اقتصاد و انتقال آن به درون سیستم با پذیرش فروضی به یک نظام شبه ماتریس حسابداری اجتماعی تبدیل می‌شود که در جدول (۱) نشان داده شده است.

از لحاظ رابطه بین ساختار تولید، مصرف، درآمد، اشتغال و به طور کلی چگونگی سازماندهی و آرایش حساب‌ها، چند نکته اساسی در جدول (۱) وجود دارد. به عنوان نمونه درآمد نیروی کار (خانوارها) و مصرف آن‌ها به عنوان یکی از زیر حساب‌های برون‌زای طرف عرضه و تقاضای اقتصاد، پس از تفکیک از سایر حساب‌ها، به صورت یک سطر و ستون مستقل، به عنوان حساب‌های درون‌زا به داخل ساختار تولید منتقل و در تعامل با آن قرار می‌گیرند. طبیعی است که با انتقال آن‌ها به درون سیستم تولیدی، تعامل دیگری مانند خانوارها با خانوارها ایجاد می‌شود.

جدول ۱: جدول داده-ستانده بسته

<table dir="rtl">
<tr><td rowspan="2">مجموع ورودی‌ها</td><td colspan="2">حساب‌های برون‌زا</td><td colspan="2">حساب‌های درون‌زا</td><td colspan="3" rowspan="2">ورودی‌ها
←
↓
خروجی‌ها</td></tr>
<tr><td colspan="2">۳. سایر حساب‌ها</td><td rowspan="2">۲. حساب مصرف (درآمد) خانوارها</td><td rowspan="2">۱. حساب تولید</td></tr>
<tr><td>۳-۱. حساب مصرف (درآمد) سایر نهادها شامل انباشت</td><td>۳-۲. حساب های دنیای خارج</td></tr>
<tr><td>مجموع درآمد تولید کنندگان مجموع درآمد خانوار</td><td colspan="2">صادرات کالاها و خدمات (II)
مصرف کالاها و خدمات توسط نهادها شامل انباشت سرمایه</td><td colspan="2">مصرف کالاها و خدمات خانوار ماتریس مبادلات واسطه بین بخشی (I)
درآمد خانوارها از خانوارها
درآمدهای خانوارها از حقوق و دستمزد</td><td colspan="2">۱. حساب تولید
۲. حساب مصرف (درآمد) خانوارها</td><td>حساب‌های درون‌زا</td></tr>
<tr><td rowspan="2">مجموع درآمد سایر مصرف‌کنندگان جمع واردات</td><td colspan="2" rowspan="2">(IV)</td><td colspan="2">درآمدهای مصرف‌کنندگان بر حسب عوامل تولیدی (III)</td><td>۳-۱. حساب مصرف (درآمد) نهادها</td><td>۳. سایر حساب‌ها</td><td rowspan="2">حساب‌های برون‌زا</td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">درآمد سایر مصرف‌کنندگان از سایر عوامل تولید (III)
واردات کالا و خدمات</td><td>۳-۲. حساب دنیای خارج</td></tr>
<tr><td></td><td>جمع واردات</td><td>جمع هزینه سایر مصرف‌کنندگان</td><td colspan="2">جمع هزینه خانوارها
جمع هزینه تولیدکنندگان</td><td colspan="3">جمع خروجی‌ها</td></tr>
</table>

منبع: بانویی و محمودی، ۱۳۸۰

با درون‌زا کردن این حساب‌ها می‌توان به تفاوت دیگری در میزان پوشش قلمرو تعامل‌های ساختار تولید، مصرف و درآمد خانوارها که بیانگر پیوند مسائل اقتصادی و اجتماعی است پی برد، اما باید توجه کرد که این انتقال زیر حساب‌ها به درون سیستم بدون در نظر گرفتن فروض اساسی زیر امکان‌پذیر نیست:

الف) مصرف و درآمد خانوارها از یک واحد آماری «نهاد» پیروی می‌کند. یعنی اینکه فرض می‌شود خانوارها همان نیروی کار و نیروی کار همان خانوارها است. به‌کارگیری فرض مذکور می‌تواند بستر تراز کردن مصرف و درآمدهای آن‌ها را بر اساس منطق حسابداری اقتصادی فراهم کند.

ب) فرض می‌شود که مصرف و درآمد خانوارها همانند سایر فعالیت‌های تولیدی عمل می‌کنند. یعنی مصرف واسطه خانوارها همان کالاها و خدماتی است که از طریق بخش‌های مختلف اقتصادی عرضه می‌شود و ستانده آن‌ها عرضه نیروی کار است که سایر بخش‌های اقتصادی تقاضا می‌کنند.
ج) فرض می‌شود که کلیه خانوارها (مصرف‌کنندگان کالاها و خدمات) در اقتصاد شاغل هستند.
د) فرض می‌شود که منابع درآمد خانوارها از فعالیت‌های تولیدی و یا از خود خانوارها است.
ه) فرض می‌شود که میل متوسط مصرف و میل نهایی مصرف خانوارها (مستقل از وضعیت شغلی) با هم برابر است و خانوارها به یک نسبت ثابت درآمدهای خود را صرف کالاها و خدمات بخش‌های مختلف اقتصادی می‌کنند (بانوئی و محمودی، ۱۳۸۰).

۳-۲- الگوی داده- ستانده نیمه بسته با مصرف نیمه درون‌زا

در الگوی داده- ستانده نیمه بسته (که فرم شماتیک آن در جدول (۲) آمده است)، مصرف از طریق رابطه (۴) به دو بخش مصرف درون‌زا و برون‌زا تجزیه می‌شود:

جدول ۲: جدول داده- ستانده نیمه بسته با مصرف نیمه درون‌زا

	بخش ۱	بخش ۲	...	بخش N	بخش خانوار		سایر تقاضای نهایی داخلی	صادرات	درآمد برون زا	تولید ناخالص
بخش ۱	$A^d=(a_{ij})_{n\times n}$				c_{1d}^{en}	c_{1d}^{ex}	f_{1d}^{*}	e_1		X_1
بخش ۲					c_{2d}^{en}	c_{2d}^{ex}	f_{2d}^{*}	e_2		X_2
...					...	...	...	...	...	...
بخش N					c_{nd}^{en}	c_{nd}^{ex}	f_{nd}^{*}	e_n		X_n
بخش خانوار	h_1	h_2	...	h_n	۰	۰			h^*	X_{n+1}
سایر ارزش افزوده	$\tilde{v}_1$	$\tilde{v}_2$	...	$\tilde{v}_n$						

	بخش ۱	بخش ۲	...	بخش N	بخش خانوار	سایر تقاضای نهایی داخلی	صادرات	درآمد برون زا	تولید ناخالص
واردات	m_1	m_2	…	m_n					
درآمد مالیاتی و پس‌انداز خانوارها					v^*				
نهاده ناخالص	X_1	X_2	…	X_n	X_{n+1}				

منبع: چن و همکاران، ۲۰۱۶

$$\begin{cases} c_{it} = c_{it}^{en} + c_{it}^{ex} \\ c_{it}^{en} = \alpha_{it}(\tilde{e}, r, d, p, \lambda, ...) x_{(n+1)t} \\ c_{it}^{ex} = \beta_i c_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \\ \Rightarrow c_{it} = \alpha_{it}(\tilde{e}, r, d, p, \lambda ...) x_{(n+1)t} + \beta_i c_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (۴)$$

در سطر اول از رابطه (۴)، c_{it} کل مصرف خانوار، c_{it}^{en} مصرف درون‌زا و c_{it}^{ex} مصرف برون‌زا هستند. α_{it} و $x_{(n+1)t}$ به ترتیب به عنوان ضریب مصرف درون‌زا و کل درآمد خانوار تعریف می‌شوند که مصرف درون‌زا را تعیین می‌کنند. رابطه دوم از معادله (۴) نشان می‌دهد که ضریب مصرف درون‌زا (α_{it}) تابعی از درآمد انتظاری ($\tilde{e}$)، نرخ بهره (r)، ساختار جمعیتی (d)، قیمت کالا (p)، ترجیحات خانوار (λ) و ... است. این رابطه نشان می‌دهد که عوامل مذکور با تاثیرگذاری بر ضریب مصرف درون‌زا، مصرف کل را تحت تاثیر قرار می‌دهند. از آن‌جا که این عوامل در طول زمان تغییر می‌کنند، ضریب مصرف درون‌زا (α_{it}) نیز در طول زمان متغیر است. یکی دیگر از عوامل اثر گذار بر سطح مصرف جاری خانوار، سطح مصرف دوره قبل است. اساساً برای خانوارها دشوار است تا میزان سطح مصرف خود را نسبت به دوره قبل کاهش دهند. بر همین اساس سطح مصرف دوره قبل تعیین‌کننده مهمی برای سطح مصرف جاری است که در رابطه سوم از معادله (۴) وارد می‌شود. بر اساس این رابطه، $c_{i(t-1)}$، β_i و جزء خطای تصادفی ε_{it} باز هم

تعیین‌کننده مصرف برون‌زا c_{it}^{ex} هستند. لازم به توضیح است که ضریب مصرف برون‌زا (β_i) ثابت در نظر گرفته می‌شود.

در نهایت با جای‌گذاری روابط سطرهای دوم و سوم در رابطه سطر اول از معادله (۴)، فرم تصریح شده فرمول تجزیه مصرف به دست می‌آید که در رابطه سطر چهارم، نشان داده شده است. در گام بعدی، به‌منظور ارائه محتوای تجربی فرمول تجزیه مصرف، برآورد تابع α_{it} ضرورت دارد. برخی از عناصر تعیین‌کننده α_{it} غیرقابل مشاهده هستند و یافتن جایگزین مناسب برای آن‌ها به سادگی امکان‌پذیر نیست. علاوه بر این، تصریح فرم تبعی α_{it} نیز بسیار دشوار است. چرا که مشخص نیست خانوارها چگونه به تغییر در عوامل مربوطه وزن می‌دهند. نکته دیگر این‌که آیا اساساً این عوامل با یکدیگر مرتبط هستند یا خیر؟ با توجه به این مشکلات، فرض می‌شود که خانوارها نسبت به عوامل تاثیرگذار بر ضریب مصرف درون‌زا (λ،p،d،r،$\tilde{e}$ و ...) دارای انتظارات عقلایی[1] هستند. فرضیه انتظارات عقلایی بیان می‌کند که خانوارها، همواره از تمامی اطلاعات موجود جهت ارائه پیش‌بینی‌های مطلوب از پویایی‌های عوامل مذکور استفاده می‌کنند. در هر لحظه از زمان، خانوارها ضرایب مصرف درون‌زا را بر پایه انتظارات جاری از مقادیر آتی عوامل مؤثر بر سطح مطلوبیت کل دوران زندگی خود، تعیین می‌کنند. خانوارها تنها در شرایطی ضریب مصرف درون‌زا را تغییر می‌دهند که اطلاعات جدیدی دریافت کنند که بتواند انتظارات آن‌ها نسبت به عوامل مؤثر را تغییر دهد. اطلاعات جدیدی که انتظارات خانوارها درباره عوامل تاثیرگذار را تغییر می‌دهد، غیر قابل پیش‌بینی است و بنابراین توسط نویز سفید (μ_{it}) مدل‌سازی می‌شود.

فرضیه انتظارات عقلانی نشان می‌دهد که ضریب مصرف درون‌زا از یک فرایند گام تصادفی به صورت زیر پیروی می‌کند (هال[2]، ۱۹۸۷ و منکیو[3]، ۲۰۱۰):

$$\alpha_{it} = \alpha_{it-1} + \mu_{it},\ \mu_{it} \sim NIID(0, \sigma_{\mu i}^2) \qquad (۵)$$

با توجه به توضیحات فوق، مصرف خانوار با استفاده از مدل فیلتر کالمن و به روش حداکثر درستنمایی، به دو بخش درون‌زا و برون‌زا تجزیه می‌شود.

---

[1]. Rational Expectations
[2]. Hall
[3]. Mankiw

فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای محاسبهٔ تخمین‌های بهینهٔ بردار وضعیت مشاهده نشده بر اساس مجموعه اطلاعاتی مناسب است که از داده‌های موجود برای بهینه‌کردن داده‌های قبلی استفاده می‌کند. فیلتر کالمن از مجموعه معادلات ریاضی تشکیل شده است و «معادله حالت[1]» و «معادله مشاهده[2]» را به طور همزمان برای بدست آوردن حالات مشاهده نشده حل می‌کند. این روش در مدل فضای حالت[3] به کار گرفته می‌شود و با استفاده از اطلاعات متغیرهای مشاهده شده پس از حداقل کردن خطا، بردار مقادیر متغیر مشاهده نشده را به شکل بهینه‌ای برآورد می‌کند. به‌طور خلاصه، فیلتر کالمن یک راه حل بازگشتی برای بهینه کردن سیستم توصیف شده در فضای حالت ارائه می‌کند. یعنی برای به دست آوردن داده‌های بعدی و تصحیح مدل، به جای استفاده از ذخیرهٔ تمام داده‌های قبلی، تصحیح مدل به طور مستقیم با استفاده از مدل‌های ریاضی صورت می‌پذیرد (مداح و نوع ایران، ۱۳۹۱).

به بیان ریاضی، معادلات فضای حالت (یعنی معادله اندازه‌گیری و معادله حالت) در فرآیند فیلتر کالمن جهت برآورد متغیر حالت، به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\begin{cases} c_{it} = \alpha_{it} x_{(n+1)t} + \beta_i c_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \\ \alpha_{it} = \alpha_{it-1} + \mu_{it} \end{cases} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، عبارت $c_{it} = \alpha_{it} x_{(n+1)t} + \beta_i c_{i(t-1)} + \varepsilon_{it}$ معادله اندازه‌گیری و عبارت $\alpha_{it} = \alpha_{it-1} + \mu_{it}$ معادله حالت هستند که در آن ε_{it} و μ_{it} دارای توزیع نرمال و مستقل از یکدیگر هستند (هاروی[4]، ۱۹۸۷ و همیلتون[5]، ۱۹۹۴).

ابتدا وضعیت غیر قابل مشاهده (α_{it}) محاسبه می‌شود. سپس با در دست داشتن α_{it}، مصرف درون‌زا و مصرف برون‌زا به ترتیب با استفاده از روابط زیر محاسبه می‌شود.

$$\begin{aligned} c_{it}^{en} &= \hat{\alpha}_{it} x_{n+1} \\ c_{it}^{ex} &= c_{it} - c_{it}^{en} \end{aligned} \qquad (۷)$$

---

1. State Equation
2. Equation Observation
3. State Space Model
4. Harvey
5. Hamilton

برای این منظور، ضریب مصرف درون‌زای تخمینی هر دسته از کالاها با توجه به رابطه (۸)، به ضریب مصرف درون‌زای بخش‌های داده- ستانده تبدیل می‌شود:

$$c^{*} = B\tilde{c} \qquad (۸)$$

در اینجا، $\tilde{c}$ مصرف درون‌زای خانوار برای ۱۲ گروه کالایی و c^{*} مصرف درون‌زای خانوار برای بخش‌های داده- ستانده است. $B = (b_{ij})_{n\times m}$ ماتریس رابط است که ضریب مصرف درون‌زا برای ۱۲ گروه کالایی را به مصرف درون‌زای خانوار برای بخش‌های داده- ستانده تبدیل می‌کند.

در نهایت، از طریق رابطه (۹) چگونگی اثرگذاری تغییر مخارج دولتی بر ارزش افزوده بخش‌ها و تولید ناخالص داخلی، با استفاده از دو مدل داده- ستانده بسته و نیمه بسته مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$\Delta V = \hat{v}.C.\Delta G \qquad (۹)$$

در رابطه (۹) ΔG تغییر مخارج دولتی، C ماتریس معکوس لئونتیف، $\hat{v}$ ماتریس ضرایب فزاینده ارزش افزوده و ΔV تغییرات در ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی هستند.

۳-۳- نحوه ساخت ماتریس رابط (B)

در این پژوهش، جهت ساختن ماتریس رابط از جدول عرضه اقتصاد ایران به قیمت تولیدکننده که شامل ۱۳۰ محصول در ۸۹ فعالیت است، استفاده شده است. برای این منظور، ابتدا تلاش شده تا ۱۵۵ محصول این جدول، با توجه به ۱۲ گروه کالایی مصرفی خانوار مبتنی بر طبقه‌بندی بر اساس هدف (COICOP)[۱]، تجمیع شود و در نتیجه جدول اولیه تبدیل به جدولی با ۱۲ محصول و ۸۹ فعالیت خواهد شد. در گام دوم ترانهاده ماتریس بالا را به دست آورده و در نهایت ضریب فنی جدول نهایی مورد محاسبه قرار خواهد گرفت که در واقع همان ماتریس رابط است.

٤- برآورد الگو و یافته‌های پژوهش

در این قسمت ابتدا هزینه خانوار (شهری و روستایی) را در ۱۲ گروه کالایی بر اساس طبقه‌بندی coicop تجمیع کرده و سپس با استفاده از هزینه و درآمد کل خانوار (شهری و روستایی) و به کمک روش فیلتر کالمن (که توسط نرم افزار ایویوز ۹ اجرا می‌شود)، ضرایب مصرف

۱. Classification of Individual Consumption According Purpose

درون‌زای ۱۲ گروه کالایی مصرفی خانوار مطابق معادله (۷)، محاسبه می شود. سپس با استفاده از ماتریس رابط که در بخش ۳-۳ توضیح داده شد این ضرایب به ضرایب بخش‌های داده- ستانده تبدیل می شود. و در نهایت با اعمال افزایش ۱۰ درصدی در مخارج از سوی دولت (محرک مالی ۱۰ درصدی)، چگونگی تاثیرگذاری این سیاست بر ارزش افزوده بخش‌ها و تولید ناخالص داخلی با استفاده از دو مدل بسته و نیمه بسته مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و نتایج حاصل از این دو مدل مقایسه می‌شود.

٤-۱- برآورد ضریب مصرف درون‌زا

جدول (۳) بیان‌گر ضرایب مصرف درون‌زای گروه‌های مصرفی کالا توسط خانوار در سال ۱۳۹۵ است.

جدول ٤: نتایج حاصل از برآورد ضریب مصرف درون‌زا

ضریب مصرف درون‌زا	عنوان کالا
۰/۲۲۸	خوراک و آشامیدنی
۰/۰۰۲	دخانیات
۰/۰۳۵	پوشاک
۰/۱۸۱	مسکن
۰/۰۵۱	اثاثیه منزل
۰/۰۴۳	بهداشت و درمان
۰/۱۴۱	حمل و نقل
۰/۰۰۶	ارتباطات
۰/۰۱۴	تفریح
۰/۰۱۵	تحصیل
۰/۰۲۹	هتل
۰/۰۵۶	متفرقه

منبع: محاسبات تحقیق

ستون دوم از جدول (۳) نشان می‌دهد از بین گروه‌های کالایی، گروه خوراک و آشامیدنی با ضریب (۰/۲۲۸) و بعد از آن مسکن با ضریب (۰/۱۸۱) بالاترین ضریب مصرف درون‌زا را به خود اختصاص داده‌اند که این بدان معنا است که مصرف این گروه کالایی نسبت به سایر گروه‌ها با نسبت بیشتری به درآمد جاری خانوار بستگی دارد و تاثیرپذیری آن‌ها از سایر عوامل موثر بر مصرف به نسبت سایر گروه‌ها کمتر است. همچنین، گروه دخانیات و ارتباطات به ترتیب با ضرایب

(۰/۰۰۲) و (۰/۰۰۶) دارای ضریب مصرف درون‌زای کمتری هستند که این نشان‌دهنده این است که این دو گروه کالایی نسبت به سایر گروه‌ها از تغییرات درآمد جاری تاثیر کمتری می‌پذیرند و بیشتر متاثر از عوامل موثر بر مصرف برون‌زا هستند.

در اینجا لازم به ذکر است که ترجیحات مصرفی خانوار اغلب به جای آن که بر اساس بخش‌های مختلف داده- ستانده تغییر کند، با دسته‌بندی کالاهای مختلف (برای مثال خوراک و پوشاک) تغییر می‌کند. دلیل این مسئله آن است که بخش‌های جدول داده- ستانده بخش‌های «همگن» هستند، یعنی هر بخش یک محصول واحد تولید می‌کند و هر محصول تنها توسط یک بخش قابل تولید است. این نشان می‌دهد که محصولات بدون توجه به اینکه برای چه هدفی استفاده می‌شوند، تا زمانی که توسط یک بخش تولید می‌شوند، دارای ویژگی یکسانی هستند. به عنوان مثال، شال و روتختی هر دو از جمله محصولات تولید شده توسط بخش نساجی در جدول داده- ستانده هستند، اما ترجیحات مصرفی خانوار برای آن‌ها متفاوت است. بر این اساس، به جای برآورد مستقیم ضرایب مصرف درون‌زا برای بخش‌های داده- ستانده، ابتدا لازم است کالاها را به چند گروه کالایی تقسیم کرده و سپس ضرایب مصرف درون‌زای هر یک از این گروه‌ها را برآورد کرد؛ و در نهایت، ضرایب بدست آمده را از طریق ماتریس رابط به ضرایب جدول داده- ستانده تبدیل کرد.

بنابراین، با استفاده از معادله (۷) ضرایب مصرف درون‌زای ۱۲ گروه کالای مصرفی به ضرایب مصرف درون‌زای جدول داده- ستانده تبدیل شده است که نتایج حاصله در قالب جدول (۵) ارائه شده است: $c^* = B\tilde{c}$

ستون دوم از جدول (۵) نشان‌دهنده این است که از بین بخش‌های مختلف اقتصادی، به ترتیب بخش‌های زراعت و باغداری با ضریب (۰/۰۹۸)، خدمات واحدهای مسکونی شخصی با ضریب (۰/۰۶۸) بالاترین ضریب مصرف درون‌زا را به خود اختصاص داده‌اند که این بدان معنا است که مصرف کالاهای این بخش‌ها نسبت به سایر بخش‌ها با نسبت بیشتری به درآمد جاری خانوار بستگی دارد و تاثیرپذیری آن‌ها از سایر عوامل موثر بر مصرف به نسبت سایر گروه‌ها کمتر است. همچنین، به ترتیب بخش‌های خدمات شهری با ضریب (۰/۰۰)، تولید سایر فلزات اساسی و ریخته‌گری با ضریب (۰/۰۰) دارای ضریب مصرف درون‌زای کمتری هستند که بیان‌گر این مهم است که مصرف کالاهای این بخش‌ها نسبت به سایر بخش‌های مختلف اقتصادی از تغییرات

درآمد جاری تاثیر کمتری می‌پذیرند، در واقع تابع درآمد جاری خانوار نیستند و بیشتر متاثر از سایر عوامل موثر بر مصرف برون‌زا هستند.

جدول ۵: ضرایب مصرف درون‌زای بخش‌های جدول داده- ستانده

ضریب مصرف درون‌زا	عنوان فعالیت
۰/۰۹۸۷	کاشت محصولات (زراعت و باغداری)
۰/۰۵۲۴	پرورش حیوانات
۰/۰۰۰۱	جنگلداری و بریدن درختان
۰/۰۰۸۲	ماهیگیری و آبزی پروری
۰/۰۰۱۴	استخراج نفت خام و گاز طبیعی
۰/۰۰۰۰	استخراج زغال سنگ و زغال قهوه‌ای
۰/۰۰۱۳	استخراج کانه‌های فلزی
۰/۰۰۰۴	استخراج سایر معادن
۰/۰۱۸۱	فرآوری و نگهداری گوشت، ماهی، میوه و سبزیجات
۰/۰۰۷۳	تولید روغن‌ها و چربی‌های گیاهی و حیوانی
۰/۰۲۰۵	تولید فراورده‌های لبنی، آسیاب غلات (دانه آسیاب شده)، نشاسته و فراورده‌های نشاسته‌ای
۰/۰۱۹۷	تولید سایر فرآورده‌های غذایی و غذای آماده برای حیوانات
۰/۰۰۲۹	تولید انواع آشامیدنی‌ها
۰/۰۰۲۰	تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو (سیگار)
۰/۰۱۲۳	تولید منسوجات
۰/۰۱۰۷	تولید قالی و قالیچه
۰/۰۱۶۷	تولید پوشاک
۰/۰۰۰۶	تولید چرم و فرآورده‌های وابسته بجز کفش
۰/۰۰۶۳	تولید کفش و پاپوش
۰/۰۰۱۲	تولید چوب و فراورده‌های چوب و چوب پنبه، به جز مبلمان؛ تولید کالاها از حصیر و مواد حصیربافی
۰/۰۰۰۸	تولیدکاغذ و فرآورده‌های کاغذی
۰/۰۰۰۴	چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده
۰/۰۱۵۶	تولید فراورده‌های نفتی (پالایشگاه‌ها)
۰/۰۰۲۵	تولید سایر فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت (غیر پالایشگاه‌ها)
۰/۰۰۳۷	تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی
۰/۰۰۱۲	تولید داروها و فرآورده‌های دارویی شیمیایی و گیاهی
۰/۰۰۲۵	تولید فرآورده‌های لاستیکی و پلاستیکی
۰/۰۰۰۶	تولید شیشه و محصولات شیشه‌ای
۰/۰۰۲۱	تولید محصولات کانی غیر فلزی طبقه بندی نشده در جای دیگر
۰/۰۰۰۳	تولید آهن و فولاد پایه
۰/۰۰۰۱	تولید محصولات اساسی مس و آلومنیوم

۰/۰۰۰۰	تولید سایر فلزات اساسی و ریخته‌گری
۰/۰۰۳۲	تولید محصولات فلزی ساخته شده، به جز ماشین‌آلات و تجهیزات
۰/۰۰۰۴	تولید محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری
۰/۰۱۷۹	تولید تجهیزات برقی
۰/۰۰۱۹	تولید ماشین آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر
۰/۰۶۹۳	تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر
۰/۰۰۴۰	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل
۰/۰۲۱۴	تولید مبلمان
۰/۰۰۱۲	تولید سایر مصنوعات
۰/۰۰۰۲	تعمیر و نصب ماشین آلات و تجهیزات
۰/۰۰۹۴	تولید، انتقال و توزیع برق
۰/۰۱۱۴	تولید گاز؛ توزیع سوخت‌های گازی از طریق شاه لوله
۰/۰۰۲۳	جمع‌آوری، تصفیه و تامین آب
۰/۰۰۰۳	فاضلاب، فعالیت‌های جمع آوری، تصفیه و دفع پسماند؛ بازیافت مواد
۰/۰۴۸۶	ساختمان خصوصی
۰/۰۰۰۰	ساختمان دولتی
۰/۰۰۱۵	فروش، نگهداری و تعمیر وسایل نقلیه موتوری و موتور سیکلت
۰/۰۱۸۴	عمده فروشی و خرده فروشی
۰/۰۰۰۴	حمل و نقل ریلی مسافر
۰/۰۰۰۵	حمل و نقل ریلی بار
۰/۰۲۸۸	حمل و نقل جاده‌ای مسافر
۰/۰۱۰۰	حمل و نقل جاده‌ای بار
۰/۰۰۰۰	حمل و نقل از طریق خطوط لوله
۰/۰۰۶۸	حمل و نقل آبی
۰/۰۰۷۴	حمل و نقل هوایی
۰/۰۰۰۶	انبارداری و ذخیره سازی
۰/۰۱۱۷	فعالیت‌های پشتیبانی حمل و نقل
۰/۰۰۰۴	فعالیت‌های پست و پیک
۰/۰۰۳۴	فعالیت‌های خدماتی مربوط به تامین جا (هتل)
۰/۰۲۰۷	فعالیت‌های خدماتی مربوط به غذا و آشامیدنی (رستوران)
۰/۰۰۵۶	مخابرات
۰/۰۰۰۸	سایر فعالیت‌های اطلاعات و ارتباطات
۰/۰۰۴۵	فعالیت‌های خدمات مالی، بجز تامین وجوه بیمه و بازنشستگی
۰/۰۰۰۵	بیمه، بیمه اتکایی و تامین وجوه بازنشستگی بجز تامین اجتماعی اجباری
۰/۰۰۰۴	فعالیت‌های جنبی خدمات مالی و فعالیت‌های بیمه
۰/۰۶۸۷	خدمات واحدهای مسکونی شخصی
۰/۰۲۲۹	خدمات واحدهای مسکونی اجاری

خدمات واحدهای غیر مسکونی	۰/۰۰۲۳
خدمات دلالان املاک و مستغلات	۰/۰۰۰۳
تحقیق و توسعه علمی	۰/۰۰۰۷
فعالیت‌های حقوقی و مهندسی	۰/۰۰۱۷
فعالیت دامپزشکی	۰/۰۰۰۱
فعالیت اجاره داری	۰/۰۰۰۱
سایر فعالیت‌های پشتیبانی	۰/۰۰۱۰
اداره امور عمومی	۰/۰۰۱۴
خدمات شهری	۰/۰۰۰۰
دفاع و امنیت	۰/۰۰۴۶
فعالیت‌های تامین اجتماعی اجباری	۰/۰۰۱۰
آموزش زیر دیپلم (پیش دبستان، ابتدایی و متوسطه) دولتی	۰/۰۰۸۷
آموزش زیر دیپلم (پیش دبستان، ابتدایی و متوسطه) خصوصی	۰/۰۰۱۳
آموزش عالی دولتی	۰/۰۰۳۵
آموزش عالی خصوصی	۰/۰۰۲۵
سایر آموزش‌ها	۰/۰۰۱۳
بهداشت عمومی	۰/۰۱۹۷
بهداشت خصوصی	۰/۰۱۶۴
مددکاری اجتماعی	۰/۰۰۵۵
فعالیت‌های سرگرمی، فرهنگی، تفریحی و ورزشی	۰/۰۱۲۵
سایر فعالیت‌های خدماتی و شخصی خانگی	۰/۰۰۱۰

منبع: محاسبات تحقیق

٤-۲- نتایج حاصل از دو مدل داده- ستانده بسته و نیمه بسته

در این بخش به منظور مقایسه عملکرد دو مدل میازاوا (۱۹۷۶) و مدل چن و همکاران (۲۰۱۰)، اثر تغییر مخارج دولت بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف و تغییرات تولید، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. جدول شماره (۶) اطلاعات دولتی در مربوط به مخارج بخش‌های مختلف اقتصادی در سال ۱۳۹۵ را نشان می‌دهد، البته از ۸۹ بخش در اینجا به ۱۴ بخشی که بیشترین مخارج دولتی در آن‌ها صورت گرفته است، اشاره شده است.

مطابق جدول (۶) میزان کل مخارج دولت در ۸۹ بخش در سال ۱۳۹۵ برابر با ۲۲۷۴۲۳۹۵۰۰ میلیارد ریال است که از میان بخش‌های مختلف، بخش اداره امور عمومی بیشترین سهم از مخارج دولتی را در این سال به خود اختصاص داده است که این مقدار برابر با ۸۴۷۰۸۸۵۲۲ میلیارد ریال است که سهم آن برابر با ۳۷ درصد از کل مخارج دولتی در این سال است و بعد از این، بخش

دفاع و امنیت بیشترین سهم را به مقدار ۴۳۵۲۹۵۷۲۶ میلیارد ریال از کل مخارج دولت در این سال، که معادل با ۱۹ درصد از کل مخارج دولتی است، به خود اختصاص داده است.

جدول ٦: مخارج دولت در سال ۱۳۹۵ (میلیارد ریال)

عنوان فعالیت (بخش)	مخارج دولت
جنگلداری و بریدن درختان	۶۷۴,۴۵۵
سایر فعالیت‌های اطلاعات و ارتباطات	۲۱,۱۰۴,۷۲۷
فعالیت‌های حقوقی و مهندسی	۱,۴۹۰,۴۴۷
فعالیت دامپزشکی	۷۲۹,۷۵۴
اداره امور عمومی	۸۴۷,۰۸۸,۵۲۲
خدمات شهری	۱۴۹,۶۴۳,۲۳۷
دفاع و امنیت	۴۳۵,۲۹۵,۷۲۶
فعالیت‌های تامین اجتماعی اجباری	۱۰۷,۸۵۲,۰۰۰
آموزش زیر دیپلم (پیش دبستان، ابتدایی و متوسطه) دولتی	۳۳۱,۸۱۸,۸۸۴
آموزش عالی دولتی	۱۱۴,۶۱۶,۵۷۳
بهداشت عمومی	۱۲۰,۳۱۸,۳۱۱
بهداشت خصوصی	۱۰۱,۲۰۹,۹۴۳
مددکاری اجتماعی	۲۹,۰۵۲,۸۴۵
فعالیت‌های سرگرمی، فرهنگی، تفریحی و ورزشی	۱۱,۲۵۳,۸۷۰

منبع: جدول داده- ستانده ۱۳۹۵ تهیه شده توسط بانک مرکزی

جدول شماره (۷) نتایج حا صل از اثرگذاری افزایش معادل ۱۰ در صدی در مخارج دولتی در سال ۱۳۹۵ بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف و تغییرات تولید، با استفاده از مدل میازاوا و مدل چن و همکاران را نشـــان می‌دهد. در اثر افزایش ۱۰ درصـــدی مخارج دولتی، در بخش زراعت و باغداری و بخش واحدهای مسکونی شخصی به نسبت سایر بخش‌ها ارزش افزوده بیشتری ایجاد شـــده و همان‌طور که در جدول (۲) ذکر شـــد، این دو بخش دارای ضـــریب مصـــرف درون‌زای بزرگتری نسبت به سایر بخش‌ها بوده‌اند. پس بزرگتر یا کوچکتر بودن ضریب مصرف درون‌زا بر شدت تاثیرگذاری سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی بر ارزش‌افزوده و سطح تولید موثر است.

می‌توان گفت افزایش مخارج دولتی اثری مثبت بر ارزش افزوده بخش‌ها و تولید ناخالص داخلی دارد، از سوی دیگر همان‌طور که روشن است، مجموع تغییرات در ارزش افزوده بخش‌های مختلف معادل با تغییرات تولید ناخالص داخلی (GDP) است. این مهم در سطر آخر از جدول (۷) گزارش شده است و بر اساس آن تغییرات تولید ناخالص داخلی به دست آمده از مدل نیمه درون‌زا

و مدل کاملا درون‌زا به ترتیب برابر با (۸۵۹۵۸۹۱) و (۳۳۸۷۸۳۵۳) هزار میلیارد ریال است. ملاحظه می‌شود که GDP به دست آمده از مدل میازاوا یا همان مدل بسته با مصرف کاملا درون‌زا نسبت به مدل داده- ستانده نیمه بسته با مصرف نیمه درون‌زا عدد بزرگتری را نشان می‌دهد این بدان معناست که در مدل میازاوا به علت عدم لحاظ سایر عوامل تاثیرگذار بر مصرف همچون درآمد انتظاری، سطح مصرف گذشته فرد و ...، منجر به این می شود که با تحریک مثبت تقاضا از سوی دولت، انحراف رو به بالا (تورش مثبت) در برآورد GDP ایجاد خواهد شد و ارتباط بین بخش خانوار و بخش تولید بیش از حد برآورد می‌شود. در نهایت نتایج حاصل شده برای سیاست‌گذاری‌ها گمراه‌کننده و غیر قابل اتکا است.

جدول ۷: ارزش افزوده بخش‌های مختلف (هزار میلیارد ریال)

مدل نیمه بسته (چن و همکاران)	مدل بسته (میازاوا)	عنوان فعالیت (بخش)
۱,۲۶۹,۵۴۴	۲,۲۹۶,۹۶۸	کاشت محصولات (زراعت و باغداری)
۲۰۷,۱۴۸	۹۷۳,۸۷۲	پرورش حیوانات
۱,۵۹۰	۱۳,۷۰۶	جنگلداری و بریدن درختان
۹,۸۸۷	۱۰۴,۵۴۴	ماهیگیری و آبزی پروری
۱۹۹,۳۷۴	۸۰۸,۲۱۸	استخراج نفت خام و گاز طبیعی
۲۰۷	۱,۱۰۱	استخراج زغال سنگ و زغال قهوه‌ای
۱۵,۳۳۹	۴۷,۵۶۸	استخراج کانه‌های فلزی
۱۰,۳۶۱	۲۹,۶۹۲	استخراج سایر معادن
۱۷,۶۲۰	۲۸۳,۲۴۴	فرآوری و نگهداری گوشت، ماهی، میوه و سبزیجات
۱,۴۷۳	۴۱,۰۷۶	تولید روغن‌ها و چربی‌های گیاهی و حیوانی
۲۴,۶۰۲	۲۷۷,۳۸۹	تولید فراورده‌های لبنی، آسیاب غلات (دانه آسیاب شده)، نشاسته و فراورده‌های نشاسته‌ای
۳۱,۶۶۷	۴۲۱,۶۰۶	تولید سایر فرآورده‌های غذایی و غذای آماده برای حیوانات
۴۸۰	۳۳,۵۳۰	تولید انواع آشامیدنی‌ها
۳۷۵	۴۹,۵۰۶	تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو (سیگار)
۱۰,۵۹۳	۱۲۸,۳۲۷	تولید منسوجات
۴,۰۴۴	۵۵,۳۸۵	تولید قالی و قالیچه
۷,۴۸۲	۵۰۴,۰۹۶	تولید پوشاک
۱,۲۶۰	۶۳,۰۸۲	تولید چرم و فرآورده‌های وابسته بجز کفش
۲,۶۰۸	۱۳۷,۷۸۹	تولید کفش و پاپوش
۱۳,۹۸۵	۶۵,۱۵۳	تولید چوب و فراورده‌های چوب و چوب پنبه، به جز مبلمان؛ تولید کالاها از حصیر و مواد حصیربافی
۷,۴۶۸	۷۷,۲۵۲	تولید کاغذ و فرآورده‌های کاغذی
۷,۱۹۳	۷۵,۳۹۹	چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده

عنوان فعالیت (بخش)	مدل بسته (میازاوا)	مدل نیمه بسته (چن و همکاران)
تولید فراورده‌های نفتی (پالایشگاه‌ها)	۷۲۹,۳۱۰	۱۶۳,۸۱۹
تولید سایر فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت (غیر پالایشگاه‌ها)	۱۹,۶۸۶	۱,۹۱۳
تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی	۵۴۸,۳۸۱	۸۹,۰۷۴
تولید داروها و فرآورده‌های دارویی شیمیایی و گیاهی	۱۸۲,۷۹۳	۸,۹۹۵
تولید فرآورده‌های لاستیکی و پلاستیکی	۸۸,۵۶۹	۱۳,۷۷۲
تولید شیشه و محصولات شیشه‌ای	۴۷,۳۴۴	۲,۹۷۷
تولید محصولات کانی غیر فلزی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۸۱,۳۸۱	۴۴,۹۵۸
تولید آهن و فولاد پایه	۸۷,۸۴۹	۲۵,۴۳۰
تولید محصولات اساسی مس و آلومنیوم	۳۸,۱۰۳	۱۱,۴۸۹
تولید سایر فلزات اساسی و ریخته‌گری	۳,۵۰۱	۱,۰۰۳
تولید محصولات فلزی ساخته شده، به جز ماشین آلات و تجهیزات	۱۰۵,۸۴۴	۲۲,۰۵۸
تولید محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری	۱۲۳,۱۶۴	۶,۸۹۱
تولید تجهیزات برقی	۱۱۹,۷۵۱	۱۱,۶۲۸
تولید ماشین آلات و تجهیزات طبقه بندی نشده در جای دیگر	۲۹,۴۲۰	۶,۳۶۸
تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر	۲۴۱,۳۹۰	۸۲,۱۹۹
تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۳۷,۴۰۲	۵,۹۶۱
تولید مبلمان	۶۹,۰۴۳	۱۱,۰۶۱
تولید سایر مصنوعات	۴۶,۳۱۸	۳,۴۳۴
تعمیر و نصب ماشین آلات و تجهیزات	۳۸,۲۳۱	۷,۶۴۵
تولید، انتقال و توزیع برق	۲۸۹,۰۲۰	۵۱,۱۱۳
تولید گاز؛ توزیع سوخت‌های گازی از طریق شاه لوله	۴۲۷,۸۷۷	۸۷,۷۱۴
جمع‌آوری، تصفیه و تامین آب	۶۵,۳۰۹	۶,۱۲۰
فاضلاب، فعالیت‌های جمع‌آوری، تصفیه و دفع پسماند؛ بازیافت مواد	۴۶,۱۲۱	۱۹,۷۶۹
ساختمان خصوصی	۳۸,۰۵۰	۱۱۵,۵۶۷
ساختمان دولتی	۳۹,۸۱۰	۹,۹۱۹
فروش، نگهداری و تعمیر وسایل نقلیه موتوری و موتور سیکلت	۳۳۸,۲۱۹	۴۵,۵۱۰
عمده فروشی و خرده‌فروشی	۴,۵۴۴,۸۲۴	۶۹۰,۳۳۶
حمل و نقل ریلی مسافر	۵,۳۶۳	۲۲۷
حمل و نقل ریلی بار	۴۲,۶۷۳	۴,۹۵۸
حمل و نقل جاده‌ای مسافر	۸۲۰,۹۴۶	۱۱۱,۲۷۲
حمل و نقل جاده‌ای بار	۱,۱۱۰,۲۷۰	۲۲۲,۲۳۲
حمل و نقل از طریق خطوط لوله	۱۷,۸۱۶	۳,۳۳۹
حمل و نقل آبی	۲۲,۰۷۱	۴,۴۱۶
حمل و نقل هوایی	۲۱۲,۸۹۰	۶,۰۸۸
انبارداری و ذخیره سازی	۱۰,۰۵۱	۱,۲۸۰
فعالیت‌های پشتیبانی حمل و نقل	۲۳۸,۳۲۲	۵۲,۶۸۲

مدل نیمه بسته (چن و همکاران)	مدل بسته (میازاوا)	عنوان فعالیت (بخش)
۷,۰۶۴	۳۱,۲۰۷	فعالیت‌های پست و پیک
۴,۳۰۸	۶۱,۰۱۵	فعالیت‌های خدماتی مربوط به تامین جا (هتل)
۲۳,۸۷۲	۳۸۷,۴۵۳	فعالیت‌های خدماتی مربوط به غذا و آشامیدنی (رستوران)
۵۱,۰۱۶	۷۰۳,۹۳۰	مخابرات
۲۲,۴۹۱	۵۳,۶۲۸	سایر فعالیت‌های اطلاعات و ارتباطات
۱۵۵,۴۴۸	۶۸۲,۹۸۴	فعالیت‌های خدمات مالی، بجز تامین وجوه بیمه و بازنشستگی
۱,۷۸۳	۵۳,۷۱۲	بیمه، بیمه اتکایی و تامین وجوه بازنشستگی بجز تامین اجتماعی اجباری
۱۳,۳۵۰	۶۵,۲۷۱	فعالیت‌های جنبی خدمات مالی و فعالیت‌های بیمه
۱,۹۷۶,۵۲۷	۶,۸۷۶,۵۶۳	خدمات واحدهای مسکونی شخصی
۱۹۹,۰۳۱	۲,۱۸۲,۱۳۱	خدمات واحدهای مسکونی اجاری
۷۷,۸۴۰	۴۹۵,۵۸۱	خدمات واحدهای غیر مسکونی
۵,۹۴۲	۷۱,۴۹۷	خدمات دلالان املاک و مستغلات
۶,۳۵۳	۲۶,۳۲۳	تحقیق و توسعه علمی
۴۹,۶۹۱	۲۵۱,۷۴۷	فعالیت‌های حقوقی و مهندسی
۱,۳۸۲	۵,۴۵۲	فعالیت دامپزشکی
۴,۶۰۷	۲۱,۸۷۲	فعالیت اجاره‌داری
۱۵,۹۳۳	۸۰,۵۴۰	سایر فعالیت‌های پشتیبانی
۷۰۶,۸۶۷	۷۵۷,۳۵۵	اداره امور عمومی
۱۱۴,۰۱۸	۱۱۷,۱۱۷	خدمات شهری
۳۷۵,۴۱۹	۳۶۵,۶۴۳	دفاع و امنیت
۱۰۵,۶۱۱	۱۰۳,۸۲۷	فعالیت‌های تامین اجتماعی اجباری
۳۷۵,۲۸۰	۳۷۲,۹۱۲	آموزش زیر دیپلم (پیش دبستان، ابتدایی و متوسطه) دولتی
۷۴۴	۱۱۱,۷۵۷	آموزش زیر دیپلم (پیش دبستان، ابتدایی و متوسطه) خصوصی
۸۹,۸۰۲	۱۲۵,۴۹۱	آموزش عالی دولتی
۴,۰۹۲	۲۸۴,۱۵۴	آموزش عالی خصوصی
۶,۱۲۷	۱۱۳,۲۶۳	سایر آموزش‌ها
۱۹۰,۶۹۵	۸۴۶,۳۴۴	بهداشت عمومی
۱۴۸,۰۱۳	۷۱۶,۹۸۴	بهداشت خصوصی
۳۱,۷۰۰	۲۰۵,۹۱۳	مددکاری اجتماعی
۱۷,۱۰۷	۵۱,۵۴۷	فعالیت‌های سرگرمی، فرهنگی، تفریحی و ورزشی
۱۶,۲۱۹	۲۵۹,۴۷۷	سایر فعالیت‌های خدماتی و شخصی خانگی
۸,۵۹۵,۸۹۱	۳۳,۸۷۸,۳۵۳	تغییرات تولید ناخالص داخلی

منبع: محاسبات تحقیق

همچنین تغییر ارزش افزوده در بخش‌های مختلف در مدل داده- ستانده نیمه بسته (ستون ۳) نسبت به مدل داده- ستانده بسته (ستون ۲) دارای مقادیر کوچکتری است. این نتیجه نیز مورد انتظار است، چرا که مدل نیمه بسته علاوه بر نظریه کینز سایر نظریه‌های مصرف را هم در نظر می‌گیرد و بر این فرض استوار است که تقاضای نهایی خانوارها تماماً به صورت درون‌زا نیست بلکه صرفاً بخشی از آن درون‌زا بوده و توسط درآمد جاری تعیین می‌شود و وارد ماتریس واسطه‌ای می‌شود و بخش برون‌زای مصرف خانوار تابعی از سایر عوامل موثر بر مصرف به جز درآمد جاری است. محرک مالی تنها منجر به تغییرات در سطوح مصرف درون‌زا می‌شود و خروجی مربوطه را افزایش می‌دهد.

بدین ترتیب می‌توان نتیجه گرفت مدل نیمه بسته با تفکیک کردن مصرف خانوار به دو بخش درون‌زا و برون‌زا و با در نظرگرفتن تمامی عوامل موثر بر مصرف خانوار و تفکیک اثرگذاری آن‌ها بر مصرف، تورش موجود را از بین برده، نارسایی مدل قبلی را مرتفع می‌سازد و نتایج حاصل از آن به واقعیت نزدیک‌تر است. در نهایت می‌توان گفت مدل داده- ستانده نیمه بسته نسبت به مدل بسته دارای عملکرد بهتری است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

به منظور مقایسه عملکرد دو مدل داده ستانده بسته و نیمه بسته، اثر مخارج دولت بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف مورد ارزیابی قرار گرفت.

نتایج حاصله نشان داد در اثر افزایش ۱۰ درصدی مخارج دولتی، در بخش زراعت و باغداری و بخش واحدهای مسکونی شخصی به نسبت سایر بخش‌ها ارزش افزوده بیشتری ایجاد شده است، زیرا این دو بخش دارای ضریب مصرف درون‌زای بزرگتری نسبت به سایر بخش‌ها بوده‌اند، این بیان می‌کند که بزرگتر یا کوچکتر بودن ضریب مصرف درون‌زا بر شدت تاثیرگذاری سرمایه‌گذاری دولت و یا افزایش مخارج دولتی بر ارزش افزوده و سطح تولید موثر است، درواقع این دو بخش با توجه به ضریب مصرف درون‌زا، به عنوان بخش‌های کلیدی اقتصاد معرفی می‌شوند.

تغییرات ارزش افزوده در بخش‌های مختلف در مدل داده- ستانده نیمه بسته با مصرف نیمه درون‌زا نسبت به مدل بسته با مدل کاملا درون‌زا دارای مقادیر کوچکتری است. بعلاوه، تغییرات

تولید ناخالص داخلی بر اساس مدل بسته با مصرف کاملا درون‌زا و مدل نیمه بسته با مصرف نیمه درون‌زا به ترتیب (۳۳۸۷۸۳۵۳) و (۸۵۹۵۸۹۱) هزار میلیارد ریال بدست آمد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که عدم لحاظ سایر عوامل مؤثر بر مصرف نظیر درآمد انتظاری، سطح مصرف قبلی خانوار و ... منجر به انحراف رو به بالا در برآورد GDP خواهد شد. بدین ترتیب می‌توان نتیجه گرفت مدل نیمه درون‌زا نارسایی مدل قبلی را مرتفع می سازد و نتایج حاصل از آن به واقعیت نزدیک‌تر است. در نتیجه می‌توان گفت که مدل داده- ستانده نیمه بسته با مصرف نیمه درون‌زا نسبت به مدل میازاوا یا همان مدل داده- ستانده بسته به علت در نظر گرفتن تمام نظریه‌های مصرفی تورش پدید آمده در مدل میازاوا را از بین برده و دارای عملکرد بهتری است.

۵-۱- پیشنهاد سیاستی

برای اثرگذاری بیشتر سیاست اجرا شده از سوی دولت، مهم است که بخش‌های کلیدی به درستی شناسایی شده و بطور هدفمند سیاست مذکور اجرا شود. برای این منظور توصیه می شود هنگام استفاده از مدل داده- ستانده جهت محاسبات به صورت بخشی، از مدل داده- ستانده نیمه بسته با مصرف نیمه درون‌زا که در مطالعه حاضر معرفی شده، استفاده شود زیرا این مدل در ابتدا به علت محاسبه ضریب مصرف درون‌زا، بخش‌های کلیدی را مشخص کرده و سپس به علت حذف اثرات کاذب ناشی از انتقال مصرف برون‌زا به طبقه تقاضای نهایی، نتایج واقعی‌تری از پیش‌بینی اثر سیاست بر تولید یا سایر متغیرهای کلان اقتصادی به سیاست‌گذار ارائه می‌دهد.

۵-۲- پیشنهاد برای پژوهش آتی

با توجه به اینکه بعد از اعمال محرک مالی توسط دولت، خانوارها ممکن است پیش‌بینی کنند که دولت نرخ مالیات در آینده را افزایش خواهد داد تا کسری بودجه ناشی از محرک‌ها را تامین مالی کند، از این رو ممکن است انتظار داشته باشند که درآمد آینده آن‌ها تحت تأثیر محرک مالی قرار گیرد. بنابراین بخشی از اثرات ممکن است بجای افزایش مصرف خانوار در حساب‌های پس‌انداز خود را نشان دهد. از این‌رو پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی انتظارات خانوارها طی دو سناریو واکنش و عدم واکنش خانوارها در کاهش ضریب مصرفی کالاها در پی اعمال محرک مالی مورد بررسی قرار گیرد.

References

Abunouri, E., Karimi Potanlar, S., & Mardani, M. (2004). The Effect of Financial Policy on Macroeconomic Variables of Iran's Economy: an Auto Regression Approach. *Economic Research Journal*, **10**(38), 117-143. [In Persian].

Attahir, A. (2016). Dynamic Effects of Fiscal Policy on Output and Unemployment in Nigeria: An Econometric Investigation. *CBN Journal of Applied Statistics*, **7**(2), 13-39.

Banui, A., & Mahmoudi, M. (2001). Quantitative Investigation of the Position of the Textile Industry in the National Economy and Calculation of its Potential Job Creation Power in the Form of a Quasi Matrix System of Social Accounting. *Economic Research* (*Sustainable Growth and Development*), **1**(4), 5-46. [In Persian]

Baum, A., & B. Koester, G. (2011). The Impact of Fiscal Policy on Economic Activity over the Business Cycle Evidence from a Threshold VAR Analysis. Discussion Paper Series 1, *Economic Studies*, **21**(3), 56-83.

Bayat, M., Afshari, Z., & Tavakolian, H. (2016). Monetary Policy and Total Stock Price Index in the Framework of a DSGE model. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, **24**(3), 171-206. [In Persian].

Branson, W. (2012). Macroeconomic Theory and Policies, Translated by Abbas Shakri, (Vol. 18). *Forozesh Publications*. [In Persian].

Chen, Q., Dietzenbacher, E., Los, B., &.Yang, C. (2016). Modeling the Short-Run Effect of Fiscal Stimuli on GDP: A New Semi-Closed Input– Output Model. *Economic Modelling*, **58**(2), 52-63.

Cruz, L. (2002). Energy Environment Economy Interactions: An Input- Output Approach Applied to Portuguese Case. *The 7th Biennial Conference of the International Society for Ecological Economics*, 21-40.

Feldstein, M. (2009). Rethinking the Role of Fiscal Policy. *American Economic Review*, **4**(99), 546-559.

Friedman, M. (1953). The Effects of Full-Employment Policy on Economic Stability: A Formal Analysis. In Essays on Positive Economics (Vol.4). Chicago. *Chicago University Press*.

Gaiha, R., Imai, K., Thapa, G., & Kang, W. (2010). Fiscal Stimulus, Agricultural Growth and Poverty in Asia and the Pacific. A New Perspective, Rome: *International Fund for Agricultural Development (IFAD).*

Gholami, E., & Hojabr Kiani, C. (2014). Investigating the Position of the Business Cycle in Iran and its Effect on the Efficiency of Financial and Investment Stimulus Programs. *Scientific Research Quarterly of Investment Science*, **3**(12), 253-272. [In Persian].

Haghighat, J., & Muharram Jodi, N. (2016). The Impact of Government Expenditure Shock on the Growth of GDP in Iran: Approach (ARDL). *Economic Modeling Scientific Quarterly*, **10**(36), 141-166. [In Persian].

Hall, R.E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *J. Polit. Econ*, **6**(86), 971-987.

Hamilton, J.D. (1994). Time Series Analysis (Vol.3). *Princeton University Press, New Jersey*.

Harvey, A.C. (1987). Application of the Kalman Filter in Econometrics. In Bewley, T.F. (Ed.), Advances in Econometrics. *Cambridge University Press, Cambridge*, **4**(13), 285–313.

Https://www.Amar.org.ir

Kaplan, G., & Violante, G. (2014). A Model of the Consumption Response to Fiscal Stimulus Payments. Econometrica, **82**(4), 1199–1239.

Karkesh, H., Dadres Moghadam, A., & Norouzian, M. (2023). Investigating the Effects of Government Financial Policies on Iran's Economy: with the Method of Computable General Equilibrium Model. *Scientific Research Quarterly of Quantitative Economics*, **23**(9), 20-38. [In Persian].

Khodaee, M., Jafari, M., & Fatahi, Sh. (2018). Investigating the Effects of Financial Policies on Economic Growth in Iran's Economy: State-Space Patterns. *Economic Growth and Development Research Quarterly*, **8**(31), 72-92. [In Persian]

Madah, M., & Noiran, F. (2012). Estimating the Value of the Informal Economy in Iran Based on Environmental Variables, Kalman filter Approach. *Economic Modeling Research Quarterly*, **3**(10),1-19. [In Persian].

Mankiw, N.G., (2010). Macroeconomics. (Vol. 7). *Worth Publishers, New York.*

May Li, S., & Spencer, A. (2014). Effectiveness of the Australian Fiscal Stimulus Package: A DSGE. *Working Paper Series*, **12**(6), 21-35.

Miyazawa, K. (1976). Input –Output Analysis and the Structure of Income Distribution. *Springer-Verlag Press, Berlin*, **10**(3), 44-79.

Nurheryanti, V., Notolegowo, H., Aisy, Sh., Rahmah, Sh., & Fathia, Y. (2021). Impact of Fiscal Stimulus on Economic Output and Labor Income in Indonesia. Dinamika Ekonomi. *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan*, **4**(1), 184-192.

Schroder, E., & Storm, S. (2020). Fiscal Policy in South Africa: Closed Input -Output Incom and Employment Multipliers. *Institute for Economic Justice Research Note*, **8**(12), 14-28.

Shafiee, A., Broumand, Sh., & Tashkini, A. (2006). The Test of Effec of Fiscal Policy on Economic Growth. *Economic Research Journal*, **6**(23), 81-112. [In Persian].

Sharifi, N. (2010). The Effects of Indirect Taxes and Government Spending on Employment and Inflation: An Input-Output Analysis, *Journal of Economic Research*, **46**(2), 59-78. [In Persian].

Van Rymenant, P. (2015). Fiscal Stimulus in Times of High Debt: An Empirical Model for the European Union. Master's Thesis to Obtain the Degree of Master of Advanced Studies in Economics, *University of KU Leuven, Belgium*.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 68-92

Estimating the effect of money illusion on the utility function of Iranian households: With GMM approach

Reza Roshan*[1]

Received: 23-04-2024 Accepted: 06-08-2024

Extended Abstract

Purpose: Extensive evidence shows that consumption-based asset pricing models (CCAPM) proposed by Lucas (1978) and Breeden (1979) have failed to explain average stock returns in cross-sectional data. In this context, we can refer to the studies of Breeden, Gibbons and Litzenberg (1989), Letas and Ludwigson (2001), and Jacobs and Wong (2004). In response to this failure, several studies used other variables than consumption growth in a single-factor model to improve the performance of the mentioned structure (such as Parker and Julliard (2005), Jaganthan and Wong (2007), Savo (2011) and Kroenke (2017)). In none of the domestic studies, inflation has been used as a risk factor. Therefore, this study aims to fill this gap by focusing on the impact of monetary illusion on the desirability of Iranian households in the period under review. In fact, this research is of novelty compared to the previous studies conducted inside the country. Firstly, with the inclusion of the inflation variable in the household preferences function, the CCAPM model has been developed in such a way that the inflation variable can be included in the household preferences function. Secondly, reversible preferences and non-reversible power utility have been used to estimate the monetary illusion parameter. Thirdly, in this research, the system of equations includes the return of various assets such as bank interest rate, stock return, housing return and labor wage return, and the parameters of the equations have been estimated by using different appropriate tools.

Methodology: In order to include inflation as a risk factor and define a parameter that shows the degree of monetary illusion of brokers, Mayo (2018) specified a three-factor macro model for asset pricing including inflation rate, consumption growth and asset yield in the CCAPM structure. The underlying framework of the model includes a recursive inter-period utility presented by Epstein-Zine and Weil (1989). This framework made use of an intra-period utility function that corresponds to both real consumption growth and nominal consumption growth (with the specification a Cobb-Douglas function). Intra-period utility is appropriate for a case where the investor

[1]. Corresponding Author. Associate Professor of Economics, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran. Email: re.roshan@pgu.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 68-92

faces a partial monetary illusion, which is because he cannot fully distinguish real consumption from nominal consumption in his consumption/asset allocation decision. The degree of monetary illusion is represented by the monetary illusion parameter (ϵ), which varies from zero to one. Therefore, the assumption of monetary illusion allows the researcher to create a model in which the inflation variable is used as an endogenous risk factor in the pricing kernel. In this regard, there are three preferences parameters in the created model, including relative risk aversion coefficient, monetary illusion parameter, and inter-period substitution elasticity.

In this study, inflation is included in the function of households' preferences in the form of consumption capital asset pricing model (CCAPM) so as to estimate the impact of money illusion on the utility of Iranian households in the period of 1978-2021 To this end, the recursive preferences function provided by Epstein-Zin and a non-recursive power utility function with constant relative risk aversion are used in such a way that the inflation growth variable appears as a risk factor in the stochastic discount factor of the derived Euler equations. In fact, inflation arises endogenously in the pricing kernel by assuming an intra-temporal utility that depends on both real and nominal consumption. This suits an investor with partial money illusion. Then, the generalized moments method (GMM), MAE and MSE criteria are used to estimate the systems of equations and select the most appropriate model.

Findings and discussion: After the mentioned models are estimated, the mean absolute magnitude of errors (MAE) and mean squared errors (MSE) criteria are used to select the best model among the fitted ones. The results show that the model with recursive preferences has the lowest values for the two mentioned statistics. Therefore, this model is chosen as the best one, based on which the effect of monetary illusion on the utility function of Iranian households has been 18% during the period under review. The criteria prove the superiority of recursive preferences. The results of the research also indicate that the money illusion parameter is statistically significant, and Hansen's J statistics confirm the appropriateness of the instruments. In the superior model, the effect of money illusion on the desirability of households is 0.18. The significance of the coefficients and the fit statistics of the models show that the inclusion of the data related to inflation growth in capital asset pricing models as a risk factor alongside the risk factor of consumption growth and asset return portfolio is significant.

Conclusions and policy implications: The findings show that, in the first model where return preferences are used, the effect of monetary illusion on consumers' desirability is 0.18. Also, in the second model, which is bounded by the first model and involves non-reversibility and ability utility, the effect of monetary illusion on the utility of Iranian households is 0.03. In both estimates, all the coefficients are statistically significant, and the diagnostic tests for the remaining phrases confirm the correctness of the estimates. After the models are estimated, the mean absolute magnitude of errors (MAE) and the mean squared errors (MSE) criteria are used to select the best model among the fitted ones. The results show that the model with recursive preferences has the lowest values in the two types of statistics. Therefore, this model is chosen as the best one. Based on it, the effect of monetary illusion on

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 68-92

the utility function of Iranian households is found to have been 18% during the period under review. Considering the relative impact of monetary illusion on the utility of households, it is necessary for policy makers and planners to reduce and control prices in order to better adapt the utility of households to economic realities.

Keywords: consumption-based capital asset pricing models, inflation risk, money illusion, Euler equations, GMM

JEL Classification: E44, E31,G11, G12.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۶۸-۹۲

برآورد تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی: رهیافت معادلات اولر

رضا روشن[۱]

دریافت: ۰۴-۰۲-۱۴۰۳ پذیرش: ۱۶-۰۵-۱۴۰۳

چکیده

در این پژوهش با لحاظ تورم در تابع ترجیحات خانوار در قالب مدل قیمت گذاری دارایی مصرف (*CCAPM*)، تأثیرگذاری توهم پولی بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی در دوره ۱۴۰۰-۱۳۵۷ مورد بررسی قرار گرفته‌است. در واقع، به‌طور درون‌زا، تورم وارد تابع مطلوبیت شده که هم به مصرف واقعی و هم به مصرف اسمی بستگی دارد که تابعی مناسب برای کارگزار با توهم جزئی پول است. از این رو، از تابع ترجیحات بازگشتی ارائه شده توسط اپستین- زین و از یک تابع مطلوبیت توانی غیر بازگشتی با ریسک‌گریزی نسبی ثابت به‌گونه‌ای استفاده‌شده که متغیر رشد تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در عامل تنزیل تصادفی معادلات اولرِ استخراجی ظاهر شود. سپس، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و معیارهای *MAE* و *MSE* برای برآورد سیستم معادلات و انتخاب مناسب‌ترین مدل استفاده شد. معیارهای مذکور، برتر بودن ترجیحات بازگشتی را تایید می‌کنند. نتایج پژوهش، بیانگر آن است که پارامتر توهم پولی از نظر آماری معنی‌دار بوده و آماره J هانسن نیز مناسب بودن ابزارها را تایید می‌کند. در مدل برتر، تأثیر توهم پولی بر مطلوبیت خانوارها ۱۸ درصد است. بنابراین با توجه به میزان تأثیرگذاری توهم پولی بر تابع مطلوبیت که نسبتاً قابل ملاحظه است، لازمست برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی در جهت کنترل تورم و به تبع آن کاهش تأثیر گذاری توهم پولی بر مطلوبیت خانوارها اهتمام ورزند. همچنین توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی، متغیر تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در توابع مطلوبیت استفاده‌شده در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، لحاظ شود.

واژگان کلیدی: مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف، ریسک تورم، توهم پولی، معادلات اولر، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته.

طبقه‌بندی JEL: G12, G110, E44, E31

[۱]. نویسنده مسئول. دانشیارگروه اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران
re.roshan@pgu.ac.ir

۱- مقدمه

شواهد گسترده نشان‌می‌دهد که با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها بر مبنای مصرف (CCAPM) ارائه شده توسط لوکاس[۱] (۱۹۷۸) و بریدن[۲] (۱۹۷۹)، نمی‌توان متوسط بازدهی سهام در داده‌های مقطعی را توضیح داد (بریدن، گیبونز و لیتزنبرگ[۳] (۱۹۸۹)، لباس و لودویگسون[۴] (۲۰۰۱)، جوکوبس و ونگ[۵] (۲۰۰۴)). برای رفع این مسئله، در برخی از پژوهش‌ها برای بهبود عملکرد ساختار مذکور، از متغیرهای دیگر به‌جای رشد مصرف در یک مدل تک عاملی استفاده شد (برای مثال: پارکر و جولیارد[۶] (۲۰۰۵)، جاگانتان و ونگ[۷] (۲۰۰۷)، ساوو[۸] (۲۰۱۱) و کروئنک[۹] (۲۰۱۷)). ازطرف‌دیگر، در ادبیات کلان مالی تمرکزها به‌سمت برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی چند عاملی گرایش پیدا کرد که در آن‌ها از سایر متغیرهای کلان اقتصادی و مالی به‌عنوان عامل ریسک استفاده شد که در این زمینه نیز می‌توان به پژوهش‌ها اپستین و زین[۱۰] (۱۹۹۱)، لوستیگ و ون نیوربرگ[۱۱] (۲۰۰۵)، یوگو[۱۲] (۲۰۰۶)، گومز، کوگان و یو گو[۱۳] (۲۰۰۹)، چن و لو[۱۴] (۲۰۱۷) اشاره کرد. در ایران نیز پژوهش‌های متعددی در زمینه به‌کارگیری مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌ها صورت گرفته که به برخی از آنها در بخش پیشینه پژوهش اشاره شده‌است. در هیچ‌یک از پژوهش‌های داخلی، از تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی استفاده نشده است که در پژوهش حاضر تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی وارد الگو شده و با استفاده از آن میزان تأثیرگذاری توهم پولی بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی در بازه‌ی مورد بررسی مورد مطالعه قرار گرفته است. در واقع، نوآوری پژوهش حاضر نسبت به پژوهش‌های پیشین که در داخل کشور انجام‌شده، این است که اولاً، با ورود متغیر تورم در تابع ترجیحات خانوار، مدل CCAPM را توسعه داده به‌گونه‌ای که بتوان متغیر تورم را در تابع ترجیحات خانوارها وارد کرد؛ ثانیاً، از ترجیحات بازگشتی و مطلوبیت توانی غیر بازگشتی

---

1. Lucas (1978)
2. Breeden (1979)
3. Breeden, Gibbons, and Litzenberger (1989)
4. Lettau and Ludvigson (1989)
5. Jacobs and Wang (2004)
6. Parker and Julliard (2005)
7. Jagannathan and Wang (2007)
8. Savov (2011)
9. Kroencke (2017)
10. Epstein and Zin (1991)
11. Lustig and Van Nieuwerburgh (2005)
12. Yogo (2006)
13. Gomes,Kogan, and Yogo (2009)
14. Chen and Lu (2017)

برای برآورد پارامتر توهم پولی استفاده‌شده است. ثالثاً، در این پژوهش، سیستم معادلات شامل بازده دارایی‌های مختلف مانند نرخ بهره بانکی، بازده سهام، بازده مسکن و بازده دستمزد نیروی کار است و با بهره گیری از ابزارهای متفاوت و مناسب، پارامترهای معادلات برآورد شده‌است. رابعاً فرض شده‌است که سرمایه‌گذار تا حدودی دارای توهم پولی بوده و نمی‌تواند به‌طور کامل مصرف اسمی و حقیقی را در تصمیم گیری برای تخصیص مصرف / دارایی خودش از هم تمیز دهد و مطلوبیت فرد تابعی از مصرف حقیقی و مصرف اسمی وی است و برای تفکیک این دو نوع مصرف از یک تابع مطلوبیت کاب-داگلاس بهره گرفته شده که با جای‌گذاری آن در تابع هدف، به‌همراه قیود شامل ترکیبی از دارایی‌های ریسکی و دارایی بدون ریسک مبادرت به حل سیستم و استخراج معادله اولر شامل عامل تورم و ضریب توهم پولی شده‌است. فرآیند مدلسازی در بخش مدل پژوهش و روش برآورد، خواهد آمد. همچنین در بخش تجربی، برآورد ضرایب مربوط به درجه توهم پولی، کشش جانشینی بین دوره‌ای و ریسک‌گریزی، به‌کمک معادلات اولرِ متناظر با ترجیحات بازگشتی و مطلوبیت توانی غیر بازگشتی و با بهره گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و ابزارهای مناسب برآورد شده است. در برآوردها، پارامتر مربوط به پارامتر توهم پولی، مثبت و معنی‌دار شده و بین صفر و یک قرار گرفته است که این موضوع توجیه‌پذیر بودن (از نظر آماری) ورود رشد تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در مدل پژوهش را نشان می‌دهد.

در ادامه و پس از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه پژوهش آمده است. در بخش سوم، مدل پژوهش و روش برآورد ارائه شده، و بخش چهارم به توصیف داده‌ها و نتایج تجربی می‌پردازد. بخش پنجم نیز مربوط به نتیجه گیری و پیشنهادها است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نتایج پژوهش‌های متعدد نشان می‌دهد که معادلات اولر متناظر با مدل پایه‌ای قیمت گذاری دارایی‌ها (CAPM) مبتنی بر تابع مطلوبیت توانی، چگونگی بازدهی دارایی‌ها را به‌درستی توجیه نمی‌کند (برای مثال: کوچرلاکوتا و پیستافری[1] (۲۰۰۹)، و ساواو[2] (۲۰۱۱)). در این راستا و برای حل معمای صرف سهام، محققان مختلف در کنار رشد مصرف، متغیرهای دیگری مانند حجم نقدینگی، نرخ بهره و.. را به‌عنوان عوامل ریسکی وارد تابع مطلوبیت نوعی کرده و مدل پایه را توسعه داده و

[1]. Kocherlakota and Pistaferri (2009)
[2]. Savov (2011)

عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها را ارتقا دادند. در این مورد می‌توان به پژوهش‌های لوستیگ و ون نیووربرگ[1] (۲۰۰۵)، یوگو (۲۰۰۶)، جاگاناتان و ونگ[2] (۲۰۰۷)، گومز، کوگان و یوگو[3] (۲۰۰۹)، لیو و مایو (۲۰۱۴)، لیو، لئو و او[4] (۲۰۱۶) اشاره کرد. در هیچ‌یک از پژوهش‌های ذکرشده، از رشد تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در کنار رشد مصرف و بازده دارایی‌ها استفاده نشده است. مایو (۲۰۱۸)، برای ورود تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی و تعریف پارامتری که درجه توهم پولی کارگزاران را نشان دهد، یک مدل کلان سه عاملی برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها شامل نرخ تورم، رشد مصرف و بازدهی دارایی‌ها در ساختار CCAPM تصریح کرد. چارچوب زمینه‌ای مدل، شامل یک مطلوبیت بین دوره‌ای[5] بازگشتی است که توسط اپستین- زین و ویل[6] (۱۹۸۹) ارائه شده و در این چارچوب، از یک تابع مطلوبیت درون دوره‌ای[7] که به هر دو رشد مصرف واقعی و رشد مصرف اسمی (با تصریح یک تابع کاب-داگلاس) وابسته‌است، استفاده‌شده است. مطلوبیت درون دوره‌ای برای حالتی که سرمایه‌گذار با توهم پولی جزئی[8] روبروست مناسب است، چرا که وی نمی‌تواند به‌طور کامل، مصرف واقعی را از مصرف اسمی در تصمیم تخصیص مصرف / دارایی خود تمییز دهد. درجه توهم پولی توسط پارامتر توهم پولی (ϵ) نشان داده شده که بین صفر تا یک متغیر است. بنابراین، فرض وجود توهم پولی، به محقق اجازه می‌دهد که مدلی را که در آن از متغیر تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی درون‌زا در کرنل قیمت‌گذاری[9] استفاده می‌شود، ایجاد کند. بنابراین، سه پارامتر ترجیحات در مدل ایجاد شده وجود خواهد داشت که عبارتند از: ضریب ریسک‌گریزی نسبی، پارامتر توهم پولی، کشش جانشینی بین دوره‌ای. می‌توان مدل دو عاملی شامل ریسک‌های رشد مصرف و بازدهی بازار را به‌عنوان حالت خاصی از مدل سه عاملی اپستین و زین در نظر گرفت. جزئیات بیشتر تصریح این مدل در بخش مدل پژوهش و روش برآورد، آمده است. در ادامه، برخی از پژوهش‌های خارجی و داخلی که در آنها به مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل‌های ریسکی مختلف پرداخته‌شده، مورد بررسی قرار می‌گیرد:

---

1. Lustig and Van Nieuwerburgh (2005)
2. Gannathan and Wang (2007)
3. Gomes, Kogan, and Yogo (2009)
4. Liu, Luo, and Zhao (201)
5. Intertemporal Uutility
6. Weil (1989)
7. Intratemporal Utility
8. Partial Money Illusion
9. Pricing Kernel

لیو و مایو (۲۰۱۴) در پژوهش خود به بررسی نقش نرخ‌های بهره برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداختند. آنها از نرخ بهره به‌عنوان یک عامل ریسکی و از تابع بازگشتی اپستین-زین استفاده کردند. نتایج کار آنها نشان می‌دهد که عملکرد مدل‌های قیمت گذاری دارایی با ورود نرخ بهره به‌عنوان هزینه فرصت پول، به‌طور معنی‌داری بهتر شده و از نظر آماری عامل ریسکی نرخ بهره معنی‌دار شده‌است.

آدگبوی[1] (۲۰۱۷) در مطالعه خود از یک نسخه تعدیل یافته قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، و داده‌های بازار سهام برای دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۶ برای اقتصاد نیجریه استفاده کرده و عرضه پول را به‌عنوان نقدینگی وارد چارچوب CCAPM کرده است. نتایج پژوهش حاکی از عملکرد بهتر مدل تعدیل شده نسبت به مدل CCAPM است.

کمپبل و همکاران[2] (۲۰۱۸) در کار پژوهشی خود به ورود بی‌ثباتی‌ها در مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌ها CCAPM و بررسی نقش آن پرداخته‌اند. آنان متغیر پاداش ریسک سرمایه گذاری در بازار سرمایه را وارد عامل تنزیل تصادفی کرده و از ترجیحات بازگشتی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و معادلات اولر بهره گرفته‌اند. یافته‌های آنان گویای آن است که فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای یک سرمایه‌گذار به‌علت کاهش بازدهی‌های انتظاری یا افزایش بی ثباتی در بازدهی دارایی‌ها، تحت‌تأثیر قرار گرفته و کاهش می‌یابد.

مایو[3] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تورم را به‌عنوان عامل ریسکی در کنار رشد مصرف و عامل بازدهی بازار وارد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کرد. او در این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی پرتفوهای متعدد برای دوره ۱۹۶۳-۲۰۱۶ ساخت و از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین در مدل‌های CCAPM استفاده کرد. او در مطالعه خود به این نتیجه رسید که ورود تورم باعث بهبود عملکرد مدل‌های CCAPM نشده و این عامل نمی‌تواند پاداش ریسک برای بازدهی دارایی‌های مختلف را در داده‌های مقطعی توضیح دهد.

الکامهی و جو[4] (۲۰۲۳) در پژوهشی تحت عنوان ریسک مصرف‌کنندگان دارایی و آزمون CCAPM شرطی، به‌کمک دارایی‌های متعددی که توسط مصرف‌کنندگان نگهداری می‌شود به

1. Adegboye Abidemi (2017)
2. Campbell et al. (2018)
3. Maio Paulo (2018)
4. Elkamhi & Jo (2023)

آزمون CAPM شرطی پرداختند. آنان با پرتفوهای مختلف شامل پرتفوی سهام، پورتفوی اوراق قرضه و پورتفوی خدمات و کالاها و با داده‌های مختلف مصرف با دوره تناوب متفاوت، مدل را آزمون کرده و نتیجه گرفتند که قیمت دارایی‌های ریسکی نگهداری شده توسط مصرف‌کنندگان، به صورت دوره‌ای متغیر است در حالی که قیمت و ارزش مصرف کل به‌صورت ضد چرخه‌ای عمل می‌کند.

بدیعی و همکاران[1] (۱۴۰۲)، در پژوهشی به بررسی تأثیر گرایش سرمایه‌گذاری بر کارایی مدل‌های قیمت گذاری عاملی پرداخته‌اند. آنان معتقدند افزودن عوامل مرتبط با رفتار سرمایه‌گذاران به مدل‌های عاملی کلاسیک به افزایش کارایی آنها کمک می‌کند. آن‌ها در پژوهش خود متغیر سرمایه‌گذاری را به مدل سه عاملی فاما و فرنچ اضافه کرده و از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای داده‌های ۱۰ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق‌بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ استفاده کردند. نتایج گویای آن است که گرایش سرمایه‌گذاری، قابلیت توضیح دهندگی مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، و سه عاملی فاما و فرنچ را افزایش می‌دهد.

روشن[2] (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی نقش ترازهای واقعی پول در تابع ترجیحات خانوار با چارچوب تعدیل شده مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخت. در این مدل متغیر رشد ترازهای واقعی پولی به‌عنوان یک عامل ریسک در تابع مطلوبیت خانوار وارد شده‌است. نتایج گویای آن است که در بین مدل‌های متعدد شامل متغیر ترازهای واقعی پول، مدل با ورودی حجم نقدینگی و ترجیحات با ریسک‌گریزی نسبی ثابت، مناسب‌ترین مدل است و سهم تراز واقعی پول در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی از نظر آماری معنی‌دار است.

ایزدخواستی[3] (۱۳۹۷) با استفاده از روش بهینه‌یابی پویا، متغیر پولی را وارد تابع مطلوبیت کرد و به تحلیل تأثیر سیاست‌های پولی بر رفاه و مطلوبیت کارگزاران پرداخت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که کاهش نرخ رشد عرضه پول باعث کاهش تورم شده و مانده‌های واقعی پول را افزایش می‌دهد، اما مصرف سرانه تغییر نمی‌کند. همچنین با کاهش در نرخ رشد پولی و افزایش مانده‌های واقعی پول، رفاه افزایش می‌یابد.

1. Badiei, et al. (2024)
2. Roshan (2019)
3. Izadkhasti (2018)

محمدزاده و همکاران[1] (۱۳۹۵) در مطالعه خود از چارچوب CCAPM و ترجیحات مارشالی بهره گرفته‌اند. آنان پس‌انداز را وارد این ساختار کرده و الگو را برای اقتصاد ایران به کار برده و به استخراج معادلات اولر اقدام کرده‌اند. نویسندگان پژوهش در کار خود از داده‌های فصلی در طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۹ بهره برده و به این نتیجه رسیده‌اند که هرچند که از نظر آماری، متغیر پس‌انداز معنی‌دار است ولی تأثیرگذاری آن اندک است.

۳- مدل تحقیق و روش برآورد

۳-۱- معادلات اولر

در این بخش به اقتباس از مایو (۲۰۱۸)، برای ارزیابی نقش تورم در مدل قیمت گذاری دارایی‌ها، عامل تنزیل تصادفی[2] (SDF) که شامل رشد تورم است استخراج می‌شود. در این راستا فرض کنید تابع مطلوبیت بازگشتی کارگزار نوعی از شکل تابع مطلوبیت بازگشتی که توسط اپستین-زین (۱۹۸۹و۱۹۹۱) و ویل (۱۹۸۹) معرفی شده تبعیت کند. در این صورت خواهیم داشت:

$$U_t = \left\{(1-\delta)(\upsilon_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta\left[E_t\left(U_{t+1}^{1-\gamma}\right)\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (۱)$$

که υ_t نشان‌دهنده مطلوبیت درون دوره‌ای، γ ضریب ریسک‌گریزی نسبی[3] (RRA)، و θ یک پارامتر کمکی است که به‌صورت $\theta = \frac{(1-\gamma)\psi}{\psi-1}$ تعریف می‌شود به‌طوری که ψ کشش جانشینی بین دوره‌ای (EIS)[4] است. این نوع تصریح در ادبیات اقتصاد کلان مالی از محبوبیت بالایی برخوردار است زیرا که از این مزیت برخوردار است که ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای تفکیک شده و مانند تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی ثابت، معکوس همدیگر نیستند. در واقع اگر $\theta = 1$ باشد، تابع مطلوبیت (۱) به تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی ثابت تبدیل می‌شود که پارامتر ریسک‌گریزی نسبی، معکوس کشش جانشینی و $\gamma = \frac{1}{\psi}$ است. می‌دانیم که تابع مطلوبیت جدایی‌پذیر-زمانی[5] استاندارد به‌صورت رابطه (۲) است:

$$U_t = \frac{{\upsilon_t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (۲)$$

1. Mohammadzadeh et al. (2016)
2. Stochastic Discount Factor
3. Constant Relative Risk Aversion
4. Elasticity of Intertemporal Substitution
5. Timeseparable

به پیروی از مطالعه با ساک و یان[1] (۲۰۱۰، ۹۱۹-۹۲۱)، فرض کنید تابع مطلوبیت به‌شکل کاب-داگلاس و شامل مصرف حقیقی (C) و سطح قیمت (Π) است و به‌صورت رابطه (۳) تصریح می‌شود:

$$\upsilon_t = {C_t}^{1-\epsilon}(C_t\Pi_t)^{\epsilon} \quad (۳)$$

که $0 \le \epsilon \le 1$ نشان‌دهنده درجه توهم پولی است. این تصریح برای حالتی مناسب است که سرمایه‌گذار نتواند به‌طور کامل مصرف اسمی ($C\Pi$) و حقیقی را در تصمیم گیری برای تخصیص مصرف / دارایی خود از هم تمیز دهد. هر چه ϵ بزرگ‌تر باشد نشان‌دهنده تأثیر بیشتر توهم پولی روی تابع مطلوبیت است. اگر هیچ‌گونه توهم پولی وجود نداشته‌باشد $\epsilon = 0$، و در حالتی که توهم پولی کامل باشد $\epsilon = 1$ است. بنابراین، مقدار ϵ برای یک سرمایه‌گذار با توهم جزئی پول، عددی بین صفر و یک خواهد بود.

پرتفوی سرمایه‌گذار نوعی، ترکیبی از دارایی‌های ریسکی و دارایی بدون ریسک است به‌گونه‌ای که می‌توان پویایی‌های بین آنها در طول زمان را، به‌صورت روابط (۴) و (۵) نشان داد:

$$W_{t+1} = R_{\omega,t+1}(W_t - C_t), \quad (۴)$$

$$R_{\omega,t+1} = \sum_{i=1}^{N} \omega_{i,t}(R_{i,t+1} - R_{f,t+1}) + R_{f,t+1} \quad (۵)$$

که در آن W_{t+1} نشان‌دهنده‌ی کل ثروت واقعی در انتهای دوره‌ی $t+1$، $R_{\omega,t+1}$ بازدهی ناخالص واقعی کل ثروت، ω_i وزن متناظر با دارایی ریسکی i در پرتفوی، $R_{i,t+1}$ بازده ناخالص واقعی دارایی i، و $R_{f,t+1}$ نرخ بهره‌ی ناخالص واقعی دارایی بدون ریسک از زمان t تا $t+1$ هستند.

می‌توان شکل کلی معادله‌ی اولر متناظر با مسئله پویای ارائه شده در قسمت فوق را به‌صورت رابطه (۶) نوشت:

$$E_t[Q_{t+1}R^e_{i,t+1}] = 0 \quad (۶)$$

که عامل تنزیل تصادفی (SDF) مربوط به رابطه (۶) برابر خواهد بود با:

$$Q_{t+1} = \delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{1-\gamma-\theta}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} R_{\omega,t+1}^{\theta-1} \quad (۷)$$

[1]. Basak and Yan (2010)

رابطه (۷)، نشان‌دهنده یک مدل قیمت گذاری دارایی سه عاملی است که در آن عامل‌ها، رشد مصرف حقیقی ($\frac{C_{t+1}}{C_t}$)، تورم ($\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}$)، و بازدهی حقیقی بازار ($R_{\omega_{i,t+1}}$) هستند. بنابراین در این مدل، تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی درون‌زا در کنار رشد مصرف حقیقی و بازدهی حقیقی بازار، در مدل ظاهر شده‌است.

با جای‌گذاری رابطه (۷) در رابطه (۶) به معادله اولر شماره (۸) خواهیم رسید:

$$E_t\left[\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{1-\gamma-\theta}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} R_{\omega,t+1}^{\theta-1}R_{i,t+1}^{e}\right]=0 \qquad (۸)$$

چنانچه در رابطه (۷)، $\theta=1$ باشد، SDF مربوط به تابع مطلوبیت توانی جدایی‌پذیر، به‌صورت رابطه (۹) خواهد شد:

$$Q_{t+1}=\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} \qquad (۹)$$

بنابراین، معادله اولر نظیر (۹) به‌صورت رابطه (۱۰) است:

$$E_t\left[\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} R_{i,t+1}^{e}\right]=0 \qquad (۱۰)$$

همچنین، اگر پارامتر توهم پولی ϵ برابر با صفر باشد (در غیاب توهم پولی)، کرنل قیمت‌گذاری مدل پایه‌ای اپستین و زین (۱۹۹۱) در رابطه (۷)، به‌حالت خاص (۱۱) تقلیل می‌یابد:

$$Q_{t+1}=\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\gamma)-\theta} R_{\omega,t+1}^{\theta-1} \qquad (۱۱)$$

در حالت خاص، اگر $\theta=1$ باشد، عامل تنزیل تصادفی (۱۱) به‌صورت رابطه (۱۲) نوشته می‌شود:

$$Q_{t+1}=\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} \qquad (۱۲)$$

که همان SDF مربوط به معادله اولرِ مدل پایه‌ی مصرف است. شایان‌ذکر است که در بخش تجربی پژوهش، از معادلات اولر (۸) و (۱۰) که متناظر با رهیافت مطلوبیت جدایی‌پذیر ارائه شده توسط اپستین-زین و ویل است، استفاده خواهد شد.

۳-۲- معیارهای انتخاب مدل برتر در بین مدل‌های رقیب

در این قسمت دو معیار میانگین قدرمطلق خطاها (MAE) و میانگین مجموع مجذور خطاها (MSE) که در بخش تجربی از آنها برای تعیین مدل برتر استفاده می‌شود، معرفی می‌شوند.

آماره‌های میانگین قدرمطلق خطاها و میانگین مجموع مجذور خطاها که از آنها برای مقایسه‌ی عملکرد مدل‌های رقیب استفاده می‌شود به‌صورت رابطه‌های (۱۲) و (۱۳) تعریف می‌شود:

$$MAE = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}\left|e_{i,T}(b)\right| \quad (۱۲)$$

$$MSE = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}\left[e_{i,T}(b)\right]^2 \quad (۱۳)$$

که در آن $e_{i,T}$ نشان‌دهنده‌ی خطای مربوط به i امین شرط گشتاوری در برآورد به‌روش GMM است و T نیز تعداد معادلات سیستم است. مدلی که دارای آماره‌های MAE و MSE کمتری باشد، دارای عملکرد بهتری خواهد بود.

٤- بررسی تجربی و یافته‌های پژوهش

٤-١- داده‌های پژوهش و بررسی پایایی متغیرها

در این قسمت ابتدا به معرفی متغیرهای مدل پژوهش پرداخته و آماره‌های توصیفی داده‌ها بررسی‌شده، سپس با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته به بررسی پایایی داده‌ها پرداخته‌شده است، زیرا که لازمه برآورد مدل‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پایا بودن متغیرها است.

در این پژوهش برای هزینه‌های مصرفی از داده‌های متوسط هزینه کل یک خانوار شهری و روستایی که توسط مرکز آمار ایران و از نتایج طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار جمع آوری شده، استفاده‌شده است که داده‌های مذکور با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده سال ۱۳۹۵ واقعی شده‌اند. برای متغیر تورم، از داده‌های مربوط به رشد شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده بهره گرفته شده که داده‌های آن از بانک مرکزی ج. ا. ا گرفته شده‌است. دوره‌ی مورد بررسی برای مطالعه‌ی حاضر ۱۴۰۰-۱۳۵۷ است. داده‌های مربوط به نرخ سود بانکی[1] (بازده سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار)، بازده شاخص سهام، شاخص بهای خدمات ساختمانی، بازده دستمزد نیروی انسانی (که بر اساس آمار نرخ رشد دستمزد سالیانه نیروی کار به‌دست‌آمده)، همگی از بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی ج. ا. ا، بازار بورس اوراق‌بهادار تهران، بانک داده های اقتصادی و مالی اخذ شده‌است. همچنین از آنجایی که در مدل اول که از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین

[1]. هرچند که نوسانات این متغیر ناچیز است ولی از سطح متغیر (به عنوان بازدهی سپرده‌ها و نه نوسانات آن) که رقم قابل‌توجه‌ای است، در محاسبات استفاده شده است.

استفاده‌شده، لازم است در کنار بازدهی هر یک از دارایی‌ها، از میانگین بازده یک پرتفوی موزون که شامل سبد دارایی‌های خانوار ایرانی است، استفاده شود. از این رو یک پرتفوی شامل بازده شاخص کل سهام، بازده بخش مسکن، بازده دستمزد و بازده سپرده‌های مدت‌دار تشکیل شده‌است. بازده هر یک از دارایی‌ها توسط وزنی مناسب موزون شده‌است بدین ترتیب که برای بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازار بورس»، برای بازده بخش مسکن از «سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن»، برای بازده دستمزد از درآمد نیروی کار و برای بازده سپرده از آمار حجم سپرده‌های مدت‌دار بخش خصوصی به‌عنوان وزن بهره گرفته شده‌است. پس از محاسبه‌ی مجموع کل حجم دارایی‌های هر خانوار، حجم هر یک از دارایی‌های استفاده‌شده در سبد دارایی خانوار بر حجم کل دارایی‌ها تقسیم شده تا وزن مربوطه حاصل شود و در نهایت برای محاسبه‌ی متوسط بازدهی پرتفوی خانوار، هر یک از وزن‌ها را در بازدهی هر دارایی ضرب کرده تا میانگین وزنی از بازده انواع دارایی‌های به کار رفته در سبد مذکور به‌دست آید و از آن در معادله‌ی (۸) به‌جای $R_{\omega,t+1}$ استفاده شود. ویژگی‌های آماری متغیرهای به کار رفته در پژوهش حاضر در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱: خصوصیات آماری متغیرها

مشخصه آماری	نسبت مصرف دو سال متوالی	نسبت افزایش قیمت‌ها در دو سال متوالی	بازده مسکن	بازده دستمزد نیروی کار	بازده های سپرده بانکی	بازده سهام	پرتفوی ثروت
علامت اختصاری	$\frac{C_{t+1}}{C_t}$=CO NS۱۰	$\frac{M_{1t+1}}{M_{1t}}$=IN F1INF0	HOUS	LABOR	RATE	SAHAM	PORTF O
میانگین	۱/۰۲	۱/۱۲	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۱۷	۰/۴۱	۰/۲۷
معیارانحراف	۰/۰۶	۰/۵۳	۰/۱۲	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۵۶	۰/۱۳
ماکزیمم	۱/۱۲	۳/۲۵	۰/۵۳	۰/۴۵	۰/۲۳	۱/۸۷	۰/۷۹
مینیمم	۰/۹۲	۰/۴۲	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۱۱	-۰/۲۲	۰/۰۹
میانه	۱/۰۳	۱/۰۷	۰/۱۷	۰/۲۵	۰/۱۴	۰/۲۶	۰/۲۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطوری که بیان شد چون در این پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای برآورد پارامترهای معادلات اولر استخراج‌شده، استفاده می‌شود، لازم است که پایایی متغیرهای مورد

استفاده مورد بررسی قرار گیرد. از این رو نتایج بررسی پایایی متغیرها با استفاده از معیار دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول (۲) ارائه شده‌است.

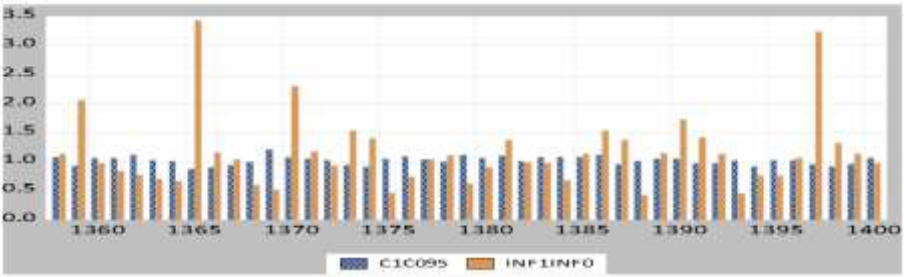
جدول ۲: نتایج بررسی پایایی متغیرها

متغیر	نام متغیر	وضعیت	آماره آزمون ADF	مقدار بحرانی ADF
نسبت مصرف در دو سال متوالی	CONS۱۰	با عرض از مبدأ	-۴/۶۸	-۳/۵۹
نسبت قیمت‌ها در دو سال متوالی	INF1INF0	با عرض از مبدأ	-۶/۲۹	-۳/۵۹
بازده مسکن	HOUS	با عرض از مبدأ	-۴/۲۱	-۳/۵۹
بازده دستمزد نیروی کار	LABOR	با عرض از مبدأ	-۶/۵۶	-۳/۵۹
بازده سپرده‌های بانکی	RATE*	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۱۹	-۳/۵۳
بازده سهام	SAHAM*	با عرض از مبدأ	-۳/۰۶	-۲/۹۷
پرتفوی ثروت	PORTFO	با عرض از مبدأ	-۵/۶۹	-۳/۵۹

توضیح: مواردی که با * مشخص‌شده، در سطح معنی‌داری ۵٪ پایا هستند. سایر موارد در سطح ۱٪ نیز پایا هستند
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج مندرج در جدول (۲)، حاکی از آن است که کلیه متغیرهای استفاده‌شده در معادلات پژوهش، پایا هستند؛ و آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته پایایی متغیرها را تایید می‌کند.

برای آگاهی از وضعیت دو متغیر اصلی پژوهش که در تابع مطلوبیت (تابع هدف) از آنها استفاده‌شده است، در نمودار (۱) برای بازه ۱۴۰۰-۱۳۵۷ وضعیت دو متغیر «نسبت مصرف در دو سال متوالی» (*c1c095*) و» نسبت قیمت‌ها در دو سال متوالی «(*inf1inf0*) به تصویر کشیده شده‌است. همان طور که مشاهده می‌شود نسبت مصرف در دو سال متوالی بسیار هموارتر از نسبت قیمت‌ها در دو سال متوالی است به‌ویژه اینکه، این تغییرات ناگهانی و قابل ملاحظه در متغیر *nf1inf0* در سال‌های ۵۹، ۶۵، ۷۰ و ۹۷ بیشتر از دیگر سال‌ها مشاهده می‌شود که می‌تواند ناشی از شروع جنگ تحمیلی، کم بودن تورم در سال ماقبل یعنی سال ۱۳۶۴، کم بودن تورم در سال ماقبل یعنی سال ۱۳۶۹ به‌علت پایان یافتن جنگ و افزایش مجدد در سال بعد، افزایش یک‌باره تورم در سال ۱۳۹۶ از ۹/۶ به ۳۱ در سال ۱۳۹۷ به‌علت خروج ایالات متحده از برجام و بازگشت تحریم‌ها باشد و این در حالی است که در بازه مورد بررسی، مصرف همواره صعودی و رشد آن هموار بوده است.



نمودار ۱. مقایسه «نسبت مصرف در دو سال متوالی» و «نسبت قیمت‌ها در دو سال متوالی»

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-۲- معادله اولر و ضریب تأثیر میزان توهم پولی با ترجیحات بازگشتی

پس از اطمینان از پایایی متغیرها، نتایج برآورد هر یک از مدل‌های پژوهش ارائه می‌شود تا میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی تعیین شود. برای این منظور، یکبار از مدل با ترجیحات بازگشتی و یکبار هم از تابع مطلوبیت توانی جدایی‌پذیر غیر بازگشتی (در معادله (۸) مقدار پارامتر $\theta = 1$ قرار داده می‌شود) استفاده می‌شود. سپس به‌دلیل غیرخطی بودن مدل‌های پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای برآورد ضرایب استفاده می‌شود. در این روش باید متغیرهای ابزاری به‌گونه‌ای انتخاب شود که با جملات خطا همبستگی سریالی نداشته‌باشند و استفاده از این متغیرها بتوانند برآوردهای معنی‌دار و قابل قبولی را برای ضرایب مدل ارائه دهد. همچنین لازم به توضیح است که از آنجایی که برای برآورد ضرایب، روش GMM از الگوریتم‌های غیر خطی استفاده می‌شود، این روش برای به‌دست آوردن اکسترمم‌های معادله، نیاز به مقداردهی اولیه به پارامترهای مدل دارد و روش‌های غیرخطی به این مقادیر اولیه حساس هستند. از این رو، در این پژوهش با مقادیر اولیه‌ی متعدد و متغیرهای ابزاری مختلف که عموماً وقفه‌های متغیرهای بکاررفته در مدل به‌همراه عرض از مبدأ می‌باشد، استفاده‌شده است. در این پژوهش، ابتدا مدل به‌کارگیری شده برای برآورد تعیین میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارها، شامل معادله اولری است که در آن از ترجیحات بازگشتی ارائه شده توسط اپستین- زین استفاده‌شده است و ترجیحات از نوع جدایی‌پذیر در طول زمان است.

در بین مدل‌های مختلف برآورد شده با بهره گیری از متغیرهای ابزاری و مقدار دهی اولیه، نتایج به‌کارگیری روش GMM برای برآورد ضرایب بهترین مدل برای معادله اولر (۸) که دارای

ترجیحات بازگشتی بوده و از تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در کنار عوامل ریسکی رشد مصرف و پرتفوی بازدهی دارایی‌ها استفاده‌شده، در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳: مدل اول با تورم به‌عنوان عامل ریسکی و ترجیحات بازگشتی با روش GMM

مقادیر اولیه $(\kappa, \gamma, \epsilon, \delta)$	ϵ	γ	θ	آماره J خروجی نرم‌افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
(۱/۰،۳/۲،۷/۵ ،۰/۴)	۰/۱۸ (۰/۰۰۰)*	۵۰/۴۷ (۰/۰۰۰)*	۴/۴۳ (۰/۰۰۰)*	۰/۲۷	۱۱/۳۴	۳۷/۵۶

آزمون‌های تشخیصی		
آزمون	مقدار آماره	مقدار احتمال (P_value)
خودهمبستگی سریالی AR(1)	۲۸/۴۶	۰/۰۳۷
خودهمبستگی سریالی AR(2)	۲۹/۴۷	۰/۵۹

* مقادیر مربوط به‌احتمال (p-value) آزمون t در سطح معنی داری ۵ درصد

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و, C1C0(-1), RATE(-1) HOUS(-2),labor(-2), inf1inf0(-1) هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۳)، در این مدل که در تابع مطلوبیت آن از ترجیحات بازگشتی استفاده‌شده است، ضریب ϵ که نشان‌دهنده‌ی میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوار است، برابر ۰/۱۸ است. آماره t ضرایب برآوردی نشان‌دهنده آن است که کلیه‌ی ضرایب در سطح اطمینان اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار هستند. سازگاری برآورد زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌توان با آزمون J که اولین بار توسط هانسن ارائه شد، مورد بررسی قرار گیرد. چنانچه مقدار آماره‌ی J مدل برآوردشده (خروجی نرم‌افزار ایویوز) در تعداد مشاهدات ضرب شود، مقدار حاصل دارای توزیع کای-دو می‌شود، به‌طوری که درجه آزادی توزیع کای-دوی حاصل، از حاصل‌ضرب تعداد ابزارها در تعداد معادلات سیستم، منهای تعداد پارامترها به‌دست می‌آید. چنانچه آماره‌ی J محاسبه شده برای هر مدل، کوچک‌تر از مقدار بحرانی موجود در جدول باشد، فرضیه H_0 و خوبی انتخاب ابزارها در مدل تایید می‌شود. آماره J خروجی مدل توسط نرم‌افزار برابر ۰/۲۷ است که متعاقب آن، آماره محاسباتی برای مدل ۱۱/۳۴ می‌شود که از مقدار بحرانی جدول یعنی ۳۷/۵۶ کمتر است که تاییدکننده‌ی مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل برای برقراری شروط تعامدی است. همچنین، آرلانو و باند (۱۹۹۱) قائلند که در برآورد GMM باید جملات اخلال دارای همبستگی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی

مرتبه دوم AR(2) نباشند (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰، ۱۵). نتایج آزمون خودهمبستگی‌های مرتبه اول و دوم در سطرهای انتهایی جدول (۳) آمده است.

٤-۳- معادله اولر و ضریب تأثیر میزان توهم پولی با مطلوبیت توانی غیر بازگشتی

در جدول (۴) نتیجه برآورد ضرایب برای بهترین مدل از بین مدل‌های مختلفِ برآورد شده با بهره‌گیری از متغیرهای ابزاری و مقداردهی اولیه، مبتنی بر معادله اولر (۱۰) که مدل تقلیل یافته (۸) با $(\theta = 1)$ است، ارائه شده‌است. در واقع در این مدل، تابع مطلوبیت به تابع مطلوبیت توانی با ریسک‌گریزی نسبی ثابت تبدیل شده که در آن، پارامتر ریسک‌گریزی نسبی و ضریب کشش جانشینی معکوس یکدیگرند. همچنین، در این مدل نیز از تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در کنار عامل ریسکی رشد مصرف استفاده‌شده است، شایان‌ذکر است که از روش GMM برای برآورد ضرایب مدل استفاده‌شده است.

جدول ٤: مدل دوم با تورم به‌عنوان عامل ریسکی و تابع مطلوبیت توانی با روش GMM

مقادیر اولیه (γ, ϵ)	ϵ	γ	آماره J خروجی نرم‌افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
(0/1، 6/1)	0/04 (۰/۰۰۰۰۱)*	۳۹/۷۸ (۰/۰۰۰۰)*	۰/۲۷	۱۰/۸	۴۰/۲۹
آزمون‌های تشخیصی					
آزمون	مقدار آماره		مقدار احتمال (P_value)		
خودهمبستگی سریالی AR(1)	۲۸/۱۳		۰/۰۳۰		
خودهمبستگی سریالی AR(2)	۲۹/۱۲		۰/۶۱۳		

* مقادیر مربوط به‌احتمال (p-value) آزمون t در سطح معنی داری ۵ درصد

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و, C1C0(-3) HOUS(-1),labor(-1), inf1inf0(-3) هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول (۴)، در این مدل که در آن از تابع مطلوبیت توانی غیر بازگشتی استفاده‌شده است، ضریب ϵ که نشان‌دهنده‌ی میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوار است، برابر ۰/۰۴ است، آماره J خروجی مدل توسط نرم‌افزار برابر ۰/۲۷ است که متعاقب آن، آماره محاسباتی برای مدل ۱۰/۸ می‌شود که از مقدار بحرانی جدول یعنی ۴۰/۲۹ کمتر است که تاییدکننده‌ی مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل برای برقراری شروط تعامدی است. نتایج آزمون‌های تشخیصی

جملات اختلال مدل در سطرهای انتهایی جدول (۴) آمده است، که بیانگر خودهمبستگی AR(1) و عدم خودهمبستگی AR(2) در بین باقیمانده‌ها است.

٤-٤- انتخاب مدل برتر با استفاده از معیارهای انتخاب مدل‌های رقیب

برای مقایسه عملکرد دو مدل برازش شده، از معیارهای میانگین قدرمطلق خطاها (MAE) و میانگین مجموع مجذور خطاها (MSE) برای دو مدل برآوردشده استفاده می‌شود، نتایج مقایسه دو معیار در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. نتایج معیارهای انتخاب مدل برتر در بین مدل‌های رقیب

نام مدل	MAE	MSE
مدل اول با ترجیحات بازگشتی	۰/۴۵۶	۱۰۲/۹۹
مدل دوم با ترجیحات غیر بازگشتی	۰/۵۰۲	۱۹۰/۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش

همان طور که از جدول (۵) پیداست مدل با ترجیحات بازگشتی دارای کمترین مقدار برای هر دو معیار است؛ به‌طوری که اندازه‌ی آماره‌های MAE و MSE آن به‌ترتیب برابر ۰/۴۵۶ و ۱۰۲/۹۹ است. بنا براین، مدل ترجیحات بازگشتی مدل برتر جهت بررسی تأثیرگذاری میزان توهم پولی در تابع مطلوبیت خانوار ایرانی است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تغییرات قیمت‌ها و توهم پولی، همچنین قیمت‌های اسمی و حقیقی کالاها از مسائل مهم اقتصادی است که تمیز بین آنها برای برنامه‌ریزی کارگزاران اقتصادی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. به همین دلیل، سعی شد در این پژوهش با توسعه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، در کنار رشد مصرف، رشد قیمت‌ها نیز به‌عنوان یک عامل ریسکی در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده در نظر گرفته شود و وارد عامل تنزیل تصادفی معادلات اولر شود تا بتوان از طریق آن میزان تأثیرگذاری توهم پولی را بر تابع مطلوبیت اندازه گرفت. از این رو، ابتدا یک مدل را با استفاده از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین ایجاد کرده سپس، با تحدید مدل به یک مدل با تابع مطلوبیت توانی و غیر بازگشتی، اقدام به استخراج معادلات اولر مربوطه شد. سپس، برای تعیین میزان تأثیرگذاری توهم پولی بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی، از داده‌های اقتصاد ایران

طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۵۷ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شد. پس از برآورد هر مدل با متغیرهای ابزاری مختلف، با استفاده از آماره‌ی J هانسن، مدل با متغیرهای ابزاری صحیح که شروط تعامدی را برقرار می‌سازند، انتخاب شد.

یافته‌ها گویای آن است که در مدل اول که در آن از ترجیحات بازگشتی استفاده شد، تأثیر توهم پولی بر مطلوبیت مصرف‌کنندگان ۰/۱۸ است. آماره J خروجی مدل توسط نرم تاییدکننده‌ی مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل برای برقراری شروط تعامدی است. بنابراین با توجه به‌مقدار آمار J، معنی‌دار بودن ضرایب و انطباق علائم با انتظارات تئوریک، ورود متغیر رشد تورم در معادله اولر مبتنی بر ترجیحات بازگشتی توجیه‌پذیر است، و نتایج این مدل حاکی از تأثیر هیجده درصدی توهم پولی بر مطلوبیت است. همچنین، در مدل دوم که مقید شده‌ی مدل اول بوده و در آن از مطلوبیت توانی و غیر بازگشتی استفاده شد، تأثیر توهم پولی بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی ۰/۰۳ است در هر دو برآورد، کلیه‌ی ضرایب از نظر آماری معنی‌دار بوده و آزمون‌های تشخیصی مربوط به جملات باقیمانده‌ها نیز، صحت برآوردها را تایید می‌کنند. پس از برآورد مدل‌های مذکور، از معیارهای میانگین قدرمطلق خطاها (MAE) و میانگین مجموع مجذور خطاها (MSE) برای انتخاب مدل برتر در بین مدل‌های برازش شده، استفاده شد. نتایج نشان داد که مدل با ترجیحات بازگشتی دارای کمترین مقدار برای دو آماره‌ی مذکور است. از این رو، این مدل به‌عنوان مدل برتر انتخاب شد که نشان‌دهنده‌ی آن است که میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی در طی دوره‌ی مورد بررسی برابر ۱۸ درصد است. بنابراین، معنی‌دار بودن ضرایب و آماره‌های برازش مدل‌ها، گویای آن است که ورود داده‌های مربوط به رشد تورم در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌عنوان یک عامل ریسکی در کنار عامل ریسکی رشد مصرف و پرتفوی بازده دارایی‌ها، معنی‌دار بوده و از این طریق می‌توان با استفاده از مطالب ارائه شده در بخش مبانی نظری پژوهش حاضر، به برآورد میزان تأثیرگذاری درجه توهم پولی بر مطلوبیت خانوارها و توسعه مدل‌های CCAPM اقدام کرد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که محققان در بهره‌گیری از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه، از عامل ریسکی رشد تورم نیز در کنار سایر عوامل استفاده کنند. همچنین با توجه به تأثیرگذاری نسبی توهم پولی بر مطلوبیت خانوارها، لازم است سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان با کاهش و کنترل قیمت‌ها، در جهت انطباق بیشتر مطلوبیت خانوارها با واقعیات اقتصادی اهتمام ورزند.

References

Adegboye, Abidemi. (2017). The Consumption-Oriented Capital Asset Price Model in the Nigerian Stock Exchange. *Journal of Applied Statistics*, **8**(2):117-140.

Badiei, Milad, Ebrahimi Sarve Oliya, Mohammad Hassan, & Sargolzaei, Mostafa. (2024). Investigating the effect of investor sentiment on the efficiency of asset pricing factor models. *The Journal of Economic Policy*, **15**(30):67-94, doi: 10.22034/EPJ.2024.20221.2444.(In Persian)

Basak, S., & H., Yan. (2010). Equilibrium asset prices and investor behavior in the presence of money illusion: A preference-based formulation. *The Review of Economic Studies*, **77**(3): 914-936, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.623561..

Breeden, D. T., M. R. Gibbons, & R. H. Litzenberger. (1989). Empirical test of the consumption-oriented CAPM. *Journal of Finance*, **44**(2): 231–262, https://doi.org/10.2307/2328589.

Breeden, D.T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, **7**(3): 265–296, https://doi.org/10.1016/0304-405X(79)90016-3.

Campbel, l Y. John, Giglio, Stefan, Polk, Christopher. (2018). An intertemporal CAPM with stochastic volatility. *Journal of Financial Economics*, **128**(2): 207-233, DOI: 10.1016/j.jfineco.2018.02.011.

Chen, Z., & A. Lu. (2017). Seeing the unobservable from the invisible: The role of CO2 in measuring consumption risk. *The Review of Finance*, **12**(3): 1-47, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2130823.

Elkamhi, Redouane, & Jo, Chanik. (2023). Asset holders' consumption risk and tests of conditional CCAPM. *Journal of Financial Economics*, **148**(3): 220-224, https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2023.04.002.

Epstein, L.G., & S.E. Zin. (1991). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. *Journal of Political Economy*, **99**(2): 263–286, https://doi.org/10.2307/1913778.

Gomes, J., L. Kogan, & M. Yogo. (2009). Durability of output and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, **117**(5): 941–986, https://doi.org/10.1086/648882.

Izadkhasti, Hojjat. (2018). Analyzing the Impact of Monetary Policy in a Dynamic General Equilibrium Model: Money in Utility Function Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, **8**(31):71-101. (In Persian)

Jacobs, K., & K.Q. Wang. (2004). Idiosyncratic consumption risk and the cross section of asset returns. *Journal of Finance*, **59**(5): 2211–2252, DOI:10.2139/ssrn.302172.

Jagannathan, R., & Y. Wang. (2007). Lazy investors, discretionary consumption, and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance* **62**(4): 1623–1661, DOI:10.2139/ssrn.641682.

Kocherlakota, N., & L. Pistaferri. (2009). Asset pricing implications of Pareto optimality with private information. *Journal of Political Economy*, **117**(3): 555–590,DOI: 10.1086/599761.

Kroencke, T.A. (2017). Asset pricing without garbage. *Journal of Finance*, **72**(1):47–98, https://doi.org/10.1111/jofi.12438.

Lettau, M., & S.C. Ludvigso. (2001). Resurrecting the (C) CAPM: A cross sectional test when risk premia are time-varying. *Journal of Political Economy*, **109**(6): 1238–1287, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.935320

Lioui, A., & P. Maio. (2014). Interest rate risk and the cross-section of stock return. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **49**(2): 83-511, DOI: 10.2139/ssrn.1571481.

Lucas, R.E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, **46**(6): 1429–1445, https://doi.org/10.2307/1913837.

Lustig, H., & S. Van, Nieuwerburgh. (2005). Housing collateral, consumption insurance, and risk premia: An empirical perspective. *Journal of Finance*, **60**(3): 1167–1219, https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00759.x.

Maio Paulo. (2018). Does inflation explain equity risk premia? Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3097493.

Mohammadzadeh, Azam , Shahyaki tash, Mohammad nabi, & Roshan, Reza. (2016). Adjusted Consumption Capital Asset Pricing Model, According to the Marshall Preferences (Case Study: Iran). *Journal of Economic Modeling Research*, **7**(25):7-22, doi:10.18869/acadpub.jemr.7.25.7. (In Persian)

Nadiri, Mohammad, & teymoor, Nohammadi. (2011). Estimating an Institutional Structure in Economic Growth Using GMM Dynamic Panel Data Method. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, **5**(15): 1-137. (In Persian).

Parker, J., & C. Julliard. (2005). Consumption risk and the cross section of expected returns. *Journal of Political Economy*, **113**(1): 185–222, https://doi.org/10.1086/426042.

Roshan, Reza. (2019). Investigating the Role of real Money Balances in Households' Preferences function in the Framework of the Assets Pricing Models (M-CCAPM): Case study of Iran**.** *Journal of Economic Modeling Research*, **10**(36): 163-194, doi: 10.29252/jemr.9.36.163. (In Persian)

Savov, A. (2011). Asset pricing with garbage. *Journal of Finance*, **66**(1): 177–201, https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01629.x.

Weil, P. (1989). The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle. *Journal of Monetary Economics*, **24**(3): 401–421, https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90028-7.

Yogo, M. (2006). A consumption-based explanation of expected stock returns. *Journal of Finance*, **61**(2): 539–580, https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00848.x.

پیوست

در این قسمت چگونگی به‌دست آمدن معادله اولر پژوهش تشریح‌شده است. از این رو یک مدل بر پایه‌ی ترجیحات بازگشتی ارائه شده توسط اپستین-زین (۱۹۸۹و۱۹۹۱) معرفی می‌شود از این رو از یک تابع کار داگلاس به‌صورت $\upsilon_t = C_t^{1-\epsilon}(\Pi_t)^{\epsilon}$ (البته در متن پژوهش از $C_t\Pi_t$ یعنی نسبتی از افزایش قیمت‌ها استفاده‌شده ولی در اینجا برای سادگی و پرهیز از دخالت دادن یک ضریب ثابت و بدون آنکه به کلیت کار لطمه‌ای وارد شود از ضریب ثابت C_t چشم پوشی شده‌است)، در تابع مطلوبیت کل استفاده می‌شود به‌طوری که در تابع مطلوبیت آن در کنار مصرف، از تورم نیز استفاده شود.

$$U_t = \left\{(1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}\Pi_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta\left[E_t\left(U_{t+1}^{1-\gamma}\right)\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (۱)$$

که ψ کشش جانشینی بین دوره‌ای است و θ یک پارامتر کمکی که به‌صورت $\theta = \frac{(1-\gamma)\psi}{\psi-1}$ تعریف می‌شود. یکی از مزایای این نوع تصریح، امکان جداسازی ریسک‌گریزی نسبی از کشش جانشینی بین دوره‌ای است که این‌امر باعث محبوبیت این نوع ترجیحات در ادبیات مربوطه شده‌است. اگر $\theta = 1$ که به معنی آن است که پارامتر ریسک‌گریزی نسبی معکوس کشش جانشینی است $\gamma = \frac{1}{\psi}$، به همان ترجیحات استفاده‌شده در مدل دیگر پژوهش خواهیم رسید که حالت خاصی از مدل اول است.

بنابراین مسئله بین دوره‌ای سرمایه‌گذار نوعی همراه با قیود آن به‌صورت (۲) تا (۴) می‌توان نوشت:

$$\max_{C_t,\Pi_t,\{\omega_{i,t}\}_{i=1}^{N}} U_t = \left\{(1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}\Pi_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta\left[E_t\left(U_{t+1}^{1-\gamma}\right)\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}}$$

$$s.t.\ W_{t+1} = R_{\omega,t+1}\left(W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}}\Pi_t\right)$$

$$R_{\omega,t+1} = \sum_{i=1}^{N}\omega_{i,t}(R_{i,t+1} - R_{r,t+1}) + R_{r,t+1}$$

مسئله (۲) را می‌توان در قالب یک برنامه ریزی پویا به‌صورت رابطه (۵) تنظیم کرد:

$$J(W_t) \equiv \max_{C_t,\Pi_t,\{\omega_{i,t}\}_{i=1}^{N}} U_t\left\{(1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}\Pi_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (۵)$$

با قیود (۳) و (۴).

شرط مرتبه اول[۱] (F.O.C) نسبت به C_t و Π_t عبارتست از:

$$(1-\epsilon)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)-1}\Pi_t^{\epsilon\frac{1-\gamma}{\theta}} = \frac{\delta}{1-\delta}[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}-1}E_t[J(W_{t+1})^{-\gamma}J_W(W_{t+1})R_{\omega,t+1}] \quad (۶)$$

$$\epsilon\, C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)}\Pi_t^{\epsilon\frac{1-\gamma}{\theta}-1}\frac{R_{f,t+1}}{R_{f,t+1}-1} = \frac{\delta}{1-\delta}[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}-1}E_t[J(W_{t+1})^{-\gamma}J_W(W_{t+1})R_{\omega,t+1}] \quad (۷)$$

همانند اپستین و زین (۱۹۹۱)، فرض می‌شود که تابع مقدار را بتوان به‌صورت نسبتی از ثروت نوشت. یعنی:

$$J(W) = \emptyset_t W_t \quad (۸)$$

با جای‌گذاری (۸) در (۶)، و با استفاده از قانون انتظارات تکراری و قید بودجه (۳) می‌توان نوشت:

$$C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)-1}\Pi_t^{\epsilon\frac{1-\gamma}{\theta}} = \frac{\delta}{1-\delta}\frac{1}{1-\epsilon}[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}}\left(W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}}\Pi_t\right)^{-1} \quad (۹)$$

به‌علاوه، تابع مقدار در (۵) را می‌توان به‌صورت رابطه (۱۰) نوشت:

$$J(W_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}} - (1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}\Pi_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} = \delta[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}} \quad (۱۰)$$

با جای‌گذاری (۱۰) در (۹) و بعد از تعداد عملیات جبری، شکل تابعی برای تابع مقدار به‌صورت رابطه (۱۱) به‌دست می‌آید:

$$J(W) = (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}(1-\epsilon)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{C_t}{W_t}\right)^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{\Pi_t}{C_t}\right)^{\epsilon}W_t = \emptyset_t W_t \quad (۱۱)$$

که

$$\emptyset_t \equiv (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}(1-\epsilon)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{C_t}{W_t}\right)^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{\Pi_t}{C_t}\right)^{\epsilon} \quad (۱۲)$$

[۱] First Order Condition

با جای‌گذاری (۱۱) در (۹)، به معادله‌ی اولر برای بازدهی روی پرتفوی بازار خواهیم رسید:

$$E_t\left[\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}\left(\frac{W_{t+1}}{W_t-C_t-\frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}}\Pi_t}\right)^{\theta}\right] = 1 \quad \Leftrightarrow \qquad (۱۳)$$

$$E_t\left[\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}R_{\omega,t+1}^{\theta}\right] = 1 \qquad (۱۴)$$

که رابطه (۱۴) دلالت بر این دارد که SDF برابر است با:

$$\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}R_{\omega,t+1}^{\theta} \qquad (۱۵)$$

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 93-116

Financial development and the innovation-economic growth nexus in developing countries

Masume Vejdani Malfejani[1], Mahboobeh Farahati[*2]

Accepted: 18-11-2023 Received: 29-04-2024

Extended Abstract

Purpose: The expansion of the financial sector has raised the concern of "brain drain" among industries. There are also concerns that too many financial activities may misallocate resources, both physical and human capital, from production sector to less productive ones. Financial development may make it easier for less efficient firms to stay in the market and prevent more efficient innovators from entering the market, which may harm innovation and growth. In this regard, the main purpose of this study is to investigate the role of financial development in the relationship between innovation and economic growth in developing countries.

Methodology: In order to meet the research goal, a regression model is specified to describe economic growth as a function of the first-order lag of economic growth, innovation and the product of innovation and financial development. Moreover, economy openness (the ratio of exports plus imports to GDP) and the ratio of the net flow of foreign direct investment to GDP are included in the model as control variables. In this model, one of the regressors is the first-order lag of the dependent variable. The regression equation is estimated using the Generalized Method of Moment (GMM) and the data for the period of 2000-2019.

In this study, the multidimensional index of financial development of the International Monetary Fund has been used as a relative ranking of countries on the depth, access, and efficiency of their financial institutions and financial markets. The Financial Institutions (FI) index is an aggregate of the Financial Institutions Depth (FID) index, which compiles the data on bank credits to the private sector in a percent of GDP, pension fund assets to GDP, mutual fund assets to GDP, and insurance premiums, life and non-life to GDP, Financial Institutions Access (FIA) index, which compiles the data on bank branches per 100,000 adults and ATMs per 1000,000 adults and Financial Institutions Efficiency (FIE) index, which compiles the data on banking sector net interest margin, lendind-deposits spread, non-interest income to total income, overhead costs to total assets, return on assets, and return on equity. Also,

[1]. M. A. of Economic, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. Email: Masume-vejdani76@semnan.ac.ir

[2]. Corresponding Author. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics, Management and dministrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. Email: m.farahati@semnan.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 93-116

Financial Markets (FM) index is an aggregate of Financial Markets Depth (FMD) index, which compiles the data on stock market capitalization to Gdp, stocks traded to GDP, international debt securities of government to GDP, total debt securities of financial and nonfinancial corporations to GDP, Financial Markets Access (FMA) index, which compiles the data on a percent of market capitalization outside the top 10 largest companies, total number of issuers of debt (domestic and external, nonfinancial and financial corporations) per 100,000 adults, and Financial Markets Efficiency (FME) index, which compiles the data on stock market turnover ratio (stocks traded to capitalization). In addition, the number of the patents registered is considered as an index of innovation, and the real GDP per capita is considered as an index of economic growth.

Findings and discussion: The results of Generalized Method of Moment (GMM) show that the effect of innovation on economic growth is positive and statistically significant. Furthermore, the effect of the interaction between financial development and innovation on economic growth is negative and statistically significant, which suggests that the effect of innovation on economic growth is not independent of the level of financial development. According to the results, the threshold level of financial development is 0.76466. According to the results of descriptive statistics, the average financial development index for the selected developing countries is 0.378945, which is significantly lower than the threshold level. Therefore, if the level of financial development becomes lower than this threshold level, the higher the level of financial development, the smaller the positive effect of innovation on economic growth. In other words, when the level of financial development increases, the positive relationship between innovation and economic growth weakens.

Conclusions and policy implications: Based on the results, the financial development level increases the positive relationship between innovation and economic growth. Therefore, financial development weakens the positive growth effects of innovation. In other words, with a higher the level of financial development, a unit of increase in innovation leads to a smaller increase in economic growth. As empirical results indicate, trade openness and the ratio of foreign direct investment to GDP have a positive and significant effect on economic growth. It is suggested that, in parallel with the financial development, a serious solution should be provided regarding the optimal allocation of human and physical resources. The markets with low productivity should be identified, and their continuity of attendance should be prevented in order to provide the ground for the entry of new innovators and entrepreneurs. This is possible by making amendments in laws and regulations and increasing the quality of administrative systems.

Keywords: Innovation, Financial development, Economic growth, Generalized method of moment, Developing countries.

JEL Classification: O33, O16, O40, O50

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۹۳-۱۱۶

توسعه مالی و رابطه نوآوری-رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه[۱]

معصومه وجدانی مالفجانی[۲]، محبوبه فراهتی*[۳]

دریافت: ۱۴۰۲-۰۸-۲۷ پذیرش: ۱۴۰۳-۰۲-۱۰

چکیده

هدف این پژوهش بررسی نقش توسعه مالی در ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ است. برای این منظور، از شاخص چندبعدی توسعه مالی صندوق بین‌المللی پول استفاده شده است. علاوه بر این، تعداد درخواست‌های ثبت اختراع به عنوان شاخص نوآوری و سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی به عنوان شاخص رشد اقتصادی به کار گرفته شده‌اند. افزون بر این، باز بودن تجاری و سهم خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل شده‌اند. نتایج حاصل از به‌کارگیری تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) نشان می‌دهد تأثیر نوآوری بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است. از طرفی، اثر تعاملی توسعه مالی و نوآوری بر رشد اقتصادی منفی و به لحاظ آماری معنی‌دار است. بنابراین، تأثیر نوآوری بر رشد اقتصادی مستقل از سطح توسعه مالی نیست؛ به طوری که با افزایش سطح توسعه مالی، تأثیر مثبت نوآوری بر رشد اقتصادی تضعیف می‌شود. بنابراین، توسعه مالی اثرات رشدی نوآوری را تضعیف می‌کند. به عبارت دیگر، هر چه سطح توسعه مالی بالاتر باشد، یک واحد افزایش نوآوری موجب افزایش کمتری در رشد اقتصادی می‌شود. علاوه بر این، نتایج تجربی نشان می‌دهد که باز بودن تجاری و سهم خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند.

واژگان کلیدی: نوآوری، توسعه مالی، رشد اقتصادی، تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته، کشورهای درحال‌توسعه.

طبقه‌بندی JEL: O33, O16, O40, O50

---

۱. این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد معصومه وجدانی مالفجانی در دانشگاه سمنان است.

۲. کارشناس ارشد رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران
Masume-vejdani76@semnan.ac.ir

۳. نویسنده مسئول. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران
m.farahati@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

رشد اقتصادی یک هدف مشترک برای تمام جوامع محسوب می‌شود که برای دست‌یابی به آن تلاش می‌کنند. محقق شدن این هدف موجب تولید کالاها و خدمات بیشتری می‌شود که نتیجه آن تأمین خواسته‌ها و نیازهای شهروندان، سلامتی، رفاه، ثروت بیشتر و فقر و بیکاری کمتر است. ارتقای بهره‌وری یکی از منابع رشد اقتصادی است و با توجه به اینکه جهان امروز به طور مداوم در حال تغییر و تحول است؛ تحت این شرایط فقط کشورهایی می‌توانند به رشد اقتصادی بالایی دست یابند که از طریق خلاقیت و نوآوری موجبات ارتقای بهره‌وری را فراهم آورند.

از نظر شومپیتر[1] (۱۹۴۷) محققان در نظریه‌های مربوط به مدل رشد اقتصادی به عواملی مثل محیط فیزیکی، سازمان‌های اجتماعی، نهادها و تکنولوژی توجه دارند. اما از آن‌جایی که رشد اقتصادی به عوامل بیرونی متعددی بستگی دارد، این مدل‌ها مناسب نیستند. شومپیتر همواره به نقش برجسته نوآوری و کارآفرینی در فرآیند رشد اقتصادی تأکید کرده است (محمدزاده و همکاران[2]، ۱۳۹۹: ۱۲۴).

در حالت کلی نوآوری را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد: یک گروه ابزار قابل لمس تولید هستند و معمولاً رقابت‌پذیرند و استفاده یک نفر مانع استفاده دیگری می‌شود. گروه دیگر، ایده‌ها هستند که عبارتند از فنون و روش ساختن اشیاء و کالاهای قابل لمس که این گروه رقابت‌ناپذیر بوده و در یک زمان می‌توانند توسط چند نفر مورد استفاده قرار گیرند (عبدلی[3]، ۱۳۸۶: ۱۱۴). نظام نوآوری کارآمد شرایط مناسبی را برای تحقیق و توسعه فراهم می‌کند و باعث تولید کالاهای جدید و ایده‌های نوین می‌شود. همچنین فرآیندهای جدید و دانش جدید محصول نوآوری هستند و تمامی این موارد بر پیشرفت فنی تأثیر گذارند. بنابراین نظام نوآوری منبعی برای رشد اقتصادی خواهد بود (فشاری و ولی‌بیگی[4]، ۱۳۹۶: ۷۶). در نظریه‌های تکامل اقتصادی، نوآوری نیرو محرکه رشد و توسعه اقتصادی در نظر گرفته می‌شود و نقش خلاقیت، نوآوری و کارآفرینی در پیشرفت و رشد اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در سال‌های گذشته، با پدیدار گشتن اقتصاد دانش بنیان، تأثیر

1. Shompeter (1947)
2. Mohammadzadeh et al. (2020)
3. Abdoli (2007)
4. Feshari & Valibeigi (2016)

نوآوری در تحول ساختارهای اقتصادی و اجتماعی بیشتر مورد توجه قرار گرفته است، به طوری‌که اقتصادهای پیشرفته کنونی را اقتصادهای مبتنی بر نوآوری می‌نامند.

اقتصاددانان زیادی بر این موضوع اتفاق نظر دارند که افزایش میزان و کیفیت فعالیت‌های نوآورانه، نرخ رشد اقتصادی یک کشور را افزایش می‌دهد. (رومر[1]، ۱۹۹۰؛ آغیون و هویت[2]، ۱۹۹۲؛ گروسمن و هلپمن[3]، ۱۹۹۴؛ کامرون[4]، ۱۹۹۶ و ۱۹۹۸؛ فگربرگ و همکاران[5]، ۲۰۱۰ و رمضانیان باجگیران و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۳). یکی از عواملی که می‌تواند بر ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی اثرگذار باشد، توسعه مالی است. توسعه مالی و عملکرد مناسب سیستم‌های مالی می‌تواند عامل بالقوه‌ای برای افزایش انباشت سرمایه فیزیکی، افزایش کارآیی اقتصادی و در نتیجه رشد اقتصادی بلندمدت باشد. زیرا سیستم مالی کارا باعث می‌شود سرمایه اضافی به بهترین مسیر استفاده‌اش هدایت شود (باتو و همکاران[6]، ۲۰۱۰: ۲-۳). شومپیتر[7] (۱۹۶۱) نقش واسطه‌های مالی در توسعه اقتصادی را مطرح و بیان کرد دلیل اصلی نوآوری، حمایت بخش مالی است که منابع مالی لازم را در اختیار بخش کارآفرین قرار می‌دهد. توسعه بخش مالی این امکان را فراهم می‌آورد کارآفرینان برای تحقق ایده‌های خود و مشارکت در رشد اقتصادی به راحتی منابع مالی دریافت کنند. توسعه مالی به عنوان فرآیندی تعریف می‌شود که طی آن کمیت، کیفیت و کارایی خدمات واسطه‌های مالی بهبود می‌یابد (سحابی و همکاران[8]، ۱۳۹۲ و اربابیان و زمانی[9]، ۱۴۰۲: ۳).

هدف از این پژوهش آن است که نقش توسعه مالی را در ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی در ایران بررسی کند. بدین منظور بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق ارائه شده است. بخش سوم به روش تحقیق اختصاص یافته است. در بخش چهارم، نتایج تجربی ارائه شده است و تحلیل یافته‌های پژوهش انجام می‌گیرد و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

---

1. Romer (1990)
2. Aghion & howitt (1992)
3. Grossman & Helpman (1994)
4. Cameron (1996, 1998)
5. Fagerberg et al. (2010)
6. Batuo et al. (2010)
7. Schumpeter (1961)
8. Sahabi et al. (2013)
9. Arbabian & Zamani (2023)

۲- ادبیات تحقیق

نزدیک به یک قرن است که از نوآوری به عنوان نیروی محرکه رشد و توسعه اقتصادی یاد می‌شود؛ اما با طرح نظریات رشد درون‌زا در اواسط دهه ۱۹۸۰ توسط رومر (۱۹۸۶) و لوکاس[1] (۱۹۸۸) بود که بر نقش دانش، نوآوری و فناوری در فرایند رشد اقتصادی کشورها تأکید شد (برقندان و همکاران[2]، ۱۳۸۹ و شاه آبادی و همکاران[3]، ۱۳۹۹: ۶۸).

نوآوری که از عوامل مهم تأثیرگذار بر رشد اقتصادی و از پایه‌های اصلی تضمین‌کننده قدرت رقابتی و پیشرفت است و به مرور زمان ساختار جامعه را تغییر می‌دهد، به معنای بهره‌برداری از ایده نوین است. به عبارت دیگر، به فرآیند خلق، توسعه و اجرای یک ایده نوین، نوآوری گفته می‌شود. (آلیگری و چیوا[4]، ۲۰۰۸ و محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵).

ورنون[5] در نظریه‌ی معروف خود «چرخه تولید»، اشاره می‌کند که تولید یک محصول دارای سه مرحله اصلی است، نوزادی، رشد و بلوغ. به طور کلی وی در نظریه خود بیان می‌کند که یک محصول ابتدا در یک کشور با استفاده از دانش فناوری و نوآوری و روش‌های نوآورانه تولید و به کشورهای دیگر معرفی می‌شود. در مرحله بعد این محصول مورد استقبال دیگر کشورها قرار گرفته و با تقلید از کشور تولیدکننده شروع به ایجاد آن محصول می‌کنند. در نهایت تعداد کشورهای تولیدکننده از یک کشور به چند کشور رسیده و از حالت انحصاری خارج می‌شود. بر این اساس، نوآوری و به کارگیری خلاقیت باعث تولید بیشتر محصولات کاربردی و رشد اقتصادی کشورها می‌شود.

ایده اصلی در خصوص رابطه میان نوآوری و رشد اقتصادی این است که نوآوری از طریق افزایش توان تولید افراد، سبب افزایش تولید جامعه شده و منجر به تقویت رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین، اگر زمینه لازم جهت کارکرد این سازوکار ایجاد نشود، نمی‌توان یک رشد پایدار اقتصادی را انتظار داشت (نصیری اقدم و همکاران[6]، ۱۳۹۰: ۱۶۱).

---

1. Lucas (1988)
2. Barghandan et al. (2011)
3. Shahabadi et al. (2020)
4. Allegri & Chiva (2008)
5. Vernon
6. Nasiri Aghdam et al. (2011)

یکی از عواملی که می‌تواند بر ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی اثرگذار باشد، توسعه مالی است. محققان نشان می‌دهند که سیستم مالی می‌تواند رشد اقتصادی را از طریق سرمایه‌گذاری مجدد (بوید و پرسکات[۱]، ۱۹۸۹؛ گرین وود و جوانویک[۲]، ۱۹۹۰؛ کینگ و لوین[۳]، ۱۹۹۳)، کاهش هزینه‌های نظارت بر پروژه‌ها و اداره شرکت‌ها (تاونسند[۴]، ۱۹۷۹، دایموند[۵]، ۱۹۸۴، د لا فوانته و مارین[۶]، ۱۹۹۶، آغیون و همکاران، ۱۹۹۹، گرین‌وود و همکاران، ۲۰۱۰)، تسهیل تجارت، پوشش ریسک و تجمیع ریسک[۷] (بنچیونگا و اسمیت[۸]، ۱۹۹۱، لوین، ۱۹۹۱، اجم‌اوغلو و زیلیباتی[۹]، ۱۹۹۷، آلن و گیل[۱۰]،۱۹۹۷، آغیون و همکاران، ۲۰۱۰)، تسهیل انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی (تاونسند و اودا[۱۱]، ۲۰۰۶) و کاهش هزینه معاملات و در نتیجه ارتقای تخصص‌گرایی (بنچیونگا و همکاران، ۱۹۹۵، گرین‌وود و اسمیت، ۱۹۹۷، گالتویچ[۱۲]، ۱۹۹۶) تقویت کند. در همه این مدل‌ها، سیستم‌ها، بازارها و واسطه‌های مالی می‌توانند با رفع محدودیت‌ها در تخصیص جریان سرمایه به پروژه‌هایی که بیشترین کارایی را دارند، موجب سرعت بخشیدن در رشد اقتصادی شوند (آغیون و همکاران، ۲۰۱۸: ۴).

توسعه مالی ممکن است فعالیت‌های نوآورانه را از طریق کاهش محدودیت‌های اعتباری در تخصیص جریان سرمایه به پروژه‌هایی با بیشترین بهره‌وری و در نتیجه ارتقا، تأمین مالی نوآوری و رشد، تسهیل کند (کینگ و لوین، ۱۹۹۳، بنفراتلو و همکاران[۱۳]، ۲۰۰۸، براون و همکاران[۱۴]، ۲۰۰۹، آمور و همکاران[۱۵]، ۲۰۱۳، گورودنیچنکو و اشنیتزر[۱۶]، ۲۰۱۳، هسو و همکاران[۱۷]، ۲۰۱۴، لوین و

1. Boyd & Prescott (1989)
2. Greenwood and Jovanovic (1990)
3. King & Levine (1993)
4. Townsend (1979)
5. Diamond (1984)
6. De La Fuente & Marín (1996)
7. Pooling of Risk
8. Bencivenga & Smith (1991)
9. Acemoglu & Zilibotti (1997)
10. Allen & Gale (1997)
11. Townsend & Ueda (2006)
12. Galetovic (1996)
13. Benfratello et al. (2008)
14. Brown et al. (2009)
15. Amore et al. (2013)
16. Gorodnichenko and Schnitzer (2013)
17. Hsu et al. (2014)

همکاران، ۲۰۱۷). همچنین، توسعه بخش مالی نگرانی برای فرار مغزها را در بین صنایع گسترش داده است (بوستانی‌فر و همکاران[1]، ۲۰۱۸) از طرف دیگر، گسترش اعتبارات ممکن است در تخصیص منابع (هم سرمایه انسانی و هم سرمایه فیزیکی) به درستی عمل نکند (توبین[2]، ۱۹۸۴، سکتی و خاروبی[3]، ۲۰۱۹ و بوریو و همکاران[4]، ۲۰۱۶ و ژو و همکاران[5]، ۲۰۲۰: ۱-۲).

فیلیپ و همکاران[6] (۲۰۱۸) معتقدند که در نظر گرفتن توسعه مالی ممکن است دو اثر رقیب به همراه داشته باشد. اولاً، نوآورانی که به طور بالقوه خوب هستند با توجه به توسعه بازار مالی، ممکن است برای ورود به بازار با محدودیت مالی کمتری رو به رو شوند که این امر در مجموع به نفع نوآوری و رشد است. دوماً، محدودیت اعتباری کمتر ممکن است باعث آسان‌تر شدن تداوم حضور بنگاه‌های با کارایی کمتر در بازار و مانع ورود نوآوران با کارایی بیشتر به بازار شود که این امر در مجموع ممکن است به نوآوری و رشد آسیب برساند.

از طرفی با گسترش بازار اعتبار، بانک‌ها ممکن است از مشارکت شرکت‌ها در پروژه‌های پر ریسک مانند فعالیت‌های تحقیق و توسعه جلوگیری کنند که باعث می‌شود پروژه‌هایی که بهره‌وری کمتری دارند اما ریسک‌پذیری‌شان نیز کمتر است، به راحتی تأمین مالی شوند. سرمایه‌گذاری نسبتاً کم سرمایه مولد ممکن است اجرا و بازسازی را طولانی کند و سهم نوآوری در بهره‌وری و رشد اقتصادی را کاهش دهد.

همچنین طبق پیش‌بینی نظری، افزایش سطح توسعه مالی باعث کاهش بهره‌وری از طریق فرار مغزها یا تخصیص نادرست سرمایه فیزیکی می‌شود و تأثیر نوآوری بر رشد در کشورهای با سطح بالاتر توسعه مالی کمتر است (ژو و همکاران، ۲۰۲۰: ۵).

در ادامه، مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در این زمینه مرور می‌شوند:

1. Boustanifar et al. (2018)
2. Tobin (1984)
3. Cecchetti & Kharroubi (2019)
4. Borio et al. (2016)
5. Zhu et al. (2020)
6. Philippe et al. (2018)

پرادان و همکاران[1] (۲۰۱۶) رابطه میان توسعه مالی، نوآوری و رشد اقتصادی را با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری پانلی[2] و داده‌های مربوط به ۱۸ کشور منطقه یورو طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۶۱ بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که توسعه مالی و افزایش ظرفیت نوآورانه در منطقه یورو به رشد اقتصادی بلندمدت در این کشورها کمک می‌کند.

پرادان و همکاران (۲۰۱۸) رابطه میان نوآوری، توسعه مالی و رشد اقتصادی را با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی پنل و داده‌های مربوط به ۴۹ کشور اروپایی طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۶۱ بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهند که بین این سه متغیر ارتباط بلندمدت وجود دارد. طبق نتایج در بلندمدت تأثیر توسعه مالی و نوآوری بر رشد اقتصادی مثبت است.

ژو و همکاران (۲۰۲۰) با به کارگیری داده‌های ۵۰ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ نشان می‌دهند که گسترش بخش مالی موجب کاهش فعالیت‌های نوآوری و رشد نوآوری محور می‌شود. طبق نتایج کشورهای با سطح بالاتر توسعه مالی اثر مثبت کمتر یا اثر بی‌معنایی بر نوآوری دارند و اثر نهایی نوآوری بر رشد تابعی کاهنده از توسعه مالی است. نتایج حاصل از روش آستانه‌ای پانل پویا نشان می‌دهد زمانی‌که سهم اعتبارات بخش خصوصی از GDP از سطح آستانه فراتر رود، نوآوری اثر معنی‌داری بر رشد تولید ندارد.

متار و بلازرگ[3] (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۷ کشور اروپایی عضو OECD طی سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۰۱ و با استفاده از آزمون علّیت گرنجر مبتنی بر روش خودرگرسیون برداری پنل به بررسی رابطه علی بین نوآوری، توسعه مالی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از وجود رابطه علّی از رشد اقتصادی به توسعه مالی است و همچنین طبق نتایج، رابطه علّی از توسعه مالی به رشد اقتصادی، از نوآوری به رشد اقتصادی و از توسعه مالی به نوآوری وجود ندارد.

سنترک و همکاران[4] (۲۰۲۲) با به گارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای نمونه‌ای از کشورهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۰ نشان می‌دهند R&D بر رشد اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری دارد در حالی که تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی منفی و از لحاظ

1. Pradhan et al. (2016)
2. Panel Vector Autoregression
3. Mtar & Belazreg (2021)
4. Senturk et al. (2022)

آماری معنی‌دار است. همچنین طبق نتایج رابطه علّی دو طرفه میان R&D و رشد اقتصادی برقرار است در حالی که هیچ‌گونه ارتباط علّی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود ندارد.

نصیری‌اقدم و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از روش داده‌های تابلویی طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۵ به بررسی رابطه بین نوآوری و رشد اقتصادی ۲۰ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که نوآوری اثر مثبت بر رشداقتصادی دارد. همچنین توسعه انسانی بر رشد اقتصادی اثر منفی و درجه باز بودن اقتصاد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درآمد سرانه شاغلین بر رشد اقتصادی اثر مثبت دارند.

التجائی و حسینی[1] (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای در قالب الگوی رشد درون‌زا و با استفاده از دو شاخص گینارت-پارک[2] و شاخص حق ثبت اختراع موثر[3]، طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۰ نشان می‌دهند حق ثبت‌اختراع تاثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی کشورها دارد که این رابطه در کشورهای توسعه‌یافته نسبت به کشورهای درحال‌توسعه قوی‌تر است.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۶) تاثیر کارآفرینی و نوآوری (شاخص حق ثبت اختراع) بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب را طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات تعمیم یافته و رهیافت داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که تأثیر مثبت و معنی‌داری میان این دو متغیر و رشد اقتصادی در کشورهای مورد نظر وجود دارد.

قادری و شهرکی[4] (۱۳۹۶) ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی ایران را با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[5] (ARDL) طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۰ بررسی کرده‌اند. در این پژوهش مجموع هزینه‌های تحقیق و توسعه و تعداد ثبت اختراعات و اکتشافات به عنوان شاخصی برای نوآوری در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد نوآوری اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد دارد. همچنین تاثیر اشتغال، نیروی انسانی، سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز بر رشد مثبت و معنی‌دار است.

---

1. Eltejaei & Hoseini (2017)
2. Ginarte & Park Index
3. Effective Patent Rights Index
4. Ghaderi & Shahraki (2016)
5. Autoregressive Distributed Lag

فشاری و ولی‌بیگی (۱۳۹۶) تاثیر نوآوری بر رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه را با استفاده از داده‌های سری زمانی و روش داده‌های تابلویی نامتوازن طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نوآوری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه دارد.

همان طور که مشاهده می‌شود در مطالعات انجام شده اثر نوآوری (و توسعه مالی) بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین، در مطالعه‌ای دیگر اثر تعاملی نوآوری و توسعه مالی بر رشد اقتصادی برای مجموعه‌ای از کشورها با استفاده از روش رگرسیون پانل آستانه بررسی شده است. در این پژوهش، تأثیر توسعه مالی بر ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی برای منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از یک روش متفاوت بررسی می‌شود.

۳- روش تحقیق

هدف اصلی این مطالعه بررسی نقش توسعه مالی در ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی در ۱۷ کشور درحال‌توسعه از قبیل بنگلادش، برزیل، چین، کلمبیا، مصر، یونان، هند، ایران، جامائیکا، اردن، سری لانکا، مالزی، پاکستان، فیلیپین، رومانی، تونس و آفریقای جنوبی در بازه زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ طبق معادله رگرسیونی زیر است.

$$GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{it-1} + \beta_2 innovation_{it} + \beta_3 FD_{it} * innovation_{it} + \beta_4 FDI + \beta_5 OPEN + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

متغیرهای این مدل عبارت‌اند از: GDP رشد اقتصادی (سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۲۰۱۵ و بر حسب دلار)، innovation نوآوری (تعداد درخواست‌های ثبت اختراع ساکنین کشور به ازای هر ۱۰۰۰ نفر)، FDI سهم خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی، OPEN درجه باز بودن اقتصاد (نسبت حجم تجارت (مجموع صادرات و واردات) به تولید ناخالص داخلی) و FD شاخص چندبعدی توسعه مالی است. همچنین t و i به ترتیب نشان‌دهنده زمان و مکان هستند.

بر اساس تعریف صندوق بین‌المللی پول شاخص توسعه مالی شاخصی است که رتبه‌بندی نسبی کشورها بر اساس عمق، دسترسی و کارایی موسسات مالی و بازارهای مالی آن‌ها را ارائه می‌کند و در حقیقت مجموع شاخص موسسات مالی و شاخص بازارهای مالی است. شاخص موسسات مالی خود مجموع شاخص عمق موسسات مالی (داده‌های مربوط به اعتبار بانکی به بخش

خصوصی در درصد تولید ناخالص داخلی، دارایی صندوق بازنشستگی به تولید ناخالص داخلی، دارایی صندوق سرمایه‌گذاری مشترک به تولید ناخالص داخلی و حق بیمه به تولید ناخالص داخلی)، شاخص دسترسی موسسات مالی (داده‌هایی در مورد شعب بانک و دستگاه‌های خودپرداز به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ بزرگ‌سال) و شاخص کارایی موسسات مالی (داده‌هایی در مورد حاشیه سود خالص بخش بانکی، بازده سپرده‌های وام، درآمد غیر سود به کل درآمد، هزینه‌های سربار به کل دارایی‌ها، بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام) است. شاخص بازار مالی متشکل از شاخص عمق بازار مالی (داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری بازار سهام به تولید ناخالص داخلی، سهام معامله شده به تولید ناخالص داخلی، اوراق بدهی بین‌المللی دولت به تولید ناخالص داخلی و کل اوراق بهادار بدهی شرکت‌های مالی و غیر مالی به تولید ناخالص داخلی)، شاخص دسترسی بازار مالی (داده‌های مربوط به درصد سرمایه بازار در خارج از ۱۰ شرکت بزرگ برتر و تعداد کل صادرکنندگان بدهی شامل شرکت‌های داخلی و خارجی، غیر مالی و مالی، به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ بزرگ‌سال) و شاخص کارایی بازار مالی (داده‌های در مورد نسبت گردش بازار سهام (سهام معامله‌شده به سرمایه)) است.

ارتباط میان FDI و رشد اقتصادی، نخستین بار در مدل‌های رشد نئوکلاسیکی مطرح شد. در این مدل‌ها، پیشرفت فناوری و نیروی کار برون‌زا در نظر گرفته می‌شود و FDI تنها می‌تواند در کوتاه‌مدت و از طریق سرمایه فیزیکی، به رشد اقتصادی کشور میزبان منجر شود؛ اما در بلندمدت، تأثیر بسزایی بر آن ندارد. با وجود این از دهه ۱۹۸۰ به بعد در تئوری‌های رشد درون‌زا، فناوری به عنوان عاملی درون‌زا تلقی می‌شود. در این مدل‌ها تأکید بر کانال‌های دیگری از قبیل R&D، سرمایه انسانی، نرخ ارز، عوامل بیرونی یا اثرات سرریز است که FDI از این طریق باعث رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود (رحمانی و معتمدی[1]، ۱۳۹۷: ۱۱۹-۱۱۸).

باز بودن تجاری می‌تواند منجر به ورود فناوری‌های نوین از کشورهای توسعه‌یافته شود و منافع این کشورها را به دلیل منابع تحقیق و توسعه افزایش دهد. هم‌چنین، دستیابی به بازارهای جهانی و در نتیجه صرفه‌های ناشی از مقیاس در تولید، امکان تخصصی‌شدن و افزایش کارایی در کشورها، از دیگر مزایای باز بودن تجاری است که باعث ایجاد زمینه مناسب برای افزایش رقابت و تولید سریع‌تر کالا و خدمات جدید می‌شود (محمدی و همکاران[2]، ۱۳۹۳: ۱۵۴).

1. Rahmani & Motamedi (2018)
2. Mohammadi et al. (2014)

داده‌های مربوط به شاخص چند بعدی توسعه مالی از صندوق بین‌المللی پول جمع‌آوری شده است. همچنین اطلاعات سایر متغیرهای مورد نظر از سایت بانک جهانی گردآوری شده‌اند. آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مدل در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مدل

متغیرها	GDP	Innovation	FD	FDI	OPEN
میانگین	۵۳۵۹/۰۷۹	۳۰۴۶۰/۱۸	۰/۳۷۸۹۴۵	۲/۶۶۵۷۷۳	۶۴/۴۱۹۹۰
میانه	۴۵۰۸/۶۸۲	۴۲۹/۰۰۰۰	۰/۳۵۲۰۹۹	۱/۹۷۷۹۰۰۲	۵۳/۴۸۶۵۰
بیشینه	۲۴۰۷۲/۹۰	۱۳۹۳۸۱۵.	۰/۶۸۰۱۳۱	۲۳/۵۳۷۲۹	۲۲۰/۴۰۶۸
کمینه	۶۴۶/۰۳۷۸	۴/۰۰۰۰۰۰	۰/۱۰۴۹۷۵	-۰/۲۰۴۵۴۳	۲۲/۱۰۵۹۸
انحراف معیار	۴۴۷۶/۰۶۴	۱۶۲۵۰۱/۷	۰/۱۴۴۲۸۴	۲/۵۳۳۰۰۳	۳۶/۷۵۶۵۷
مشاهدات	۳۴۰	۳۴۰	۳۴۰	۳۴۰	۳۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش

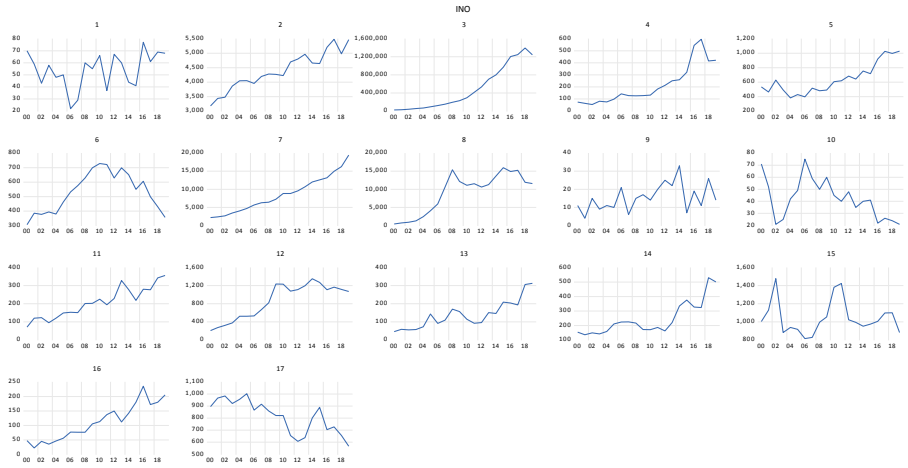
این آماره‌ها به عنوان معیارهایی از گرایش مرکزی (میانگین) و تغییرپذیری (انحراف معیار، کمینه و بیشینه)، ویژگی‌های توزیعی داده‌های هر یک از متغیرها را خلاصه می‌کنند. طبق نتایج در میان کشورهای منتخب، یونان بالاترین سطح توسعه مالی و بیشترین رشد اقتصادی را دارد. در حالی که رومانی و بنگلادش به ترتیب از کمترین سطح توسعه مالی و کمترین رشد اقتصادی برخوردار هستند. همچنین، چین بیشترین و جامائیکا کمترین تعداد درخواست ثبت اختراع را دارند.

نمودارهای مربوط به روند نوآوری طی دوره زمانی ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۹ برای ۱۷ کشور مورد نظر به ترتیب عنوان شده در ابتدای این بخش در نمودار (۱) رسم شده‌اند. تعداد درخواست‌های ثبت اختراع توسط ساکنین یک کشور طی بازه ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۹ برای اکثر کشورها روندی صعودی طی کرده است این در حالی است که روند این متغیر برای کشورهایی مانند بنگلادش، یونان، جامائیکا و اردن هم به صورت افزایشی و هم به صورت کاهشی بوده است و روندی قطعی برای این متغیر مشاهده نمی‌شود.

همان طور که مشاهده می‌شود رشد اقتصادی برای اغلب کشورها روندی صعودی قطعی طی کرده است در حالی که روند این متغیر برای کشورهایی از قبیل یونان، تونس و آفریقای جنوبی برای برخی دوره‌ها افزایشی و برای دوره‌های دیگر کاهشی است.

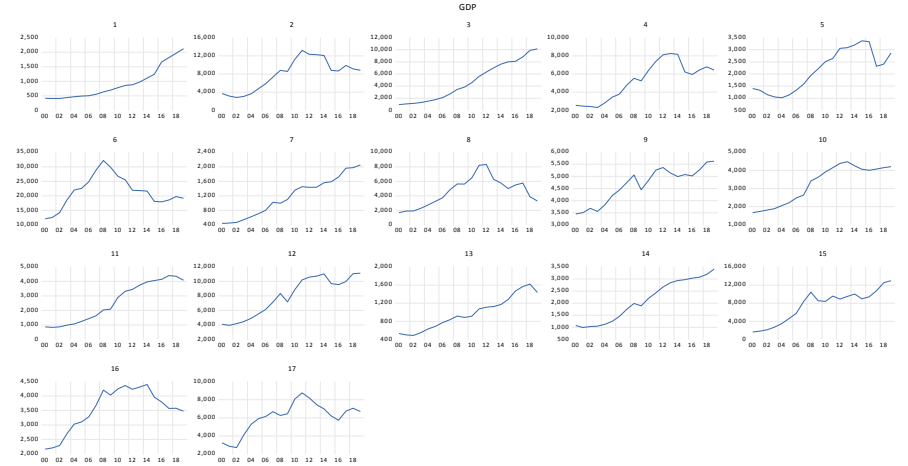
از مقایسه روند تولید ناخالص داخلی سرانه و نوآوری این نتیجه حاصل می‌شود که در برخی کشورها از قبیل تونس و آفریقای جنوبی، با وجود صعودی بودن روند نوآوری، روندی قطعی برای

رشد اقتصادی مشاهده نمی‌شود. از طرفی در برخی کشورها از قبیل بنگلادش، جامائیکا و جردن علیرغم این‌که نوآوری در برخی دوره‌ها افزایشی و در دوره‌های دیگر کاهشی است، رشد اقتصادی روندی قطعی صعودی طی کرده است.



نمودار ۱: تعداد درخواست‌های ثبت اختراع توسط ساکنین یک کشور

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲: روند تولید ناخالص داخلی سرانه

منبع: یافته‌های تحقیق

٤- نتایج و تحلیل یافته‌های پژوهش

ابتدا وضعیت مانایی متغیرها بررسی می‌شود. برای این منظور آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (Levin, Lin & Chu/LLC) با عرض از مبدأ و روند زمانی به کار گرفته شده است. نتایج در جدول (۲) گزارش شده است.

طبق نتایج فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمام متغیرهای مدل رد می‌شود که این امر نمایان‌گر مانایی متغیرهای مدل است. در مدل‌های پانل با ورود وقفه‌های متغیر وابسته به عنوان متغیر مستقل در سمت راست مدل، فرم پویای مدل حاصل می‌شود. در این مدل‌ها، اثرات ثابت خاص هر مقطع با متغیرهای توضیحی که وقفه‌های متغیر وابسته در مدل هستند، همبستگی دارند (آرلانو و باند[1]، ۱۹۹۱؛ آرلانو و باور[2]، ۱۹۹۵؛ بلوندل و باند[3]، ۱۹۹۸). بنابراین شرط اساسی سازگاری که عدم همبستگی میان رگرسورها و اجزاء خطا است، نقض شده و حتی اگر اجزاء خطا همبستگی سریالی نداشته باشند، برآوردهای حاصل از روش OLS اریب و ناسازگار هستند (بالتاجی[4]، ۱۹۹۵). بر این اساس باید اثرات ثابت با تکنیکی مناسب حذف شود. همچنین در این مدل با توجه به آن‌که رگرسورها مقادیر با وقفه متغیرهای وابسته هستند، تورش ناشی از درون‌زایی متغیرهای توضیحی نیز وجود دارد که باید پس از انتخاب ابزار مناسب، با استفاده از تکنیک GMM ضرایب به صورت کارا برآورد شوند.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد پانلی

لوین، لین و چو (LLC)		
Individual Inrercept and Trend		
نام متغیر	آماره	احتمال
GDP	-۱/۷۵۴۰۴	۰/۰۳۹۷
$Innovation$	-۱/۶۶۴۱۰	۰/۰۴۸۰
$Innovation * FD$	-۱/۸۹۱۹۲	۰/۰۲۹۳
FDI	-۲/۵۳۱۶۴	۰/۰۰۵۷
$OPEN$	-۴/۷۳۸۸۷	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Arellano and Bond (1991)
2. Arellano and Bover (1995)
3. Blundell and Bond (1998)
4. Baltagi (1995)

این روش، نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال نداشته و مشکل درون‌زایی متغیرهای توضیحی را با استفاده از متغیرهای ابزاری حل می‌کند. در واقع ابزارها متغیرهای توضیحی با وقفه هستند و اساس آن مبتنی بر این فرض است که جملات اخلال در معادلات با مجموعه متغیرهای ابزاری غیر همبسته هستند.

برای برآورد مدل در شیوه (GMM) پانل دیتای پویا دو روش وجود دارد. ۱)تخمین زننده روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی مرتبه اول که شامل حذف اثرات ویژه فردی مستقل از زمان با گرفتن تفاضل مرتبه اول است و توسط آرلانو- باند (۱۹۹۱) مطرح شد که روش (GMM) تفاضلی مرتبه اول DGMM نامیده می‌شود. ۲) آرلانو-باور (۱۹۹۵) و بلوندل- باند (۱۹۹۸) با ایجاد تغییراتی در روش (GMM) تفاضلی مرتبه اول، روش (GMM) ارتگنال (متعامد) که با OGMM نشان داده می‌شود را ارائه کردند که در روش DGMM از تفاضل و در روش آرلانو-باور از روش اختلاف از تعامد استفاده می‌شود. در روش آرلانو – باند از تمام مجموع وقفه‌های موجود به عنوان متغیر ابزاری استفاده می‌شود. این روش نسبت به روش DGMM دارای مزایایی مانند افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کاراتر و دقیق‌تر است (بالتاجی، ۱۹۹۵).

نتایج برآورد مدل با استفاده از تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته به روش تفاضلی در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: نتیجه حاصل از برآورد مدل

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال (p-value)
GDP(-1)	۰/۷۲۴۰۰۵	۰/۰۱۱۷۹۲	۰/۰۰۰
innovation	۰/۰۱۵۱۷۶	۰/۰۰۰۹۲۹	۰/۰۰۰
FD× innovation	-۰/۰۱۹۸۵۲	۰/۰۰۱۵۴۶	۰/۰۰۰
FDI	۷۸۲/۹۶۲۰	۲۸/۲۲۷۴۷	۰/۰۰۰
Open	۵۹/۱۴۳۶۸	۱/۴۵۲۷۶۴	۰/۰۰۰
آزمون سارگان- (J- STATISTIC)			
۱۱/۶۴۳۲۷ (۰/۴۷۴۷۳۷)			

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج ضریب نوآوری مثبت و معنی‌دار و ضریب حاصل‌ضرب توسعه مالی و نوآوری منفی و معنی‌دار است. بنابراین تاثیر نوآوری بر رشد اقتصادی به سطح توسعه مالی بستگی دارد. حد آستانه توسعه مالی به صورت زیر به دست می‌آید؛

$$\frac{\partial GDP}{\partial Innovation} = 0 \Rightarrow 0.015176 - 0.019852 * \mathrm{FD} = 0 \Rightarrow \mathrm{FD} = 0.76446$$

طبق نتایج سطح آستانه توسعه مالی برابر با ۰/۷۶۴۶۶ است. با توجه به جدول آماره‌های توصیفی میانگین شاخص توسعه مالی برای کشورهای منتخب درحال‌توسعه معادل ۰/۳۷۸۹۴۵ است که به طور قابل توجهی کمتر از حد آستانه‌ای است. بنابراین، طبق نتایج اگر سطح توسعه مالی از این سطح آستانه کمتر باشد با افزایش نوآوری رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و افزایش سطح توسعه مالی این ارتباط مثبت را تضعیف می‌کند.

نوآوری از عوامل تاثیرگذار بر رشد اقتصادی است. در واقع دانش فناوری، نوآوری و روش‌های نوآورانه باعث تولید محصولات و ارائه خدماتی می‌شود که مورد استقبال مردم قرار می‌گیرد و بهره‌وری را افزایش می‌دهد. با بهبود و پیشرفت تکنولوژی و با استفاده از نوآوری و خلاقیت‌های جدید زمینه برای ایجاد کسب و کارهای جدید و سودآور فراهم شده و باعث تولید ثروت می‌شود که در نتیجه منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

توسعه مالی با کاهش محدودیت‌های مالی باعث می‌شود بنگاه‌هایی که در حال حاضر در بازار هستند و کارایی مطلوبی هم ندارند اجازه ورود نوآوران و کارآفرینان با روش‌های خلاقانه که کارایی و بهره‌وری بیشتری دارند را به بازار ندهند و این موضوع باعث آسیب‌زدن به فعالیت‌های نوآورانه و در نتیجه باعث لطمه به رشد و توسعه اقتصادی می‌شود.

ضریب متغیر سهم خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی و همچنین ضریب متغیر درجه باز بودن اقتصاد مثبت و معنی‌دار هستند. طبق نتایج یک واحد تغییر در سهم خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی را به میزان ۷۸۲/۹۶۲۰ واحد افزایش می‌دهد. همچنین، یک واحد تغییر در باز بودن تجاری، رشد اقتصادی را به میزان ۵۹/۱۴۳۶۸ واحد افزایش می‌دهد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با افزایش عرضه سرمایه، انتقال تکنولوژی و ایجاد اشتغال منجر به رشد اقتصادی شود. باز بودن تجاری نیز از یک طرف با ایجاد زمینه مناسب برای ورود فناوری‌های جدید و دست‌یابی به بازارهای جهانی منجر به رشد اقتصادی می‌شود و از طرفی با ایجاد تخصص در تولید کالا و خدمات و در نتیجه کارایی

در بخش صادرات موجب تخصیص منابع از بخش‌هایی با بهره‌وری کم به بهره‌وری زیاد می‌شود که نهایتاً باعث افزایش در محصول و رشد اقتصادی می‌شود.

در ادامه برای تشخیص عدم همبستگی سریالی میان جملات خطای مدل رگرسیون و متغیرهای ابزاری یا به عبارتی برای بررسی معتبر بودن ابزارها از آزمون سارگان استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در پایین جدول (۲) گزارش داده شده است. بر اساس نتایج، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی میان ابزارها و جملات خطا را نمی‌توان رد کرد. بنابراین ابزارهای مورد استفاده از اعتبار لازم برخوردارند.

همچنین، نتایج حاصل از آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و دوم آرلانو و باند در جدول (۴) گزارش شده است:

جدول ٤: نتایج آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و دوم آرلانو و باند

مرتبه	آماره آزمون	سطح احتمال
اول	-۲/۴۱۹۲۹۸	۰/۰۱۵۶
دوم	-۱/۶۹۷۸۵۲	۰/۰۸۹۵

منبع: یافته‌های پژوهش

شرط آزمون آرلانو و باند این است که اگر از متغیر وابسته تفاضل مرتبه اول گرفته شود، بایستی جمله خطا خودهمبستگی مرتبه اول داشته باشد تا امکان استفاده از برآوردگر GMM وجود داشته باشد. با توجه به نتایج همبستگی میان جملات اخلال از مرتبه اول بوده و مشکل خودهمبستگی مرتبه دوم بین جملات اخلال وجود ندارد.

به منظور بررسی صحت نتایج تجربی، حساسیت نتایج نسبت به انتخاب شاخص توسعه مالی ارزیابی می‌شود. بدین منظور معادله رگرسیون (۱) با در نظر گرفتن شاخص تک بعدی توسعه مالی (نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی توسط بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی) با استفاده از تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته برآورد می‌شود. نتایج در جدول (۵) ارائه شده است.

طبق نتایج ضریب نوآوری مثبت و معنی‌دار و ضریب حاصل ضرب توسعه مالی و نوآوری منفی و معنی‌دار است. بنابراین تاثیر نوآوری بر رشد اقتصادی به سطح توسعه مالی بستگی دارد. حد آستانه توسعه مالی به صورت زیر حاصل می‌شود؛

$$\frac{\partial GDP}{\partial Innovation} = 0 \Rightarrow 0.008275 - 4.55E-05 * FD = 0 \Rightarrow FD = 181.8681$$

طبق نتایج سطح آستانه توسعه مالی برابر با ۱۸۱/۸۶۸۱ است. میانگین شاخص تک بعدی توسعه مالی برای کشورهای منتخب درحال‌توسعه معادل ۵۸/۰۱۲۱۷ است که به طور قابل توجهی کمتر از حد آستانه‌ای است. بنابراین، اگر سطح توسعه مالی از این سطح آستانه کمتر باشد با افزایش نوآوری رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و افزایش سطح توسعه مالی این ارتباط مثبت را تضعیف می‌کند.

جدول ۵: نتیجه حاصل از برآورد مدل

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال (p-value)
GDP(-1)	۰/۷۸۱۵۴۴	۰/۰۰۵۶۵۰	۰/۰۰۰
innovation	۰/۰۰۸۲۷۵	۰/۰۰۰۵۶۶	۰/۰۰۰
innovation×FD	۰۵E--۴/۵۵	۰۶E-۳/۶۳	۰/۰۰۰
FDI	۸۱۲/۷۷۳۷	۱۷/۲۴۸۵۷	۰/۰۰۰
Open	-۱۲/۹۹۴۱۲	۰/۷۹۸۷۷۵	۰/۰۰۰
آزمون سارگان- (J- STATISTIC)			
۱۳/۴۵۰۸۳ (۰/۳۳۷۱۴۱)			

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

هدف این پژوهش بررسی نقش توسعه مالی بر ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی برای ۱۷ کشور درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ است. بدین منظور، سرانه تولید ناخالص داخلی حقیقی و تعداد درخواست‌های ثبت اختراع ساکنین یک کشور به ترتیب به عنوان شاخص‌هایی از رشد اقتصادی و نوآوری مورد استفاده قرار گرفته‌اند و شاخص چند بعدی توسعه مالی به کار گرفته شده است. همچنین متغیرهای باز بودن تجاری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل شده‌اند.

نتایج حاصل از به کارگیری تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که سطح توسعه مالی بر ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی تأثیر معنی‌داری دارد. به گونه‌ای که اگر سطح توسعه مالی از حد آستانه کمتر باشد با افزایش نوآوری رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و افزایش توسعه مالی این ارتباط مثبت را تضعیف می‌کند. بنابراین، توسعه مالی اثرات رشدی نوآوری را تضعیف می‌کند. به عبارت دیگر، هر چه سطح توسعه مالی بالاتر باشد، یک واحد افزایش نوآوری موجب افزایش کمتری در رشد اقتصادی می‌شود.

در این پژوهش شاخص نوآوری، تعداد درخواست‌های ثبت اختراع ساکنین در نظر گرفته شده است، پس اولاً برای افزایش این امر بهتر است ثبت درخواست‌ها با سهولت انجام گیرد و دوماً این موضوع که آیا این اختراعات در سطح کشور به مرحله تولید و بهره‌برداری رسیده‌اند یا خیر موضوع مهمی است که باید مورد بررسی قرار گیرد. در این خصوص به سازمان‌های مختلف پیشنهاد می‌شود که زمان و فضای مناسب را برای خلق ایده‌های جدید برای کارکنان در نظر بگیرند، کارکنان را برای بحث کردن در خصوص راه‌های بهبود یک مسئله تشویق کنند و اجازه دهند تا با کارکنان بخش‌های مختلف کسب و کار تعامل داشته باشند. همچنین، بر روی نوآوری سرمایه‌گذاری کرده و کارکنان را آموزش دهند. با توجه به تاثیر معنی‌دار و منفی توسعه مالی بر ارتباط میان نوآوری و رشد اقتصادی، پیشنهاد می‌شود همراه با توسعه مالی در خصوص تخصیص بهینه منابع انسانی و فیزیکی راهکار جدی ارائه شود، بازارهایی که بهره‌وری پایینی دارند شناسایی و از تداوم حضور آن‌ها جلوگیری شود تا زمینه برای ورود نوآوران و کارآفرینان جدید فراهم شود. که این امر با ایجاد اصلاحاتی در قوانین و مقررات و افزایش کیفیت سیستم‌های اداری میسر می‌شود.

طبق نتایج افزایش سهم تجارت خارجی از تولید ناخالص داخلی و افزایش سهم خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود. در این راستا باید استراتژی مناسب برای توسعه تجارت خارجی تدوین شود و اولویت‌ها، تخصیص منابع و تعیین عملیات مشخص برای شتاب‌دهی تجارت تعیین شود و در صادرات محصولات تنوع ایجاد شود تا بهره‌برداری از خریداران و بازارهای بین‌المللی بهینه شود. به علاوه ساده‌سازی قوانین و مقررات مرتبط با تجارت تأثیر مثبت بر این فرآیند می‌گذارد و دولت باید به موازات آن اطلاعات مورد نیاز صادرکنندگان مثل اطلاعات بازارهای خارجی و نیازهای صادرات به این بازارها را جمع‌آوری و منتشر کند.

به علاوه هرچه فضای سرمایه‌گذاری امن‌تر باشد و تضمین‌های لازم برای ورود سرمایه‌گذاران ارائه شود، باعث سهولت در فرآیند جذب جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. همچنین، هرچه هدف‌گذاری در زمینه بازاریابی بهتر و دقیق‌تر باشد و محیط کسب و کار از نظر مهارت‌های منطقه‌ای بهبود بخشیده شود زمینه برای جذب سرمایه‌گذاران خارجی فراهم می‌شود.

References

Abdoli, G. (2007). National Innovative System, Innovation and Catch-up. *Iranian Journal of Economic Research*, **9**(31), 103-126. (In Persian)

Acemoglu, D. & Zilibotti, F. (1997). Was Prometheus unbound by chance? Risk, Diversification, and Growth. *Journal of Political Economy*, **105**(4), 709–751.

Aghion, L., Howitt, P., & Levine, R. (2018). Financial Development and Innovation-Led Growth. In *Handbook of Finance and Development*. Edward Elgar Publishing, 3-30.

Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A Model of Growth through Creative Destruction. Econometrica, *Econometric Society*, **60**(2), 323-351.

Aghion, P., Angeletos, G.M., Banerjee, A. and Manova, K. (2010). Volatility and Growth: Credit Constraints and the Composition of Investment. *Journal of Monetary Economics*, **57**(3), 246–265.

Aghion, P., Caroli, E. and Garcia-Penalosa, C. (1999). Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic Literature*, **37**(4), 1615–1660.

Alegre, J., & Chiva, R. (2008). Assessing the Impact of Organizational Learning Capability on Product Innovation Performance: An Empirical Test. *Technovation*, **28**(6), 315-326.

Allen, F., & Gale, D. (1997). Financial Markets, Intermediaries, and Intertemporal Smoothing. *Journal of Political Economy*, **105**(3), 523-546.

Amore, M. D., Schneider, C., and Zaldokas, A. (2013). Credit Supply and Corporate Innovation. *Journal of Financial Economics*, **109**(3), 835–855.

Arbabian, S. & Zamani, Z. (2023). The Interactive Effect of Financial Development and Human Capital on Entrepreneurship in Selected Countries. *Journal of Development and Capital*, **8**(1), 1-21. (In Persian)

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.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, **68**(1), 29-51.

Baltagi, B.H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: John Wiley & Sons Ltd.

Barghandan, A., Barghandan, K., Sotoudehnia Korrani, S. & Pazand, M. (2011), Effects of Human Capital on Economic Growth in IRAN. *Economic Modelling*, **4**(2), 39-56. (In Persian)

Batuo, M. E., Guidi, F., & Mlambo, K. (2010). Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries. *African Development Bank*, **44**, 1-27.

Bencivenga, V.R. and Smith, B.D. (1991). Financial Intermediation and Endogenous Growth. *Review of Economic Studies*, **58**(2), 195–209.

Bencivenga, V.R., Smith, B. D. and Starr, R.M. (1995). Transactions costs, Technological Choice, and Endogenous Growth. *Journal of Economic Theory*, **67**(1), 153–177.

Benfratello, L., Schiantarelli, F., and Sembenelli, A. (2008). Banks and Innovation: Microeconometric Evidence on Italian Firms. *Journal of Financial Economics*, **90**(2), 197–217.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, **87**(1), 115-143.

Borio, C. E., Kharroubi, E., Upper, C., & Zampolli, F. (2016). Labour Reallocation and Productivity Dynamics: Financial Causes, Real Consequences.

Boustanifar, H., Grant, E., & Reshef, A. (2018). Wages and Human Capital in Finance: International Evidence, 1970–2011. *Review of Finance*, **22**(2), 699-745.

Boyd, J. H., & Prescott, E. C. (1986). Financial Intermediary-Coalitions. *Journal of Economic Theory*, **38**(2), 211-232.

Brown, J. R., Fazzari, S. M., and Petersen, B. C. (2009). Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom. *The Journal of Finance*, **64**(1), 151–185.

Cameron, G. (1996). *Innovation and Economic Growth*. CEP Discussion Papers dp0277, Centre for Economic Performance, LSE.

Cameron, G. (1998). *Innovation and Growth: a Survey of the Empirical Evidence*. Nuffield College, Oxford, OX1 1NF, UK.

Cecchetti, S. G., & Kharroubi, E. (2019). Why Does Credit Growth Crowd Out Real Economic Growth?. *The Manchester School*, **87**, 1-28.

De la Fuente, A., & Marin, J. (1996). Innovation, Bank Monitoring, and Endogenous Financial Development. *Journal of Monetary Economics*, **38**(2), 269-301.

Diamond, D. W. (1984). Financial Intermediation and Delegated Monitoring. *The Review of Economic Studies*, **51**(3), 393-414.

Eltejaei, E. & Hoseini, R. (2017). The Impact of Patent on Economic Growth in Developed and Developing Countries. *Journal of Iranian Economic Issues*, **3**(1), 1-20. (In Persian)

Fagerberg, J., Srholec, M., & Verspagen, B. (2010). Innovation and Economic Development. *Handbooks of the Economic of Innovation* 2, North Holland, 833–872.

Feshari, N. & Valibeigi, M. (2016). The Impact of the Innovation System on the Economic Growth of Developing Countries from the Perspective of Policy Making (Panel Data Approach). *Interdisciplinary Studies on Strategic Knowledge*, **7**(29), 75-94. (In Persian)

Galetovic, A. (1996). Specialization, Intermediation, and Growth. *Journal of Monetary Economics*, **38**(3), 549-559.

Ghaderi, S. & Shahraki, M. (2016). The Impact of Innovation on Iran's Economic Growth. *The World's National Scientific Research Conference in Management, Accounting, Law and Social Sciences*, Shiraz. (In Persian)

Gorodnichenko, Y. and Schnitzer, M. (2013). Financial Constraints and Innovation: Why Poor Countries Dont Catch Up. *Journal of the European Economic Association*, **11**(5), 1115–1152.

Greenwood, J. and Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, **98**(5, Part 1), 1076–1107.

Greenwood, J. and Smith, B.D. (1997). Financial Markets in Development, and the Development of Financial Markets. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **21**(1), 145–181.

Greenwood, J., Sanchez, J. M., & Wang, C. (2010). Financing Development: The Role of Information Costs. *American Economic Review*, **100**(4), 1875-91.

Grossman, G., & Helpman, E. (1994). Endogenous Innovation in the Theory of Growth. *The Journal of Economic Perspectives*, **8**(1), 23-44.

Hsu, P.-H., Tian, X., and Xu, Y. (2014). Financial Development and Innovation: Cross-Country Evidence. *Journal of Financial Economics*, **112**(1), 116–135.

King, R. G. and Levine, R. (1993). Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence. *Journal of Monetary Economics*, **32**(3), 513–542.

Levine, R. (1991). Stock Markets, Growth, and Tax Policy. *Journal of Finance*, **46**(4), 1445–1465.

Levine, R., Lin, C., and Wei, L. (2017). Insider Trading and Innovation. *The Journal of Law and Economics*, **60**(4): 749–800.

Lucas Jr, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, **22**(1), 3-42.

Mohammadi, T., Nazeman, H. & Khodaparast Persarai, Y. (2014). A Dynamic Causality Relation between Financial Development, Trade Openness and Economic Growth: A Comparison between Iran and Norway. *Iranian Energy Economics*, **3**(10), 151-178. (In Persian)

Mohammadzadeh, P., Khangaldizadeh, S. & Kamangar, S. (2020). The Impact of Innovation and Entrepreneurship on Economic Growth: An Intercountry Study. *Iranian Journal of Economic Research*, **25**(82), 121-141. (In Persian)

Mtar, K., & Belazreg, W. (2021). Causal Nexus between Innovation, Financial Development, and Economic Growth: The Case of OECD Countries. *Journal of the Knowledge Economy*, **12**(1), 310-341.

Nasiri Aghdam, A., Dehghan Tarzjani, A., Rezaee, A. & Beik Mohammadlou, H. (2011). The Effect of Innovation on Economic Growth: (A Case Study in Islamic Countries). *Educational Administration Research*, **3**(1), 159-182. (In Persian)

Philippe, A., Peter, H., and Ross, L. (2018). Financial Development and Innovation-Led Growth. *Handbook of Finance and Development*, Handbook chapte, 3–30.

Pradhan, R. P., Arvin, M. B., & Bahmani, S. (2018). Are Innovation and Financial Development Causative Factors in Economic Growth? Evidence from a Panel Granger Causality Test. *Technological Forecasting and Social Change*, **132**, 130-142.

Pradhan, R. P., Arvin, M. B., Hall, J. H., & Nair, M. (2016). Innovation, Financial Development and Economic Growth in Eurozone Countries. *Applied Economics Letters*, **23**(16): 1141-1144.

Rahmani, T., & Motamedi, S. (2018). The Impact of Foreign Direct Investment on Capital Formation, Productivity and Economic Growth in Developing Countries. *Economic Growth and Development Research*, **30**(8): 117-132. (In Persian)

Ramezanian Bajgiran, N., Salimifar, M., Naji Meydani, A. A. & Salimifar, M. (2017). A Survey on the Possible Causality Relationship and the Impacts of Innovation on Economic Growth in Selected MENA Countries. *Journal of Monetary and Financial Economics*, **24**(14): 22-39. (In Persian)

Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, **94**(5): 1002-1037.

Romer, P.M. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, **98**(5): 71–102.

Sahabi, B., Etesami, M. & Aminpour, K. (2013). Effect of Good Governance and Government Size on Financial Development in Selected Countries. *Economic Growth and Development Research*, **3**(12), 105-118. (In Persian)

Schumpeter, J. A. (1947). Theoretical Problems of Economic Growth. *The Journal of Economic History*, **7**(S1), 1-9.

Senturk, I., Sulehri, F. A., & Ali, S. M. (2022). Financial Development and Innovation Led-Growth: A Case of Selected Developing Countries. *Journal of Policy Research*, **8**(3), 81-97.

Shahabadi, A., Moradi, A., & Moumivand, G. (2020). The Crossover Effect of Financial Development and Good Governance on Innovation in Selected Countries of at the Efficiency-Driven Stage. *Innovation Management*, **9**(4): 67-88. (In Persian)

Tobin, J. (1984). On the Efficiency of the Financial-System. *Lloyds Bank Annual Review*, (153): 1-15.

Townsend, R. M. (1979). Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification. *Journal of Economic Theory*, **21**(2), 265-293.

Townsend, R. M., & Ueda, K. (2006). Financial Deepening, Inequality, and Growth: A Model-Based Quantitative Evaluation. *The Review of Economic Studies*, **73**(1), 251-293.

Zhu, X., Asimakopoulos, S., & Kim, J. (2020). Financial Development and Innovation-Led Growth: Is Too Much Finance Better?. *Journal of International Money and Finance*, **100**: 102083.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 117-144

Investigating the effect of oil revenues on tax revenues realization under conditions of tax rent-seeking: DSGE Approach

Somayeh Ahmadi[1], Mohammad Khezri*[2], Fateme Zandi[3], Bijan Safavi[4]

Received: 06-01-2024 Accepted: 12-03-2024

Extended Abstract

Purpose: The oil revenue is considered a key variable in economic policies, which has always been in the focus of politicians and economists as a key variable in developing economies. Oil revenue fluctuations are one of the limitations of economic growth and cause the withdrawal of resources from the economic cycle. Their allocation to activities with low productivity and efficiency reduces economic growth. In countries with an environment of low institutional quality, oil revenue fluctuations can encourage rent-seeking activities. This is especially true in less developed countries with a large public sector, inadequate management, and complex and inefficient tax systems. In Iran, due to the relatively large and inefficient public sector, low institutional levels, and rich natural resources, rent-seeking is rather prevalent. According to this discussion, the purpose of this study is to investigate the effect of oil revenues on tax revenues under conditions of tax rent-seeking. To this end, the dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE) is used to examine the period of 1991-2020. Rent seeking is the competition of individuals and the government for financial privileges. This competition is for subsidies, higher income transfers, and lower taxes. Therefore, the available resources are allocated to rent-seeking instead of productive activities. Among economic variables, oil revenues are a key indicator affecting macroeconomic performance. Until now, there has been no study on the effects of oil revenues on tax revenues under conditions of tax rent-seeking, as one of the country's economic challenges. The aim of the present study is to investigate this issue.

Methodology: The purpose of this research is to model Iran's economy under

[1]. Ph.D. Student in Economics, Department of Economics and Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: Ahmadi_ui86@yahoo.com
[2]. Assistant Professor, Department of Economics and Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: khezri380@gmail.com
[3]. Assistant Professor, Department of Economics and Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: f_zandi@azad.ac.ir
[4]. Assistant Professor, Department of Economics and Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: b_safavi@azad.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 117-144

conditions of rent-seeking and increased oil revenues. In order to evaluate the effects of oil revenues on tax revenues, the general stochastic dynamic model was applied. The overall structure of the model designed in current research includes five main sectors: households, firms, oil, government, and the central bank. It resulted in 22 equations with 22 unknown variables. The employed data are the seasonal data of Iran's economy for the period of 1991-2020 provided by the time series bank information of Iranian's Central Bank and the Iranian Statistical Centre. After linearizing the model equations, the coefficients of the model were calculated using the quantification method. Then, the designed model was run in the Dynare software, and the instantaneous feedback results related to the shock of oil revenues were obtained.

Findings and discussion: The results indicate that an increase in the oil revenues initially leads to an increase in prices, imports and government's tax revenues, but, later on, due to the increase in the price and the decrease in purchasing power, the motivation of people for tax rent-seeking increases, and part of the tax revenues are not realized. This is consistent with both the theoretical foundations of the economy and the observed evidence in the country. However, the realization of oil revenues reduces the motivation of the government to create a precise tax system, and the government makes less effort to establish optimal tax systems and realize tax revenues, which leads to an increase in the motivation to tax revenues rent-seeking. In other words, tax evasion rises. Therefore, the motivation of households to reduce working hours and rent-seeking from the government's tax revenues increases. A part of the tax revenues, enters the household budget rather than the government budget, and the force labour devotes part of its productive working hours to non-productive work (rent-seeking).

Conclusions and policy implications: Furthermore, an increase in the oil revenues leads to decreased government's tax revenues under conditions of tax rent-seeking. Consequently, households are motivated to reduce the working hours, and rent-seeking from tax revenues increases. In Iran's economy, the tax system has been reformed over the past years, but, due to structural problems that are rooted in economic, cultural and political factors, the tax system is not efficient. A part of the tax revenues is included in the household budget instead of the government budget. Since, the reduction of rent-seeking leads to the increase of productive activities, it is suggested that economic policy makers formulate tax systems so as to limit the space for earning rent in the country. Through increasing productive activities, reducing transaction costs, improving productivity, increasing investment, and ensuring greater transparency and stability of monetary and financial policies, the government can play an important role in the institutional quality of the society and thus reduce the tendency of people for rent-seeking.

Keywords: Oil revenues, Tax revenues, Rent seeking, Iran's economy

JEL Classification: H27, H71, D50, D72.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۱۱۷-۱۴۴

بررسی تأثیر درآمدهای نفتی بر تحقق درآمدهای مالیاتی در شرایط رانت‌جویی مالیاتی: رویکرد DSGE*

سمیه احمدی[۱]، محمد خضری*[۲]، فاطمه زندی[۳]، بیژن صفوی[۴]

دریافت: ۱۶-۱۰-۱۴۰۲ پذیرش: ۲۲-۱۲-۱۴۰۲

چکیده

مالیات ا صلی‌ترین و پایدارترین منبع مالی دولت ا ست که نقش مهمی در افزایش درآمد دولت دارد. تحقق درآمدهای مالیاتی به ساختار اقتصادی کشورها بستگی دارد. بالا بودن سهم درآمدهای نفتی نسبت به درآمدهای مالیاتی در بودجه دولت موجب شده تا ساختارهای مالیاتی کشور به خوبی شکل نگرفته و افراد تمایل چندانی برای پرداخت مالیات نداشته باشند. هدف مطالعه حاضر بررسی اثر درآمدهای نفتی بر تحقق درآمدهای مالیاتی در شرایط رانت‌جویی مالیاتی با به کارگیری الگوی تعادل عمومی پویایی تصادفی (DSGE) طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ است. نتایج بیانگر آن است که افزایش درآمدهای نفتی در ابتدا منجر به افزایش سطح قیمت‌ها و واردات و در نتیجه درآمدهای مالیاتی دولت می شود ولی در ادامه با توجه به افزایش سطح قیمت‌ها و کاهش قدرت خرید، انگیزه افراد برای رانت‌جویی مالیاتی (گزارش کمتر درآمد و سود، فعالیت‌های خارج از سیستم رسمی مالیاتی و تعویق پرداخت) افزایش یافته و بخشی از درآمدهای مالیاتی تحقق نمی‌یابد. از آن جایی که کاهش درآمدهای مالیاتی منجر به کاهش منابع عمومی بودجه دولت و کسری بودجه می شود، بنابراین پیشنهاد می شود سیاست‌های اقتصادی کشور در راستای محدود سازی فضای رانت‌جویی اجرا شوند.

واژگان کلیدی: درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی، رانت‌جویی، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: H27, H71, D50, D72

---

* مقاله مستخرج از رساله دکتری سمیه احمدی به راهنمایی دکتر محمد خضری و مشاوره دکتر فاطمه زندی و دکتر بیژن صفوی در دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب است.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران Ahmadi_ui86@yahoo.com

۲. نویسنده مسئول. استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران khezri380@gmail.com

۳. استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران f_zandi@azad.ac.ir

۴. استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران b_safavi@azad.ac.ir

۱- مقدمه

ترکیب و ساختار درآمدهای دولت از مباحث مهم در ادبیات اقتصاد بخش عمومی است که درآمدهای مالیاتی و درآمدهای حاصل از منابع طبیعی مهم‌ترین آن‌ها هستند. در طی دهه‌های اخیر، درآمدهای نفتی بخش مهمی از بودجه‌ی کشور را جهت تأمین مالی برنامه‌های توسعه کشور تشکیل داده است. اتکای جوامع نفت خیز به درآمدهای حاصل از فروش نفت، به همراه نوسانات شدید قیمت آن تأثیرات نامطلوب و زیان‌بار اقتصادی بسیاری به همراه داشته است. از مهم‌ترین پیامدهای منفی افزایش سهم درآمدهای نفتی در منابع دولت می‌توان به بی‌ثباتی قیمت نفت، تجدیدناپذیری و ناپایدار بودن این درآمدها، سرایت آن به بودجه و تبعات اقتصادی، سیاسی و اجتماعی ناشی از اتکای بیش از حد به این درآمدها اشاره کرد.

وجود نوسانات درآمدهای نفتی، کشور را ملزم به دستیابی به منابع درآمدی جایگزین داخلی کرده است. یکی از متداول‌ترین و قابل اتکاترین راه‌های تأمین مخارج دولت در هر نظام اقتصادی، درآمدهای مالیاتی است که تأثیر مستقیمی بر رشد و توسعه اقتصادی کشور دارد. هر چه سهم مالیات در تأمین مخارج دولت بیشتر باشد آثار نامطلوب اقتصادی کاهش می‌یابد. مالیات‌ها در نظام اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته، یکی از ابزارهای تأمین‌کننده مصارف بودجه دولت هستند که در اجرای سیاست‌ها و راهبردهای اقتصادی تعیین شده نقش به سزایی دارند.

تأمین مالی مخارج دولت از طریق درآمدهای مالیاتی از جمله موضوعات مهمی است که در سال‌های اخیر در کشورهای درحال‌توسعه و به خصوص ایران مورد تأکید قرارگرفته است. در اقتصاد ایران اگرچه نظام مالیاتی ایران در طی سال‌های گذشته اصلاحاتی داشته ولی به دلیل مشکلات ساختاری که ریشه در عوامل اقتصادی، سیاسی و فرهنگی دارد، اثربخشی و اهمیت مالیات‌ها در نظام اقتصادی و در بودجه‌های سالانه چندان مورد توجه قرار نگرفته است. بر اساس داده‌های دو دهه اخیر بانک مرکزی در گزارشات نماگرهای اقتصادی، مقایسه درآمدهای مالیاتی با سایر منابع درآمدی نشان می‌دهد که نظام مالیاتی کارایی چندانی در تأمین درآمدهای دولت نداشته است. شاخص نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که میزان تحقق درآمدهای مالیاتی در سطح مطلوب قرار نداشته است. به گونه‌ای که در طی چهار دهه اخیر، متوسط سهم درآمدهای مالیاتی از کل درآمدهای دولت حدود ۳۱٪ و متوسط سهم درآمدهای نفتی از کل درآمدهای دولت حدود ۵۵٪ بوده است. در واقع پایین بودن نسبت مالیات به تولید

ناخالص داخلی، بیانگر ساختار نفتی اقتصاد ایران و نظام مالیاتی غیر کارآمد است.

در کشورهای درحال‌توسعه، ساختارهای نامناسب مالیاتی و افزایش تمایل افراد به رانت‌جویی مالیاتی موجب شده تا دولت‌ها امکان استفاده از ظرفیت بالقوه مالیاتی خود برای تأمین مالی را نداشته باشند. از آن‌جا که ساختار مالیاتی وابستگی نسبتاً بالایی به ساختار حکمرانی کشور دارد، بروز هرگونه بی‌اعتمادی به دولت منجر به کاهش بهره‌وری نظام مالیاتی و بروز مشکلاتی در وصول درآمدهای مالیاتی می شود (گوپتا[1]، ۲۰۰۷: ۲۵). در ایران نیز با توجه به بخش عمومی نسبتاً بزرگ و ناکارآمد، سطوح پایین نهادی (طبق شاخص ادراک فساد سازمان شفافیت بین‌الملل) و دارا بودن منابع طبیعی فراوان، رانت‌جویی مالیاتی زمینه بروز بیشتری داشته و دولت برای تحقق درآمدهای مالیاتی خود با چالش مواجه است.

با افزایش درآمدهای نفتی، تقاضا برای نهاده‌ها و محصولات داخلی و وارداتی افزایش یافته و منجر به افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. این موضوع در ابتدا منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود، به عبارتی درآمدهای مالیاتی کشور با شوک مثبت درآمدهای نفتی ابتدا افزایش می‌یابد. ولی در ادامه در شرایط تورمی با افزایش سطح قیمت‌ها و هزینه‌های تولید، قدرت خرید مردم کاهش یافته و تمایل افراد جهت پرداخت مالیات کاهش و انگیزه رانت‌جویی افزایش می‌یابد. در زمان رانت‌جویی مالیاتی افراد از طریق گزارش کمتر درآمد و سود، فعالیت‌های خارج از سیستم رسمی مالیاتی و تعویق پرداخت سعی در کاهش مالیات پرداختی خود دارند.

با توجه به اهمیت نفت در اقتصاد کشورهای صادرکننده، مطالعات زیادی در زمینه‌ی بررسی اثرات قیمت و درآمدهای نفتی بر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان از جمله تولید ناخالص داخلی، اشتغال، سرمایه‌گذاری و عرضه پول در کشورهای واردکننده‌ی نفت انجام شده است. با توجه به اهمیت درآمدهای مالیاتی در بین متغیرهای اقتصادی، این شاخص همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. با توجه به آن‌که تا کنون مطالعه‌ای به بررسی درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی با در نظر گرفتن شرایط رانت‌جویی نپرداخته است، مطالعه حاضر اثر درآمدهای نفتی بر تحقق درآمدهای مالیاتی را در شرایط رانت‌جویی مالیاتی با استفاده از مدل DSGE و طی سنوات ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۹ بررسی کرده است. در ادامه مروری بر ادبیات مرتبط با موضوع تحقیق انجام شده و در بخش سوم تبیین الگو و مدل‌سازی بیان شده است. بخش چهارم به برآورد مدل و تجزیه و

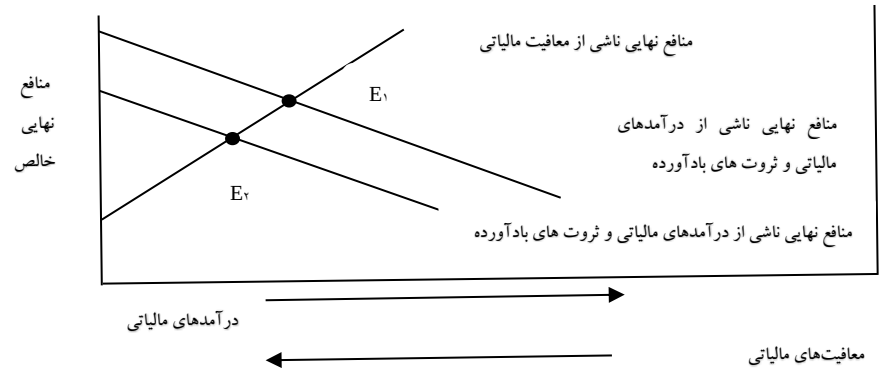
[1] .Gupta (2007)

تحلیل نتایج، و بخش پنجم به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- مروری بر ادبیات

اتکای بیش از حد دولت به درآمدهای نفتی، بالا بودن سهم منابع حاصل از فروش نفت و پایین بودن سهم وصولی‌های مالیاتی در ترکیب منابع بودجه عمومی دولت در طی سال‌های اخیر، علاوه بر آنکه پیامدهایی همچون وابستگی درآمد کشور به صدور یک کالا را در بردارد، باعث کم توجهی به مالیات و عدم اخذ آن به صورت بهینه و کاهش بار مالیاتی می‌شود (گرایی نژاد و چپردار، ۱۳۹۱: ۸۴). اگرچه بر اساس تئوری توسعه اقتصادی، همواره این تصور وجود دارد که درآمدهای حاصل از منابع طبیعی یک کشور با ایجاد ثروت پیشرفت اقتصادی و کاهش فقر را به دنبال خواهد داشت، لیکن این موضوع توسط ادبیات نفرین منابع نقد شده است. در ادبیات اقتصادی نفرین منابع بیان‌گر اثر مخربی است که از محل افزایش قیمت نفت و سایر منابع طبیعی بر متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی کشورهای صادرکننده نفت اعمال می‌شود. یکی از مباحث اصلی نفرین منابع این است که درآمد حاصل از منابع، منجر به تضعیف درآمدهای مالیاتی به عنوان بنیاد مالی دولت می‌شود. به عبارت دیگر، درآمد ناشی از منابع طبیعی، بر انگیزه کشورها در تحقق دیگر منابع درآمدی تأثیر منفی دارد (مور[1]، ۲۰۰۷). در نمودار (۱) چارچوبی برای نشان دادن آثار رانت ناشی از ثروت‌های ملی بر سیستم مالیاتی نشان داده شده است. محور افقی نمودار از چپ به راست درآمدهای مالیاتی و از راست به چپ معافیت‌های مالیاتی، را نشان می‌دهد و خالص منافع حاصل از معافیت‌ها و درآمدهای مالیاتی روی محور عمودی نشان داده شده است (ناک[2]، ۲۰۰۹: ۳۶۰).

[1]. Moore (2007)
[2]. Knack (2009)



نمودار ۱: آثار رانت ناشی از ثروت ملی بر سیستم مالیاتی

منبع: ناک، ۲۰۰۹

نقطه E_1 ترکیب تعادلی معافیت‌ها و درآمدهای مالیاتی را نشان می‌دهد. با احتساب درآمدهای ناشی از منابع طبیعی منحنی منافع نهایی درآمدهای مالیاتی به سمت چپ انتقال می‌یابد که نقطه تعادلی جدید E_2 خواهد بود. این نقطه سطح پایین درآمدهای مالیاتی و کیفیت پایین سیستم مالیاتی را نشان می‌دهد. ساختار اقتصادی ایران به‌گونه‌ای است که بخشی از مخارج دولت از طریق مالیات‌ها و بخشی دیگر از طریق درآمدهای نفتی تأمین مالی می‌شود. با افزایش درآمدهای نفتی، توجه و تمرکز در کسب درآمدهای مالیاتی توسط دولت کاهش می‌یابد. اتکای بیش از حد بودجه دولت به درآمدهای نفتی و سهم بالای آن در بودجه باعث توجه کمتر به مالیات و اخذ آن به صورت بهینه و در نتیجه کاهش بار مالیاتی می‌شود. بنابراین درآمدهای حاصل از منابع طبیعی مانند نفت منجر به ناکارآمدی ساختار نظام مالیاتی و عدم تحقق موثر درآمدهای مالیاتی خواهد شد.

۲-۱- پیشینه تحقیق

اگرچه مطالعه‌ای به بررسی تأثیر درآمدهای نفتی بر تحقق درآمدهای مالیاتی، در شرایط رانت‌جویی مالیاتی نپرداخته است ولی در رابطه با بررسی ارتباط درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی مطالعات مختلف داخلی و خارجی وجود دارد که در ادامه مرور کوتاهی برآن‌ها می‌شود.

اعظمی و همکاران[1] (۱۴۰۱) به بررسی اثرات نامتقارن میان متغیرها با استفاده از رویکرد رگرسیون کونتایل پرداختند. در این مطالعه ابتدا حجم اقتصاد زیرزمینی ایران را به عنوان متغیری تاثیرگذار بر درآمدهای مالیاتی با روش MIMIC برآورد کردند. نتایج حاصل از برآورد در این پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد سرانه، ارزش افزوده‌ی بخش خدمات، صنعت و مخارج دولت اثر مثبت، و درآمدهای نفتی، نرخ ارز، اقتصاد زیرزمینی و تورم اثر منفی بر درآمد مالیاتی دارند.

منصوری و همکاران[2] (۱۴۰۰) در مطالعه خود به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر اجزای درآمد مالیاتی ایران با بکارگیری مدل تحلیل عاملی اکتشافی و مدل غیر خطی NARDL طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۹۶ پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که در بلندمدت درآمدهای نفتی و تحریم از میان شاخص‌های اقتصادی تاثیر مثبتی بر درآمد مالیاتی دارد.

توتونچی و همکاران[3] (۱۳۹۹) در همین زمینه بیان می‌دارند که در اقتصاد ایران درجه باز بودن اقتصاد، رشد بودجه عمرانی، تورم، متوسط نرخ مالیاتی و رشد درآمدهای حقیقی به ترتیب مهم‌ترین متغیرهای موثر بر رشد مالیات‌های مستقیم، و متغیرهای رشد درآمدهای حقیقی، رشد بودجه عمرانی، تورم، حجم اقتصاد زیرزمینی، نرخ ارز بازار غیر رسمی و نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی به ترتیب مهم‌ترین متغیرهای موثر بر رشد درآمدهای مالیاتی غیر مستقیم هستند.

صمدی[4] (۱۳۹۹) مطالعه خود را با عنوان نقش تعدیل‌کننده درآمدهای نفتی بر رابطه درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی با استفاده از روش حداقل مربعات جزئی در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۸ انجام داده است. نتایج بیانگر آن است که با ورود متغیر درآمدهای نفتی به مدل اثرات انواع مالیات بر رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

رنجبر و همکاران[5] (۱۳۹۶) در مطالعه خود با استفاده از یک سیستم معادلات همزمان و به روش VAR رابطه بین سهم درآمدهای مالیاتی و سایر درآمدهای دولت را بررسی کرده‌اند. نتایج

---

1. Azami et al.
2. Mansouri et al.
3. Totonchi et al.
4. Samadi
5. Ranjbar et al.

بیان‌گر امکان جایگزینی درآمدهای مالیاتی با درآمدهای نفتی، بدون تأثیر نامطلوب بر شرایط بلندمدت متغیرهای مورد بررسی است.

نظری[1] (۱۳۹۵) به بررسی اثر درآمد نفتی بر درآمد مالیاتی کشورهای صادرکننده نفت طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۸ پرداخته است. نتایج بیانگر آن است که درآمد نفتی تاثیر منفی و معنی‌داری بر درآمدهای مالیاتی داشته است.

زراء نژاد و حسین‌پور[2] (۱۳۹۳) در مطالعه خود به بررسی و اندازه‌گیری تأثیر درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی در ایران طی دوره ۱۳۸۶- ۱۳۴۴ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده از مدل و آزمون فرضیه، افزایش درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد و در پایان لزوم اصلاح ساختار مالیاتی عنوان شده است.

هامیان و همکاران[3] (۱۳۹۲) با استفاده از یک سیستم معادلات همزمان به بررسی اثر درآمدهای مالیاتی در بودجه دولت و طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۷ پرداختند. نتایج بیان‌گر آن است که جایگزینی درآمدهای مالیاتی با درآمدهای نفتی در منابع دولت، می‌تواند وابستگی بیش از حد اقتصاد ایران را به درآمد نفتی کاهش دهد. همچنین در بلندمدت درآمدهای مالیاتی بیشترین تأثیر را در کاهش بودجه دولت می‌گذارند.

صاحب هنر و ندری[4] (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی درآمدهای حاصل از فروش نفت در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۲ و با استفاده از روش BVAR پرداخته‌اند. بر اساس نتایج، افزایش درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد تأثیرگذار بوده و منجر به افزایش نابرابری شده است و از طرفی منجر به کمرنگ شدن پاسخگویی دولت می‌شود.

گرایی‌نژاد و چپردار[5] (۱۳۹۱) به بررسی عوامل موثر بر درآمدهای مالیاتی با روش OLS طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۷ در کشور پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که افزایش درآمدهای نفتی و سهم بخش کشاورزی، اثر منفی بر نسبت وصول درآمدهای نفتی بر تولید ناخالص داخلی دارد.

---

1. Nazari
2. Zaranejad & Hosseinpour
3. Hameyan et al.
4. Saheb Honar& Nedri
5. GeraeeNejad & Chapardar

دادگر[1] (۱۳۹۰) در مطالعه خود تأثیر درآمدهای نفتی بر روی درآمدهای مالیاتی در ایران بررسی کرده است. او در مطالعه خود یک الگوی اقتصادی با متغیرهای تولید ناخالص داخلی بدون نفت، درآمدهای مالیاتی و درآمدهای نفتی ارائه کرده و با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری روابط بین متغیرها را مورد بررسی قرار داده است. نتایج بیان‌گر تأثیر مثبت و معنی‌دار درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی بر درآمدهای مالیاتی است.

خداویردی[2] (۱۳۹۰) در پژوهش خود به برآورد تابع درآمدهای مالیاتی ایران پرداخته که بر اساس نتایج، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و ارزش افزوده بخش نفت بر درآمدهای مالیاتی تأثیر مثبت داشته ولی تورم اثر معنی‌داری بر درآمدهای مالیاتی ندارد.

عبدالواحد[3] (۲۰۲۰) بیان می‌دارد که افزایش درآمدهای نفتی به درآمد مالیاتی بالاتر منجر شده و این موضوع تنها در کشورهای درحال‌توسعه مشاهده می‌شود. وی با آزمون این فرضیه که افزایش درآمد منابع با کاهش درآمد مالیات از راه بهره‌برداری از یک تغییر برون‌زای ناشی از اکتشافات نفت و گاز جبران می‌شود، اظهار می‌کند که هیچ‌گونه شواهدی در حمایت از فرضیه جایگزینی بین درآمدهای منابع و غیر منابع وجود ندارد.

ایشاک و فرزانگان[4] (۲۰۲۰) با استفاده از نمونه‌ای از ۱۲۴ کشور طی دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۵ و مبتنی بر روش داده‌های تابلویی دریافتند که اقتصاد زیرزمینی نقش تعدیل‌کننده‌ای در اثر نهایی شوک‌های منفی رانت نفت بر درآمدهای مالیاتی دارد. نتیجه این پژوهش بیان می‌دارد که کاهش در رانت نفت تاثیر مثبت و قابل توجهی بر درآمدهای مالیاتی در کشورها نخواهد گذاشت.

بورن هورست و همکاران[5] (۲۰۰۹) با بیان اینکه تاکنون هیچ شاهد تجربی بر وجود رابطه درآمدهای ناشی از منابع و درآمدهای مالیاتی وجود ندارد، به بررسی این ارتباط پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ۳۰ کشور، وجود رابطه جانشینی میان درآمدهای ناشی از هیدروکربن‌ها و دیگر درآمدهای دولت‌های تحصیل‌دار را نشان داده‌اند. بر اساس نتایج این تحقیق کشورهایی که از استخراج منابع طبیعی درآمد زیادی به دست می‌آورند، به طور قابل توجهی از تلاش خود برای اخذ

---

1. Dadger
2. Khodavirdi
3. Abdelwahed
4. Ishak & Farzanegan
5. Bornhorst et al.

مالیات می‌کاهند. درآمد ناشی از منابع طبیعی یکی از عوامل تعیین‌کننده نسبت درآمد مالیاتی به تولید ناخالص داخلی است.

ریز لویا و بلنکو[1] (۲۰۰۸) برای اندازه‌گیری اهمیت درآمدهای نفتی در کل درآمدهای دولت مکزیک، تاثیر درآمدهای نفتی بر دیگر درآمدها را برآورد کرده‌اند. بر اساس نتایج این تحقیق، میان درآمدهای نفتی و سایر درآمدهای دولت مکزیک یک رابطه جانشینی وجود دارد، به طوری که افزایش درآمدهای نفتی موجب کاهش درآمدهای مالیاتی می‌شود.

گوپتا[2] (۲۰۰۷) در پژوهش خود برای صندوق بین‌المللی پول به بررسی عوامل تعیین‌کننده‌ی درآمدهای مالیاتی پرداخته است. نمونه این پژوهش شامل ۱۰۵ کشور و در یک بازه زمانی ۲۵ ساله است. نتایج حاکی از تأثیر معنی‌دار تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم بخش کشاورزی، کمک‌های خارجی، آزادی تجاری ثبات سیاسی و فساد بر روی درآمدهای مالیاتی است. بررسی عملکرد مالیاتی کشورهای مختلف نسبت به سطوح بالقوه نشان داد که ایران از تمام ظرفیت مالیاتی خود استفاده نمی‌کند.

تیجرینا و پاگان[3] (۲۰۰۳) روابط متقابل درآمدهای مالیاتی، درآمدهای نفتی و مخارج دولت را در کشور مکزیک بررسی کرده‌اند که بر اساس مطالعه آن‌ها، کاهش درآمد نفتی در اقتصادهای وابسته به نفت می‌تواند سبب عدم تعادل و فشار مالی شود. همچنین یک رابطه جانشینی بین درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیات وجود دارد.

تانزی[4] (۲۰۰۰) در مطالعه خود با تمرکز بر شاخص فساد، توابع درآمدهای مالیاتی و درآمدهای غیر مالیاتی را در ۹۰ کشور برآورد کرده است. متغیرهای اصلی در این پژوهش درآمد سرانه، سهم بخش کشاورزی و تجارت در GDP و شاخص فساد است. بر اساس نتایج این تحقیق، فساد تأثیر منفی و معنی‌داری بر درآمدهای مالیاتی دولت دارد اما بر درآمدهای غیر مالیاتی بی تأثیر است.

---

1. Reyes-Loya & Blanco
2. Gupta
3. Tijerina & Pagán
4. Tanzi

۳- طراحی الگوی مدل

در این مطالعه به منظور ارزیابی اثر درآمدهای نفتی بر رانت‌جویی از درآمدهای مالیاتی از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پیروی می‌شود. ساختار کلی مدل طراحی شده شامل پنج بخش اصلی خانوار، بنگاه، نفت، دولت و بانک مرکزی است که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار و بنگاه یکسان تشکیل شده است که خانوارها مالک سرمایه و نیروی کار هستند و به بنگاه‌ها اجاره می‌دهند.

مدل مطالعه حاضر بر اساس خصوصیات اقتصادی یک کشور صادرکننده نفت و با فرض بسته بودن اقتصاد، طراحی شده است. در این مدل، چسبندگی قیمت و دستمزد در نظر گرفته شده و برای الگوسازی فرآیند تعدیل قیمت و دستمزد کالو[1] عمل شده است (کالو، ۱۹۸۳: ۳۹۲).

۳-۱- خانوارها

خانوار از مصرف کالاها (Ct) و نگهداری پول (Mt) مطلوبیت کسب می‌کند و با عرضه نیروی کار (Lt) مطلوبیت از دست می‌دهد زیرا فراغتش کاهش پیدا می‌کند. با هدف حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری و با این فرض که خانوار عادات مصرفی دوره قبل را ترک نکرده است، شکل تابع مطلوبیت خانوار به شکل زیر است:

$$U_0^i = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t \left\{ \frac{(C_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \chi \frac{(L_t)^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right\} \quad (۱)$$

که در آن E_0 عملگر انتظارات، β عامل تنزیل بین دوره‌ای و $0 \leq \beta \leq 1$، σ عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف و برابر با $\sigma \geq 0$، b عکس کشش بهره‌ای مانده حقیقی پول $b \geq 0$ و φ عکس کشش عرضه نیروی کار و $\varphi \geq 0$و1 هستند. γ پارامتر تعیین‌کننده وضعیت پایدار پول و χ پارامتر تعیین‌کننده وضعیت پایدار کار است. قید بودجه خانوار مجموع دریافت و پرداخت‌های آن‌ها است و خانوار مطلوبیت خود را نسبت به قید بودجه خود و قانون حرکت سرمایه حداکثر می‌کند. هر خانواده سرمایه‌گذاری می‌کند و اوراق قرضه دولتی خریداری می‌کند و درآمد اجاره سرمایه برابر $r_t^k k_{t-1}$ و درآمد بهره برابر $r_t^b B_{t-1}$ از اوراق قرضه به دست می‌آورد.

$$C_t + I_t + \frac{B_t}{p_t} + \frac{M_t}{p_t} + T_t = W_t \mu_t L_t + r_t^k k_{t-1} + \left(1 + r_{t-1}^b\right)\frac{B_{t-1}}{P_t} + \left[\frac{(1-\mu_t)L_t}{\sum_{h=1}^{N}(1-\mu_t)L_t}\right]\Phi_t T_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (۲)$$

در رابطه‌ی (۲)، Bt اوراق قرضه دولتی یک‌ساله، rb نرخ بازده اوراق قرضه دولتی، Pt سطح قیمت‌ها، Tt کل مالیات پرداختی تو سط خانوار به دولت، Wt د ستمزد حقیقی، μ_t سهم تخصیص

[1]. Calvo

زمان به انجام کار، It سـرمایه‌گذاری، kt-1 حجم سـرمایه در دوره قبل و rk نرخ بازدهی سـرمایه است. Φt سهمی (درصدی) از درآمدهای مالیاتی دولت است که نیروی کار در جستجوی منفعت از آن ا ست و از این رو رانت‌جویی نامیده می شود. $\Phi_t T_t$ برابر کل رانت مالیاتی قابل رقابت ا ست که هر خانوار به دنبال به دسـت آوردن سـهمی از آن اسـت. تعداد h خانوار بین کار (L_t^h) و فراغت (H_t^h) زمان خود را تقسـیم می‌کند و در هر دوره $L_t^h + H_t^h = 1$ اسـت. نیروی کار برای کسـب منفعت از زمان کار تولیدی خود ($\mu_t L_t$) کاسته و به سمت فعالیت رانت‌جویی ($(1-\mu_t)L_t$) رفته است و $0 \le \Phi < 1$، $0 < \mu_t \le 1$ و $0 \le (1-\mu_t) < 1$ است.

همچنین سرمایه‌گذاری I_t به موجودی سرمایه ابتدای دوره k_{t-1} اضافه و منجر به شکل‌گیری موجودی سرمایه ابتدای دوره بعد (انتهای دوره جاری) k_t می‌شود. فرآیند انباشت سرمایه با لحاظ هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری به صورت $S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)$ از طریق معادله زیر انجام می‌شود:

$$k_t = (1-\delta_k)k_{t-1} + [1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)]I_t \qquad (۳)$$

با حداکثرسازی تابع مطلوبیت (۱) نسبت به قیود بودجه در معادلات (۲) و (۳) به روش لاگرانژ، شرایط مرتبه اول خانوار استخراج می‌شود.

$$L=E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{\left[\frac{(C_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \chi\frac{(L_t)^{1+\varphi}}{1+\varphi}\right] + \lambda_t\left[W_t\mu_t L_t + r_t^k k_{t-1} + (1+r_{t-1}^b)\frac{B_{t-1}}{P_t} + \left[\frac{(1-\mu_t)L_t}{\sum_{h=1}^{N}(1-\mu_t)L_t}\right]\Phi_t T_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} - C_t - I_t - \frac{B_t}{p_t} - \frac{M_t}{P_t} - T_t\right] + \tau_t[(1-\delta_k)k_{t-1} + I_t - k_t]\right\} \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، λ_t ضریب لاگرانژ مرتبط با قید بودجه و τ_t ضریب لاگرانژ مربوط به انباشت سرمایه است. در ادامه شرایط بهینه حل مسئله در روابط (۱۲-۵) شامل مصرف، عرضه نیروی کار، زمان تخصیص‌یافته به کار تولیدی، اوراق قرضه، سرمایه، تقاضای پول، سرمایه‌گذاری و پویایی‌های قیمت ارائه شده است.

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = 0 \longrightarrow c_t^{-\sigma} = \lambda_t \qquad (۵)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L_t} = 0 \longrightarrow \beta^t\left\{-\chi L_t^{\varphi} + c_t^{-\sigma}\left(W_t\mu_t + \frac{(1-\mu_t)}{\sum_{h=1}^{N}(1-\mu_t)L_t}\Phi_t T_t\right)\right\} = 0 \qquad (۶)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \mu_t} = 0 \longrightarrow \beta^t\left\{c_t^{-\sigma}\left(W_t L_t - \frac{L_t}{\sum_{h=1}^{N}(1-\mu_t)L_t}\Phi_t T_t\right)\right\} = 0 \qquad (۷)$$

$$\frac{\partial L}{\partial b_t} = 0 \longrightarrow \beta\lambda_{t+1}(1+r_t^b)\frac{1}{\pi_{t+1}} = \lambda_t \qquad (۸)$$

$$\frac{\partial L}{\partial k_t} = 0 \longrightarrow \beta(\lambda_{t+1}r_{t+1}^k + \tau_{t+1}(1-\delta_k)) - \tau_t = 0 \qquad (۹)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_t} = 0 \longrightarrow (\gamma(m_t)^{-b} - \lambda_t)) + \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0 \quad (۱۰)$$

$$\frac{\partial L}{\partial I_t} = 0 \longrightarrow \tau_t \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - \acute{S}\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) * \left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right] + \beta E_t \tau_{t+1} \acute{S}\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)^2 = \lambda_t \quad (۱۱)$$

$$q_t = \frac{\pi_{t+1}}{(1+r_t^b)}(r_{t+1}^k + q_{t+1}(1-\delta)) \quad (۱۲)$$

۳-۲- بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی

فرض می‌شود که بنگاه نماینده کالاهای متمایزی که توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای، عرضه شده را خریداری می‌کند و با ترکیب آن‌ها کالای نهایی را تولید کرده و به خریداران نهایی می‌فروشد. کالاهای واسطه‌ای، با کشش جانشینی $\theta > 1$ جانشین ناقص یکدیگر هستند و با تابع جمع‌گر دیکسیت، تولید کالای نهایی $Y_t(i)$ به شرح ذیل است: (دیکسیت و استیگلیتز[1]، ۱۹۷۷: ۷۳).

$$y_t = \left[\int_0^1 (y_t(i))^{\frac{\theta-1}{\theta}}\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۱۳)$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی سعی می‌کند میزان خرید خود را در شرایط بازار رقابت کامل به گونه‌ای تعیین کند که سودش بر اساس رابطه زیر حداکثر شود.

$$\text{Max} : P_t y_t - \int_0^1 P_t(i) y_t(i) di \quad (۱۴)$$

با در نظر گرفتن شرایط رقابتی و سود صفر، تقاضای کالای واسطه‌ای و قیمت کالای نهایی طبق روابط (۱۵) و (۱۶) به دست می‌آید.

$$y_t(i) = y_t\left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\theta} \quad (۱۵)$$

$$P_t = \left(\int_0^1 (P_t(i))^{1-\theta} di\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۱۶)$$

۳-۳- بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای i، مقدار k_{it} واحد از سرمایه و L_{it} از نیروی کار را استخدام می‌کند و کالای واسطه‌ای را بر اساس تکنولوژی با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس مطابق با رابطه زیر تولید می‌کند.

$$y_{it} = A_t\left(k_{i.(t-1)}\right)^{\alpha}(L_{it})^{1-\alpha} \quad (۱۷)$$

[1]. Dixit & Stiglitz (1977)

شوک تکنولوژی از فرآیند اتو رگرسیو درجه اول تبعیت می‌کند.

$$\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + (1-\rho_A)\bar{A} + \varepsilon_t^A \qquad \varepsilon_t^A \sim N(0 \text{ و } \sigma^A) \tag{۱۸}$$

با توجه به اینکه تولیدکننده به دنبال حداقل‌سازی هزینه خود نسبت به تابع تولید است.

$$\text{Min } W_t L_t + r_t^k k_{t-1} \tag{۱۹}$$

$$\text{S. t } [y_t - A_t (k_{t-1})^{\alpha} (L_{t-1})^{1-\alpha}]$$

با حداقل‌سازی هزینه بنگاه، میزان تقاضا برای نهاده‌های تولید به صورت زیر است:

$$W_t = (1-\alpha)\frac{y_t}{L_t} \tag{۲۰}$$

$$r_t^k = \alpha \frac{y_t}{k_{t-1}} \tag{۲۱}$$

و هزینه نهایی به صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$mc_t = \frac{1}{A_t}\left[\frac{r_t^{k\alpha}}{\alpha^{\alpha}} . \frac{W_t^{1-\alpha}}{(1-\alpha)^{1-\alpha}}\right] \tag{۲۲}$$

۳-۳-۱- قیمت‌گذاری کالوو[1]

تعدیل قیمت‌ها مسئله دیگری است که بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای با آن مواجه است. در این مطالعه برای تعدیل قیمت‌ها از روش کالوو (۱۹۸۳) استفاده می‌شود. چون در مدل‌ها فرض چسبندگی قیمت داریم وقتی شوکی وارد می‌شود نمی‌تواند سریع قیمت خود را تعدیل کند. در روش کالوو فرض می‌شود η درصد از بنگاه‌ها قادر به تعدیل قیمت خود نیستند و قیمت را در دوره بعدی ثابت نگه می‌دارند $(Pt = Pt-1)$ و از طرف دیگر $1-\eta$ درصد قادر به تعدیل قیمت خود هستند و قیمت را به صورت بهینه $(P*t)$ تعیین می‌کنند. مسئله قیمت بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود هستند عبارت است از:

$$\text{Max } E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\eta\beta)^j (P_{t.j} - mc_{t.j})\, Y_{t.j} \tag{۲۳}$$

$$\text{ST: } y_t(i) = \left(\frac{P_t(j)}{P_{t.j}}\right)^{-\theta} y_{t.j} \tag{۲۴}$$

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\eta\beta)^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} (P_{t.j} - mc_{t.j}) \left(\frac{P_t(j)}{P_{t.j}}\right)^{-\theta} Y_{t.j} \tag{۲۵}$$

در رابطه فوق $mc_{t.j}$ هزینه نهایی تولید یک واحد کالای واسطه jام و λ_t مطلوبیت نهایی مصرف است و θ به عنوان کشش جانشینی مصرف بین کالاهای مختلف بوده و سود بنگاه‌ها به خانوارها به

[1]. Calvo Pricing

عنوان سهامدارن پرداخت می‌شود. اگر در زمان t قیمت انتخاب شده توسط بنگاه‌ها معادل P_t^* باشد شرط مرتبه اول به صورت رابطه (۲۶) خواهد بود:

$$\frac{P_t^*}{P_t} = \left(\frac{\theta}{1-\theta}\right) \frac{E_t \sum_{k=o}^{\infty} (\beta P \eta)^k \eta_{P.t+k^* y_t + k^* mc_t + k\left(\frac{P_{t+k}}{P_t}\right)^{\theta}}}{E_t \sum_{k=o}^{\infty} (\beta P \eta)^k \eta_{P.t+k^* y_t + k\left(\frac{P_{t+k}}{P_t}\right)^{\theta-1}}} \quad (۲۶)$$

در این رابطه P_t متوسط قیمت‌های تنظیم شده است که نسبت $(1-\eta)$ از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان t تنظیم می‌کنند و نسبت (η) از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان قبلی تنظیم کرده‌اند، است. این رابطه نشان می‌دهد که بنگاه‌های تنظیم‌کننده قیمت چگونه قیمت‌های خود را نسبت به قیمت‌های فعلی تنظیم می‌کنند. بنابراین متوسط قیمت در دوره t را به شکل رابطه‌ی (۲۷) می‌توان نوشت:

$$P_t = \left[(1-\eta)(P_t^*)^{1-\theta} + \eta(P_{t-1})^{1-\theta}\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۲۷)$$

۳-٤- بخش نفت

با توجه به اینکه درآمدهای نفتی از سهم قابل توجهی در اقتصاد ایران برخوردار است در الگو سازی مطالعه حا ضر، بخش نفت در نظر گرفته شده ا ست. با توجه به آن‌که سهمیه صادرات نفت تو سط اوپک م شخص می شود و قیمت نفت نیز از طریق بازارهای جهانی تعیین می شود، در مطالعه حاضر درآمدهای نفتی واقعی دولت، برون‌زا در نظر گرفته شده است. بر اساس مطالعه هادیان و درگاهی (۱۴۰۰)، درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت خام (or_t) به صورت یک معادله اتورگر سیو از مرتبه اول در نظر گرفته شده ا ست. در رابطه ذیل درآمد نفتی or_t از حا صل ضرب مقدار صادرات نفت در قیمت جهانی نفت به دست می‌آید.

$$log\ or_t = (1-\rho_{or})\overline{\log or} + \rho_{or}\ log or_{t-1} + \varepsilon_t^{or} \ .\ \varepsilon_t^{or} \sim N(0\ .\ \sigma_{or}^2) \quad (۲۸)$$

که $\overline{\log or}$ سطح با ثبات درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت خام است.

۳-۵- دولت و بانک مرکزی

با توجه به عدم استقلال بانک مرکزی از دولت، نمی‌توان این دو بخش را به صورت جداگانه مدل سازی کرد، بنابراین فرض می شود که هدف دولت حفظ توازن بودجه ا ست و بانک مرکزی با حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی، به این هدف دولت کمک می‌کند.

۳-۵-۱- مقامات مالی

دولت تلاش می‌کند تا هزینه‌های خود (G_t) را از محل دریافت مالیات‌ها (T_t)، فروش اوراق مشارکت (B_t)، درآمد حاصل از فروش نفت ($e_t or_t$) و درآمد حاصل از چاپ پول (BD_t) متوازن نگه دارد. دولت اوراق خود را به خانوار می‌فروشد تا کسری خود را کم کند و به ازای آن به خانوار نرخ بهره (r^b) می‌دهد. در این بخش وضع مالیات توسط دولت، می‌تواند تحت تأثیر گروه‌های فشار قرار گیرد و موجب ایجاد زمینه‌های رانت‌جویی شود. بنابراین در این مطالعه، فرض می‌شود میزان (Φ_t) از درآمدهای مالیاتی از دسترس دولت خارج و در اختیار رانت‌جویان قرار می‌گیرد و میزان ($1-\Phi$) از آن به عنوان درآمد وارد بودجه دولت وارد می‌شود (کاستا جونیور و همکاران، ۲۰۲۱: ۷۹۸-۷۷۵) و (آنجلوپولوس و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۹۹-۲۸۰). بنابراین امکان رانت‌جویی در مالیات‌های دولت که مسئول سیاست‌های پولی و مالی است وجود دارد. در این صورت قید بودجه دولت به شکل رابطه زیر است:

$$G_t + \left(1 + r_t^b\right)\frac{B_{t-1}}{P_t} = \frac{B_t}{P_t} + e_t or_t + \frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} + (1 - \Phi_t)T_t \qquad (۲۹)$$

BD_t بیانگر کسری بودجه دولت یا درآمد دولت از چاپ پول است.

$$BD_t = \frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_t} \qquad (۳۰)$$

همچنین نهاد مالی دو ابزار سیاست شامل مخارج و مالیات‌ها را در اختیار دارد که با توجه به مطالعه توکلیان[1] (۱۳۹۱) و به منظور خوبی برازش، به صورت یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول وارد مدل می‌شوند.

$$G_t = \rho_G G_{t-1} + (1 - \rho_G)\bar{G} + \varepsilon_t^G \quad . \quad \varepsilon_t^G \sim N(0.\sigma^G) \qquad (۳۱)$$

$$T_t = \rho_T T_{t-1} + (1 - \rho_T)\bar{T} + \varepsilon_t^T \quad . \quad \varepsilon_t^T \sim N(0.\sigma^T) \qquad (۳۲)$$

۳-۵-۲- مقامات پولی

پایه پولی کشور (MB_t) بر حسب منابع را می‌توان به صورت مجموع خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (FR_t) و بدهی بانک‌ها و دولت به بانک مرکزی (DC_t) تعریف کرد و با تقسیم هر جزء به شاخص قیمت‌ها، معادله (۳۳) حاصل می‌شود:

$$mb_t = fr_t + dc_t \qquad (۳۳)$$

[1]. Tavakolian (2012)

خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از مجموع ذخایر دلار دوره قبلی و مقدار دلاری که دولت به دلیل عدم امکان فروش در بازار به صورت ریالی تبدیل می‌کند به دست می‌آید.

$$\mathrm{fr_t} = \omega^{or} e_t or_t + \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} \quad (۳۴)$$

در معادله‌ی فوق ω^{or} درصدی از درآمدهای حاصل از صادرات نفت است که مستقیم به بانک مرکزی فروخته می‌شود و e_t نرخ ارز حقیقی است که مطابق رابطه (۳۵) تعریف و به صورت اتورگرسیو در نظر گرفته می‌شود.

$$e_t = S_t \frac{p_t^*}{p_t} \quad (۳۵)$$

$$e_t = \rho_e e_{t-1} + (1-\rho_e)\,\bar{e} + \varepsilon_t^e \quad . \quad \varepsilon_t^e \sim \mathrm{N}(0.\sigma_e^2) \quad (۳۶)$$

و رشد اسمی حجم پول را می‌توان طبق رابطه زیر بدست آورد:

$$m_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{P_t mb_t}{P_{t-1} mb_{t-1}} = \frac{mb_t}{mb_{t-1}} \times \pi_t \quad (۳۷)$$

۳-۶- تسویه بازار

در شرایط تسویه بازار عرضه و تقاضای کل با یکدیگر برابر هستند و تولید غیر نفتی و ارزش افزوده حاصل از نفت برابر مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولت است. لازم به ذکر است در مدل حاضر صادرات و واردات سایر کالاها در نظرگرفته نشده و فرض شده که اقتصاد کشور تنها از طریق فروش نفت به سایر کشورها با آن‌ها در ارتباط است، بنابراین متغیر خالص صادرات از تولید ناخالص داخلی حذف شده است و شرط تسویه به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$y_t + e_t or_t = C_t + I_t + \mathrm{G}_t \quad (۳۸)$$

۳-۷- استخراج رانت در سطح اقتصاد

برای تکمیل مدل، درجه رانت در اقتصاد بر اساس مطالعات آنجلوپولوس (۲۰۰۹، ۲۰۱۰) و کاستا جونیور و همکاران (۲۰۲۱) و به صورت معادله $\Phi_t = \Phi_0 \sum_{h=1}^{N}(1-\mu_t)L_t$ تعریف می‌شود که $\Phi_0 \geq 0$ پارامتر رانت‌جویی و بالا بودن آن بیان‌گر سیستم مالیاتی ناکارآمد و زمینه‌ساز فعالیت‌های رانت‌جویی است.

۳-۸- لگاریتمی خطی سازی روابط مدل

پس از بهینه‌یابی توابع هدف هر یک از کارگزاران، روابط اقتصادی حاصل از مدل به

صورت سیستم معادلات تفاضلی خطی و تحت انتظارات عقلایی به دست می‌آید که با به کارگیری تکنیک تقریب[1] می‌توان جواب الگو را در بازه تقریب و کاربردی محاسبه کرد. معادلات الگو با استفاده از روش اهلیگ[2] (۱۹۹۹) لگاریتمی- خطی شده‌اند که به‌دلیل رعایت اختصار، از آوردن معادلات خطی در متن مقاله خودداری شده است.

٤- نتایج مدل

٤-١- کالیبراسیون و مقداردهی پارامترها

در ادامه و پس از لگاریتم خطی کردن معادلات، ضرایب مدل از روش مقداردهی محا سبه می‌شوند (جدول ۱).

جدول ۱: نتایج کالیبراسیون پارامترهای الگو بر اساس مطالعات موجود

ضریب	عنوان	مقدار	منبع
σ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱,۳	لطفعلی پور (۱۳۹۷)
b	عکس کشش تراز حقیقی پول	۲,۳۹	توکلیان (۱۳۹۱)
φ	عکس کشش عرضه نیروی کار به دستمزد حقیقی	۲,۱۷	تقی پور (۱۳۹۴)
β	عامل تنزیل	۰,۹۸	توکلیان و جوان (۱۳۹۷)
α	سهم سرمایه در تولید	۰,۴۱۲	شاهمرادی (۱۳۸۷)
δ	استهلاک	۰,۰۲۷	توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۷)
ϑ	کشش تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	۳,۹۴۳	عطار (۱۳۹۸)
η	درصدی از بنگاه‌ها که قادر به تعدیل قیمت نیستند	۰,۲۴۸	توکلیان (۱۳۹۱)
ω^{or}	سهم دولت از درآمدهای دلاری نفت	۰,۶۵	هادیان و درگاهی (۱۳۹۵)
$\bar{\pi}$	مقدار پایدار تورم	۱,۰۲	محاسبات بر اساس وضعیت پایدار الگو
Φ_0	وضعیت رانت جویی	۵	محاسبات بر اساس وضعیت پایدار الگو
ρ_A	ضریب فرآیند خودرگرسیونی تکنولوژی	۰,۸۰۶	بیات و توکلیان (۱۳۹۵)
ρ_t	ضریب فرآیند خودرگرسیونی مالیات	۰,۸۸	دهقان منشادی (۱۳۹۹)
ρ_e	ضریب فرآیند خودرگرسیونی نرخ ارز	۰,۶	حاجی کرمی (۱۳۹۶)
ρ_{or}	ضریب فرآیند خودرگرسیونی درآمدهای نفتی	۰,۸۲	دهقان منشادی (۱۳۹۹)
ρ_π	ضریب فرآیند خودرگرسیونی تورم	.۰,۹۳	نبوی لاریمی (۱۳۹۸)

منبع: مطالعات پیشین و یافته‌های تحقیق

مقداردهی، روشی معمول در مطالعات اقتصادی و مبتنی بر الگوی تعادل عمومی پویای

[1]. Perturbation
[2]. Uhlig (1999)

تصادفی است. مقداردهی مدل عبارت است از تعیین مقادیر پارامترهای معادلات به نحوی که بتوان به کمک آن مقادیر متغیرهای درون‌زا را به دست آورد. در این حالت بر اساس اطلاعات در دسترس محقق، نظریه اقتصادی و یا مطالعات گذشته، مقدار پارامتر مربوطه کالیبره می‌شود. در این مطالعه برای مقدار برخی از پارامترها از تحقیقات و مطالعات گذشته استفاده شده است و سایر پارامترها نیز با توجه به الگوریتم تحقیق کانوا[1] (۲۰۰۷) به طوری مقدار دهی شده‌اند که علاوه بر انطباق گشتاورهای الگوی طراحی شده با داده‌های دنیای واقعی، ویژگی‌های اصلی اقتصاد ایران را در خلال سال‌های اشاره شده به تصویر بکشند. بررسی نتایج برآورد الگو با استفاده از آزمون تشخیصی با مقایسه گشتاورهای برآورد شده و دنیای واقعی حاکی از اعتبار نسبی الگو در شبیه‌سازی پویایی‌های متغیرها است.

مجموعه معادلات خطی شده که از حل و ساده‌سازی شرایط بهینه‌یابی خانوارها، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای، بخش نفت، دولت، بانک مرکزی و شرایط تسویه بازارها به دست می‌آیند، تحت محیط برنامه نویسی MATLAB و با استفاده از برنامه داینر حل شده و متغیرهای الگو شبیه‌سازی شده است (جدول ۲).

جدول ۲: نتایج محاسبه نسبت‌های بلندمدت

ضریب	عنوان	مقدار	منبع
$\overline{\mathrm{dc}}/\overline{mb}$	نسبت اعتبارات داخلی بانک مرکزی به پایه پولی	۰٫۴۱	حسینی (۱۳۹۸)
$\overline{fr}/\overline{mb}$	نسبت خالص دارایی‌های خارجی به پایه پولی	۰٫۵۹	حسینی (۱۳۹۸)
$\overline{eor}/\bar{y}$	نسبت درآمدهای نفتی به تولید	۰٫۱۷	محاسبات بر اساس وضعیت پایدار الگو
$\bar{\mathrm{g}}/\bar{y}$	مخارج دولت به تولید	۰٫۲۷	محاسبات بر اساس وضعیت پایدار الگو
$\bar{\mathrm{c}}/\bar{y}$	مصرف به تولید	۰٫۶۲	محاسبات بر اساس وضعیت پایدار الگو
$\bar{\mathrm{i}}/\bar{y}$	سرمایه‌گذاری به تولید	۰٫۲۸	محاسبات بر اساس وضعیت پایدار الگو
$\bar{\mathrm{b}}/\bar{g}$	نسبت منابع حاصل از اوراق به مخارج	۰٫۱۳	محاسبات تحقیق
$\bar{\mathrm{m}}/\bar{g}$	نسبت منابع حاصل از خلق پول به مخارج	۰٫۵	بهرامی نیا (۱۳۹۷)
$\bar{\mathrm{t}}/\bar{g}$	نسبت منابع حاصل از مالیات به مخارج	۰٫۴۵	محاسبات تحقیق
$\overline{\mathrm{eor}}/\overline{fr}$	نسبت درآمدهای نفتی به خالص دارایی‌های خارجی	۱٫۶۸	هادیان و درگاهی (۱۳۹۵)

منبع: یافته‌های تحقیق

جهت ارزیابی الگو، پس از شبیه‌سازی، مقایسه گشتاورهای انحراف لگاریتمی از مقادیر پایدار واقعی و شبیه‌سازی شده‌ی متغیرها صورت می‌گیرد. در مرحله پایانی پس از اعمال

[1]. Canova et al. (2012)

شـــوک‌های مورد نظر، نتایج اثرگذاری مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در رابطه با بعضـــی از پارامترهای الگو که نسـبت‌های بلندمدت متغیرها هسـتند، می‌توان از طریق محاسـبه این نسـبت‌ها، آن‌ها را مقداردهی کرد. نتایج محاسـبه نسـبت‌های بلندمدت این پارامترها در جدول (۲) ارائه شـده است

٤-۲- اعتبارسنجی مدل

در ادبیات الگوهای تعادل عمومی تصـادفی پویا، جهت ارزیابی الگوهای مقداردهی شـده روش مرسـوم مقایسـه گشـتاورهای متغیرهای شـبیه‌سـازی شـده در شـکل لگاریتمی- خطی با گشتاورهای متغیرهای واقعی مشاهده شده در اقتصاد است. نزدیک بودن این مقادیر معیار خوبی جهت ارزیابی مناســـــب بودن الگوی طراحی شده است که نتایج حاصله در جدول (۳) بیان‌گر موفقیت نسبی مدل طراحی شده برای شبیه‌سازی اقتصاد ایران است.

جدول ۳: مقایسه گشتاورهای مقادیر واقعی و شبیه‌سازی شده

نام متغیر	میانگین		انحراف معیار	
	مدل	داده واقعی	مدل	داده واقعی
تولید	۰٫۸۵	۰٫۸۳	۰٫۱۲	۰٫۱۳
مصرف	۰٫۶۳	۰٫۶۰	۰٫۰۴۹	۰٫۰۴۴
مخارج دولت	۰٫۲	۰٫۱۵	۰٫۰۴	۰٫۰۳۵
سرمایه‌گذاری	۰٫۲۶	۰٫۳	۰٫۰۶	۰٫۰۶۵

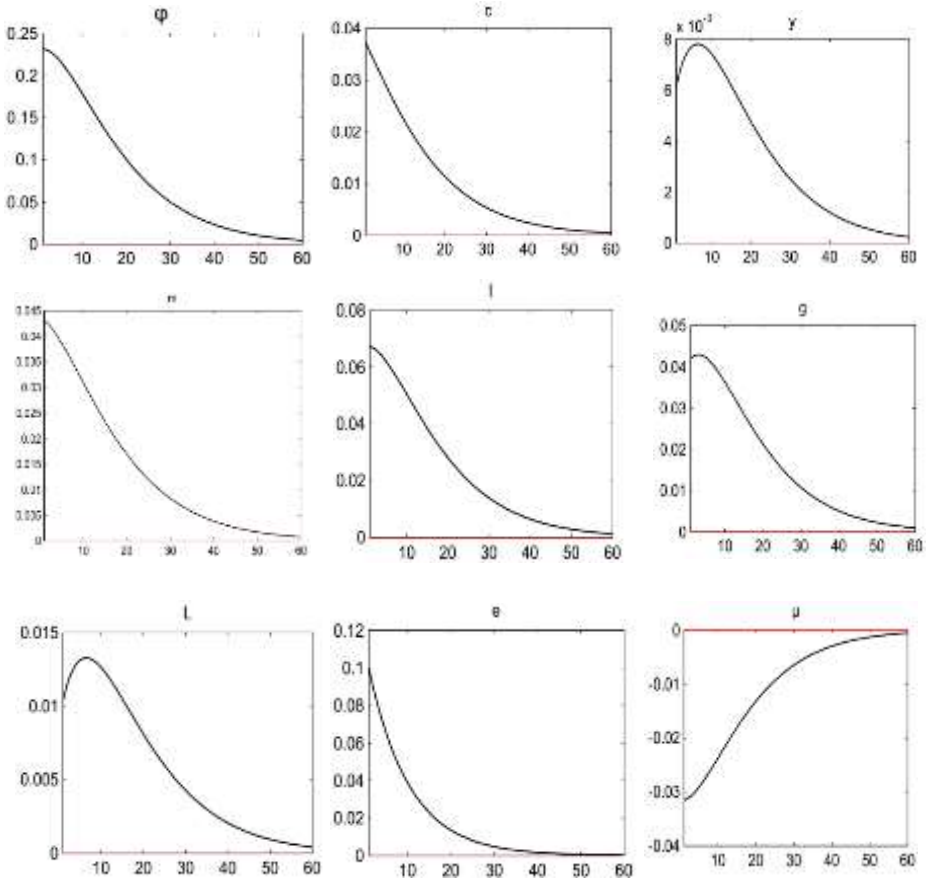
منبع: یافته‌های تحقیق

٤-۳- تفسیر توابع ضربه یا واکنش

در این بخش ابتدا به بررســی اثرات شــوک در نظر گرفته‌شــده در مدل بر روی متغیرهای مورد مطالعه، با اســتفاده از توابع واکنش آنی پرداخته می‌شــود که از مهم‌ترین ابزارهای تحلیل اقتصـادی هسـتند. با توجه به آن‌که متغیرهای مدل به شـکل انحراف لگاریتم از مقادیر باثبات خود هستند، ارقام محور عمودی نمودارهای عکس العمل آنی درصد تغییرات متغیرهای درون‌زای مدل را در برابر شوک‌ها نشان می‌دهد.

به منظور بررسی آثار نوسانات درآمدهای نفتی بر متغیرها، یک شوک به اندازه یک انحراف معیار (۱۰ درصد) به سیستم اقتصادی وارد شده است. فرآیند شوک به صورت خودهمبسته مرتبه اول در نظر گرفته شده است. در نمودار (۱) آثار نهایی این تکانه بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ارائه

شده است، در ادامه این آثار تشریح می‌شود.



نمودار ۱: توابع ضربه-واکنش متغیرهای شبیه‌سازی شده الگو در برابر تکانه نوسانات درآمد نفتی

منبع: یافته‌های تحقیق

نکته قابل ذکر آن است که قیمت نفت عاملی برون‌زا است و فاکتورهای مختلف بین‌المللی در شکل‌گیری آن دخالت دارند. بنابراین شوک درآمدهای نفتی در کشور ما عمدتاً متأثر از عوامل بین‌المللی است. افزایش درآمدهای نفتی، تقاضا برای نهاده‌ها و محصولات داخلی و وارداتی را افزایش می‌دهد و از طرفی با تبدیل دلار به ریال و ورود به چرخه اقتصاد، منجر به افزایش سطح

قیمت‌ها می‌شود. این موضوع در ابتدا منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود، به عبارتی درآمدهای مالیاتی کشور با شوک مثبت درآمدهای نفتی ابتدا افزایش می‌یابد. ولی در ادامه در شرایط تورمی و با افزایش سطح قیمت‌ها، هزینه‌های تولید افزایش و قدرت خرید مردم کاهش یافته و در شرایط رانت‌جویی، تمایل افراد جهت پرداخت مالیات کاهش می‌یابد. بنابراین اغلب افراد و مشاغل برای اجتناب از پرداخت مالیات بر درآمد یا سود خود، درگیر رانت‌جویی مالیاتی می‌شوند، که شامل گزارش کمتر درآمد و سود واقعی، فعالیت‌های خارج از سیستم رسمی مالیاتی و تأخیر در پرداخت مالیات است.

در شرایط رانت‌جویی انگیزه خانوار برای کاهش ساعات کار و رانت‌جویی از درآمدهای مالیاتی دولت افزایش می‌یابد (فرض می‌شود فراغت یک کالای عادی است) و نیروی کار از زمان کار تولیدی ($\mu_t L_t$) خود کاسته و در مقابل فعالیت رانت‌جویی ($(1-\mu_t)L_t$) را افزایش می‌دهد. بنابراین در بلندمدت با افزایش درآمدهای نفتی به مرور اثرات منفی افزایش رانت‌جویی، در اقتصاد ظاهر می‌شود و میزان درآمد مالیاتی در دسترس دولت، کاهش می‌یابد. از طرفی تحقق درآمدهای نفتی، انگیزه دولت برای ایجاد یک نظام دقیق مالیاتی را کاهش داده و دولت تلاش کمتری برای استقرار بهینه سیستم‌های مالیاتی و تحقق درآمدهای مالیاتی می‌کند که این موضوع نیز زمینه‌ساز رانت‌جویی از درآمدهای مالیاتی و فرار مالیاتی می‌شود. در تأیید این نتیجه می‌توان به مطالعه هوانگ و وی[1] استناد کرد که نشان می‌دهد هر چه کیفیت نهادی در یک اقتصاد پایین‌تر و زمینه‌های رانت‌جویی بیشتر باشد، درآمدهای مالیاتی دولت کاهش می‌یابد (هوانگ و وی، ۲۰۰۶: ۲۵۹-۲۳۹).

همچنین تأثیر شوک مثبت درآمدهای نفتی بر مخارج دولت از مسیر افزایش تقاضا و با توجه به قید بودجه دولت، در ابتدا منجر به افزایش مخارج دولت و در نتیجه استخدام نیروی کار جدید و تولید بیشتر می‌شود. این نتیجه مطابق با نتیجه مطالعه زمان‌زاده و ابریشمی (۱۳۹۲) و دهقان منشادی (۱۳۹۹) است که نشان می‌دهند تکانه‌های مثبت درآمدهای نفتی اثر مثبت و معنی‌دار بر تولید دارد.

از طرفی با افزایش فعالیت‌های رانت‌جویی و اختصاص بخشی از درآمد مالیاتی دولت به خانوارها در ابتدا مصرف خصوصی افزایش یافته ولی به مرور کاهش می‌یابد و به سطوح پایدار خود می‌رسد که این نتیجه مطابق با نتیجه مطالعه یاوری‌فر (۱۴۰۲) است. با بروز یک تکانه مثبت در

[1]. Huang. & Wei

درآمدهای نفتی، ارز حاصل از صادرات نفت افزایش و در اثر فروش بخشی از درآمدهای ارزی دولت به بانک مرکزی، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش می‌یابد. بنابراین پایه پولی و حجم پول نیز به افزایش درآمدهای نفتی واکنش مثبت نشان داده و افزایش می‌یابد و سپس به سطوح پایدار خود میل می‌کند.

۵- نتیجه‌گیری

اگرچه بسیاری از اقتصاددانان معتقدند درآمدهای نفتی می‌تواند به رشد و توسعه اقتصادی منجر شود لیکن در سال‌های اخیر با رشد درآمدهای نفتی در کشور، سایر درآمدهای دولت که مهمترین آن‌ها مالیات است کمتر مورد توجه قرار گرفته است. بالا بودن سهم درآمدهای نفتی نسبت به درآمدهای مالیاتی در بودجه، موجب شده تا ساختارهای مالیاتی کشور به خوبی شکل نگیرد.

با توجه به اهمیت درآمدهای مالیاتی به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر عملکرد اقتصادی در کشور، در این مقاله یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید، برای الگوسازی مکانیسم انتقال اثرات افزایش درآمدهای نفتی بر تحقق درآمدهای مالیاتی در شرایط رانت‌جویی در اقتصاد ایران ارائه شد. افزایش درآمدهای نفتی، تقاضا برای نهاده‌ها و محصولات داخلی و وارداتی را افزایش می‌دهد و از طرفی با تبدیل دلار به ریال و ورود به چرخه اقتصاد، منجر به افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. این موضوع در ابتدا منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود، به عبارتی درآمدهای مالیاتی کشور با شوک مثبت درآمدهای نفتی ابتدا افزایش می‌یابد. ولی در ادامه در شرایط تورمی و با افزایش سطح قیمت‌ها، هزینه‌های تولید افزایش و قدرت خرید مردم کاهش یافته و در شرایط رانت‌جویی، تمایل افراد جهت پرداخت مالیات کاهش می‌یابد. بنابراین اغلب افراد و مشاغل برای اجتناب از پرداخت مالیات بر درآمد یا سود خود، درگیر رانت‌جویی مالیاتی می‌شوند، که شامل گزارش کمتر درآمد و سود واقعی، فعالیت‌های خارج از سیستم رسمی مالیاتی و تأخیر در پرداخت مالیات است. در اقتصاد ایران اگرچه نظام مالیاتی ایران در طی سال‌های گذشته اصلاحاتی داشته ولی به دلیل مشکلات ساختاری که ریشه آن به مجموعه عوامل اقتصادی، فرهنگی و سیاسی بر می‌گردد اثربخشی سیستم‌های مالیاتی مناسب نبوده است و اشخاص به دنبال کسب رانت بیشتری از این درآمدها بوده‌اند. بنابراین

بخشی از درآمد مالیاتی به جای ورود به قید بودجه دولت وارد قید بودجه خانوار می شود و نیروی کار بخشی از ساعت کار مولد خود را به کار غیر مولد (رانت‌جویی) اختصاص می‌دهد. این موضوع منجر به عدم تحقق بخشی از درآمدهای مالیاتی دولت و انتقال منابع عمومی به افراد و گروه‌های رانت‌جو می‌شود.

بنابراین پیشنهاد می شود سیاست‌گذار اقتصادی سیستم‌های مالیاتی را به نحوی تدوین کند که فضای کسب رانت در کشور را محدود سازد. بازنگری در نظام مالیاتی کشور یکی از جنبه‌های مهم اصلاح مالیاتی است که در کنار مکانیزه کردن فرآیندها و ایجاد فرهنگ مالیاتی باید مورد توجه قرار گیرد.

نتیجه سیاستی مطالعه حاضر آن است که دولت از طریق اقداماتی مانند افزایش فعالیت‌های مولد، کاهش هزینه مبادله، ارتقای بهره‌وری، افزایش سرمایه‌گذاری، شفافیت بیشتر و پایداری سیاست‌های پولی و مالی، نقش مهمی در تقویت کیفیت نهادی جامعه و در نتیجه کاهش تمایل افراد به رفتار رانت‌جویانه ایفا کند. همچنین می‌توان از طریق بازنگری در ساختار دستگاه‌های دولتی، مدیریت طرح‌ها و پروژه‌های سرمایه‌گذاری و انتخاب راهکارهای مشارکتی بخش عمومی و خصوصی هزینه‌های بخش دولتی را کنترل کرد.

References

Abdelwahed, L. (2020). More Oil, More or Less Taxes? New Evidence on the Impact of Resource Revenue on Domestic Tax Revenue. *Resources Policy*, **68**: 101747.

Ajaz, T., & Ahmad, E. (2010). The Effect of Corruption and Governance on Tax Revenues. *The Pakistan Development Review*, **49**(4): 405– 417.

Angelopoulos, K., Dimeli, S., Philippopoulos, A., & Vassilatos, V. (2010). Rent-Seeking Competition from State Coffers Greece: A Calibrated DSGE Model. *Bank of Greece Working Paper*, **120**: 4-44.

Angelopoulos, K., Philippopoulos, A., & Vassilatos, V. (2009). The Social Cost of Rent Seeking In Europe. *European Journal of Political Economy*, **25**: 280–299.

Attar, KH., Fatahi, SH., & Soheili, K. (2019). Investigating the Effect of Fluctuations in Economic Sectors in the Case of Iran's Economy. PhD Dissertation, *Razi University*. (In Persian).

Azami, A., Noferesti, M., & Arabmazar, A. (2022). Investigating the Asymmetric Effects of Factors Affecting Tax Revenues in Iran Using Quantile Regression Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 0 .(In Persian).

Bayat, M., Afshari, Z., & Tavaklian, H. (2015). Monetary Policy and Aggregate Stock Price Index in the Framework of a DSGE Model. *Journal of Economic Research and Policy*, **24**: 171-206. (In Persian).

Bird, A., & Stephan, A. (2015). Governance and Taxes: Evidence from Regression Discontinuity. *Journal of Economic Issues*, **5**(3): 12-17.

Bornhorst, F., Gupta, S., & Thornton, J. (2009). Natural Resource Endowments and DomesticRevenue Effort. *European Journal of Political Economy*, **25**: 439-446.

Botlhole, T.D. (2010). Tax Effort and Determinants of Tax Ratio in Sub-Sahara Africa. *International Conference on Applied Economics*, 1-113.

Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, **2**(3): 383 398.

Canova, F., Ciccarelli, M., & Ortega, E. (2012). Do Institutional Changes Affect Business Cycles? Evidence from Europe. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier **36**(10): 1520-1533.

Cevik, S., Gottschalk, J., Hutton, E., Jaramillo, L., Karnane, P., & Sow, M. (2019). Structural Transformation and Tax Efficiency. *International Finance.*

Costa Junior, C.J., & Garcia, A.C. (2021). Rent-seeking in an Emerging Market: A DSGE Approach. *Economic Systems*, **45**(2): 100775-100798.

Dadger, Y, & Nazari.R. (2007). Investigating the Impact of Oil Revenues on Tax Revenues in Iran. *Journal of Taxation Research*, **4**:1-26. (In Persian).

Dargahi, H., & Hadian, M. (2016). Comparing the Effects of Monetary Impulses Caused by the Increasing Coefficient and The Monetary Base in Iran's Economy. *Economic Journal*, **17**: 189-219. (In Persian).

Dehghan Menshadi, M., Eslamloueyan, K., Hadian, E., & Dehghan, Z. (2020). The Effect of Institutional Quality on Business Cycle and the Dynamics of Macroeconomic Variables in Iran. *Journal of Economics and Modeling*, **11**: 29-66. (In Persian).

Dixit, A.K., & Stiglitz, J.E. (1977). Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, **67**(3): 70-88.

Ezadkhasti, H., Dadgar, Y., & Beigi, P. (2021). Investigation of the Simultaneous Effect of Institutional Quality and Tax Evasion on the Performance of the Tax System of Selected MENA Countries. *Quantitative Economics Quarterly Journal*, **18**(4): 125-158. (In Persian).

GeraeeNejad, Gh., & Chapardar, E. (2012). Investigation of Factors Affecting Tax Revenues in Iran. *Economic Sciences Quarterly Journal*, **20**: 69-92. (In Persian).

Gupta, A. (2007). Determinants of Tax Revenue Efforts in Developing Countries. *IMF Working Papers*, **7**: 1-39.

Huang. H., & Wei. S.J. (2006). Monetary Policies for Developing Countries: The Role of Institutional Quality. *Journal of International Economics*. **70**: 239–252.

Ishak, P.W., & Farzanegan, M.R. (2020). The Impact of Declining Oil Rents on Tax Revenues: Does the Shadow Economy Matter?. *Energy Economics*, **92**(1): 104925.

Jafari Samimi, A., Tavaklian, H., & Haji Karmi, M. (2016). Evaluation of Monetary Policies in Exchange Rate Shock Conditions: MDSGE Approach. *Quarterly Journal of Iranian Applied Economic Studies*, **6**: 1-34. (In Persian).

Jalali Naeini, S.A., Tavaklian, H., Zamanzadeh, H., & Davodi, P. (2018). Considering the Entry and Exit of the Firm in A DSGE Model for the Iranian Economy. *Quarterly Journal of Iranian Applied Economic Studies*, **8**, 1-39. (In Persian).

Khodavirdi, A. (2010). Analysis of the Effect of Macroeconomic Variables on Tax Revenues using the Co-Accumulation Technique. *Economic Research Journal*, **1**: 149-180 .(In Persian).

Knack, S. (2009). Sovereign Rents and Quality of Tax Policy and Administration, *Journal of Comparative Economics*, **37**: 359–371.

Lotfealipour, M., Karimzadeh, M., & Anami, A. (2017). Investigating the Effects of the Withdrawal Shock from Bank Resources on Consumption and Investment in Iran's Economy (DSGE Approach). *Journal of Econometric Modeling*, **3**: 113-146. (In Persian).

Mansouri, M., Khezri, M., Zandi, F., & Safavi, B. (2021). Economic Factors Affecting the Components of Iran Tax Revenue in the Context of Economic Sanctions. *Macroeconomics Research Letter*, **15**(30): 193-209 .(In Persian).

Moore, M. (2007). *How Does Taxation Affect the Quality of Governance? Institute of Development Studies*. (IDS) Working Paper, **280**: 1–37.

Nabavi Lamiri, S.M., & Ehsani, M.A. (2016). Effect of Sentiments on Macroeconomic Variables in Iran: A DSGE Approach. *Quarterly Journal of Scientific Research Economic Strategy*, **6**: 5-44. (In Persian).

Nazari, F. (2015). Evaluation of the Effect of Oil Revenue on the Tax Revenue in Oil Exporting Countries. *Applied Economics Quarterly Journal*, **1**: 67-76.

Pazhuyan, J., & Darvishi, B. (2009). Structural Reforms in the Iranian Tax System. *Research Journal of Taxation*, **8**(56): 10-47 .(In Persian).

Qhatmiri, M.A., & Eslamloian, K. (2007). Estimating Tax Effort in Iran and Comparing it with Selected Developing Countries. *Economic Research*, **43**(83): 163-186 .(In Persian).

Ranjbar, H., Samati, M., & Malian, M. (2015). Possibility of Replacing Tax Revenues with Oil Revenues (Case Study of Iran). *Applied Economics*, **6**: 38-27 .(In Persian).

Reyes-Loya, M., & Blanco, L. (2008). Measuring the Importance of Oil-Related Revenues in Total Fiscal Income for Mexico. *Energy Economics*, **30**: 2552-2568.

Reza Qholizadeh, M., & Alami, A.H. (2019). Institutional Quality and Tax Evasion in Iran. *Scientific and Research Quarterly Journal of Quantitative Economics.* (In Persian).

Saheb Honar, H., & Nedri, K. (2012). Economic Analysis of the Effect of Increasing Oil Revenues on Income Distribution with the BVAR Approach: a Case Study of Iran. *Quarterly Journal of Energy Economics*, **9**: 149-115. (In Persian).

Samadi, F. (2019). The Moderating Role of Oil Revenues on the Relationship between Tax Revenues and Economic Growth. *Financial and Economic Policy Journal*, **33**: 160-133. (In Persian).

Shams al-Dini, M., & Shahraki, J. (2015). Investigation of Effective Factors in Increasing Tax Revenues in Iran. *Economic Policy Journal*, **8**: 116-77. (In Persian).

Tanzi, V. (2000). Corruption, Growth, and Public Finances. *IMF Working Paper*, 00/182.

Tijerina-Guajardo, J.A. & Pagan, J.A. (2003). Government Spending, Taxation, and Oil Revenues in Mexico. *Review of Development Economics*, **7**(1): 152-164.

Totonchi Malaki, S., Mosavi Jahromi, Y., & Mehrara, M. (2020). Evaluation of the Most Important Factors Affecting the Income of Taxes in the Economy of Iran with the Approach of TVP DMA Models. *Journal of Tax Research*, **27**: 71-100. (In Persian).

Tullock, G. (1983). *Rent Seeking and Tax Reform, Economics of Income Redistribution*. Kluwer, Boston.

Uhlig, H. (1999). *A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily*. Institute for Empirical Macroeconomics, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Yavarifar, A., Emami, K., & Mohammadi, T. (2023). Studying the Effects of the Uncertainty Shock of the Economic Policies on Iran's Economy with the DSGE Approach. *Economic Policy Journal*, **30**: 38-66. (In Persian).

Zaranejad, M., Yazidi, A., & Hosseinpour, F. (2013). Measuring the Impact of Oil Revenues on Tax Revenues in Iran. *Business Research Journal*, **72**: 111-138. (In Persian).

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 145-172

Validation of Sadaret Bank customers: Discrete regression scoring approach

Maryam Behzadirad[1], Mahmoud Mahmoudzade[*2], Aliabbas Heidari[3], Masoud Sofi Majidpor[4]

Received: 19-08-2023 Accepted: 09-06-2023

Extended Abstract

Purpose: Evaluating the credit of customers in credit institutions is one of the most important challenges of banks today. The lack of accurate evaluation of customers can lead to delayed maturity and ultimately burn the bank's claims and increase the credit risk. Overdue claims, which are known as non-current claims in the banking literature, are the result of credit risks. The banking and economic authorities always try to minimize the credit risk and non-current claims in order to avoid bankruptcy and its negative consequences. Bank credit is an efficient scale for calculating credit risks. But the judgment method is often used to determine the credit risk of customers. This type of validation and decision-making is not as real as it should be; it has little accuracy and actually causes problems for banks in the process of handing over facilities. The purpose of this article is to present a detailed framework for the validation of bank customers, which is done on a case-by-case basis for a number of recipients of facilities from Saderat Bank in the period of 2019-2021.

Methodology: In this study, the censored multiple logistic regression technique is employed to rank customers based on creditworthiness and examine its impact on reducing non-current claims in Saderat Bank. The results obtained can facilitate the decision-making process regarding the credit rating of customers and the reduction of non-current claims in Saderat Bank. This purpose is fulfilled with discrete regression models in which the dependent variable selects binary values. A common approach in modeling binary choices is the use of multiple logistic probability models (censored regression), where it is assumed that there is an unobservable dependent variable (yi*) defined by a regression relationship.

[1]. PhD student of economic sciences, Firuzkoh branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: behzadirad@gmail.com
[2]. Corresponding author. Associate Professor of Economic Sciences, Firuzkoh branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: Mahmod.ma@yahoo.com
[3]. Assistant Professor of Economic Sciences, Firuzkoh branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: Zaliabbas_heidari@yahoo.com
[4]. Assistant Professor of Economic Sciences, Firuzkoh branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: masoodsoufi@gmail.com

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 145-172

The statistical population of the present study includes the real customers in the Saderat Bank system who have received facilities and whose facilities are now in progress or have ended. The data on these customers cover the 2000 credit facilities of people who have referred to the bank. The data were collected from Saderat Bank branches during the period of 2019-2021. Also, the statistical sample of the research was divided into two categories of customers, creditworthy and non-creditworthy.

Findings and discussion: Based on the estimation of the censored regression model, gender and age have a significant effect on the timely collection of loans. Women have performed better than men in repaying the loan, and, as age increases, the probability of not repaying the loan increases. The level of education and the repayment period also have positive effects on the timely collection of claims. Moreover, the amount of the granted loans and the interest rate of the loans have a negative and significant effect. Among the other investigated variables is the history of obtaining loans by the borrower, which has a positive and significant effect on the timely collection of loans. This factor can be a good sign of the eligibility of the borrower. The type of collateral deposited with the bank as a guarantee is another investigated variable with a significant impact on the non-repayment of loans. The loans obtained with property collaterals have better repayment conditions than joint collaterals. Finally, the average balance of the borrower when taking a loan has been found as an effective and significant factor in identifying his eligibility. On the other hand, the type of facility (capital or current) has no effect on timely collection or overdue claims.

In addition, the results obtained from the censoring model for bad credit customers, in which the deferred class and the questionable access class are considered as dependent variables, show that the factors of gender, age and loan amount have positive and significant effects on the non-repayment of the loan. The repayment period has a negative and significant effect on the non-repayment of the loan. Also, the factors of the average balance of the applicant, the type of facility and the customer's work have no significant effect on the creditworthiness of bad credit customers of Saderat Bank. With these findings on the bank, it is better to identify bad customers and focus on other study variables such as loan repayment time, installment interval, number of installments, amount of each installment per month, loan extension, history of receiving loans, real estate collateral, and interest rate of loans.

Conclusions and Policy Implications: Collection of the granted loan within the specified period of time points to the implementation of the correct methods and the use of resources to create the loans necessary for expanding economic activities and directing the bank resources to the correct investment locations. However, the implementation of inappropriate economic policies in the past years, the lack of financial disciplines, and the unfavorable economic conditions of the country have played a large role in the non-repayment of the granted loans. Therefore, the demographic and economic features of loan recipients are the key parameters for validation, playing a central role in managing non-current claims and the credit risk

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 145-172

of banks. It is, thus, suggested that, at the micro-level in the technical and economic evaluation of the projects for granting loans, banks should take into account the trend of macroeconomic variables, so that loans can be given based on the relevant forecasts and in such a way that the original resources and expected profit of the loans can be returned. Expansion of knowledge and research in the field of customer validation and reduction of non-current claims of banks will have valuable results for organizations. Among them, one may mention the reduction of costs and the possibility of completing the money cycle in the bank and the country.

Keywords: validation, outstanding claims, censored discrete regression scoring, SADERAT Bank

JEL Classification: G20, G21

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۱۴۵-۱۷۲

اعتبارسنجی مشتریان بانک صادرات: رهیافت امتیازدهی رگرسیون گسسته

مریم بهزادی‌راد[۱]، محمود محمودزاده*[۲]، علی عباس حیدری[۳]، مسعود صوفی مجیدپور[۴]

دریافت: ۲۸-۰۵-۱۴۰۲ پذیرش: ۲۰-۰۳-۱۴۰۳

چکیده

اعتبارسنجی بانکی، مقیاس کارآمد برای محاسبه ریسک اعتباری است. در گذشته، اعتبارسنجی بانک‌ها به دلیل نظرات شخصی کارشناسان چندان روشن نبود بنابراین دقت این فرآیند اندک و اتلاف زمان بیشتر بود. هدف این مقاله، اعتبارسنجی مشتریان بانک صادرات بر اساس رهیافت امتیازدهی رگرسیون گسسته با بهره‌برداری از ریز داده ۲۰۰۰ دریافت‌کننده تسهیلات بانک صادرات در دوره ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ و طبقه‌بندی نمونه آماری به دو دسته مشتریان خوش‌حساب و بدحساب است. بر اساس نتایج مدل، اثر جنسیت و سن بر وصول به‌موقع وام از نظر آماری معنی‌دار است؛ وام‌گیرندگان جوانتر، عملکرد بهتری در بازپرداخت وام‌ها داشته‌اند. همچنین، هرچه مبلغ وام کمتر بوده، وام‌گیرنده در بازپرداخت آن بهتر عمل کرده است. با افزایش مبلغ وام، احتمال ناتوانی وام‌گیرنده در بازپرداخت آن افزایش می‌یابد. اثر مدت بازپرداخت و نرخ سود تسهیلات اعطایی بر وصول به‌موقع وام نیز از نظر آماری معنی‌دار است. نرخ سود پایین‌تر شرایط بهتری برای بازپرداخت وام فراهم می‌کند. همچنین وثیقه ملکی در مقایسه با وثیقه تضامنی پشتوانه بهتری برای وام‌های اعطایی بانک‌ها است. بی‌تردید، اعمال سیاست‌های اقتصادی نامناسب در سال‌های گذشته، فقدان انضباط مالی و شرایط نامطلوب اقتصادی کشور نقش زیادی در ایجاد و افزایش حجم معوقات بانکی داشته است. بنابراین ویژگی‌های جمعیت شناختی و اقتصادی دریافت‌کنندگان تسهیلات از سنجه‌های کلیدی برای اعتبارسنجی بوده و نقش محوری در مدیریت مطالبات غیرجاری و ریسک اعتباری بانک‌ها دارد.

واژگان کلیدی: اعتبارسنجی، مطالبات معوق، امتیازدهی رگرسیون گسسته سانسوری، بانک صادرات.

طبقه‌بندی JEL: G20، G21

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران behzadirad@gmail.com
۲. نویسنده مسئول. دانشیار علوم اقتصادی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران Mahmod.ma@yahoo.com
۳. استادیار علوم اقتصادی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران aliabbas_heidari@yahoo.com
۴. استادیار علوم اقتصادی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران masoodsoufi@gmail.com

۱- مقدمه

سودآوری یا بقای یک بنگاه اقتصادی به عوامل متعددی وابسته است. برخی از این عوامل تحت کنترل و برخی دیگر، خارج از کنترل بنگاه قرار دارند. از سویی هر فعالیت اقتصادی با ریسک همراه است، که هیچ‌گاه نمی‌توان کاملاً آن را حذف کرد و تنها راه ممکن، مدیریت آن است. توسعه سریع فعالیت‌های مالی، نوآوری‌های فنی و پیچیده‌تر شدن نظام‌های مالی، اصول مدیریت ریسک را به بخشی اجتناب‌ناپذیر از مؤسسات مالی تبدیل کرده است. حوزه‌های اصلی ریسک در نظام بانکداری، ریسک اعتباری[1]، ریسک بازار و ریسک عملیاتی هستند. در این میان، ریسک اعتباری جایگاه و اهمیت ویژه‌ای دارد.

یکی از حوزه‌های اصلی فعالیت‌های بانک‌ها، اعطای تسهیلات است. بنابراین به‌طور طبیعی نحوه تصمیم‌گیری درباره اعطای تسهیلات و ارزیابی دقیق مشتریان از درجه اهمیت بالایی برخوردار است؛ چرا که عدم ارزیابی دقیق مشتریان می‌تواند منجر به مطالبات معوق[2] شود که در ادبیات بانکی به‌عنوان مطالبات غیرجاری[3] شناخته می‌شود. افزایش مطالبات غیرجاری بانک‌ها موجب فزونی یافتن مصارف نسبت به منابع دردسترس آنها، سوخت‌شدن مطالبات و افزایش ریسک اعتباری بانک می‌شود. افزایش هزینه‌ها، کاهش کارایی و بهره‌وری واحد بانکی و در نهایت کاهش سود از دیگر تبعات افزایش مطالبات غیرجاری است (تایو، اوچاگا و آچوگامونو[4]، ۲۰۱۷). بنابراین قدرت وام‌دهی بانک‌ها کاهش می‌یابد و پیامدهای گسترده‌تری در سطح ملی از جمله افزایش تورم، توسعه دلالان و اقتصاد زیرزمینی در پی خواهد داشت (سعید و زاهد[5]، ۲۰۱۶).

مقامات بانکی و اقتصادی همواره سعی می‌کنند ریسک اعتباری و مطالبات غیرجاری را به حداقل برسانند تا از ورشکستگی و پیامدهای منفی آن جلوگیری کنند (نگوین، گالری و نیوتن[6]، ۲۰۱۶). از این رو امروزه بررسی، سنجش و اندازه‌گیری اعتبار مشتریان و ریسک اعتباری آنها یکی از مهم‌ترین چالش‌های بانک‌ها و موسسات اعتباری است.

در اکثر بانک‌های جهان و همچنین در تمام بانک‌های کشور، اغلب از روش قضاوتی برای تعیین ریسک اعتباری مشتریان استفاده می‌شود و در نهایت مدیریت بانک عامل، تصمیم نهایی را

---

1. Credit Risk
2. Outstanding Claims
3. Non-current Claims
4. Taiwo, Ucheaga & Achugamonu (2017)
5. Saeed & Zahid (2016)
6. Nguyen, Gallery & Newton (2016)

اتخاذ می‌کند. لیکن ممکن است این تصمیم، آن‌طور که باید به واقعیت موجود نزدیک نباشد (میرزائی و کریمی اصل[1]، ۱۳۹۷). استفاده از این روش‌ها با توجه به توان محدود انسان‌ها در تحلیل هم‌زمان عوامل مختلف مؤثر بر ریسک اعتباری در مقایسه با روش‌های مدرن، از کارایی کمتری برخوردار است.

به همین منظور در مطالعه حاضر با به‌کارگیری تکنیک رگرسیون لجستیک چندگانه[2] سانسور شده به رتبه‌بندی اعتباری مشتریان و تاثیر آن بر کاهش مطالبات غیرجاری در بانک صادرات پرداخته‌شده است. نتایج این پژوهش به مدیران بانکی در تصمیم‌گیری درست نسبت به رتبه‌بندی اعتباری مشتریان و کاهش مطالبات غیرجاری بانک صادرات کمک می‌کند. اطلاعات مورد نیاز این پژوهش با استفاده از بررسی ۲۰۰۰ پرونده دریافت‌کنندگان تسهیلات بانک صادرات در دوره ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ به‌دست آمده است.

ساختار این مقاله به این صورت تنظیم شده است که در بخش دوم مبانی نظری شامل نظریه‌های مطرح و نتایج مطالعات تجربی انجام شده مرتبط با موضوع، می‌شود. بخش سوم، به معرفی روش پژوهش و آزمون‌های مورد استفاده اختصاص دارد. در بخش چهارم نتایج آزمون‌ها و برآورد مدل، ارائه شده و در نهایت بخش پنجم، به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع

مطالبات غیرجاری بانک‌ها، می‌تواند منشاء بسیاری از بحران‌های مالی و پولی در دنیا باشد و آثار سوء بسیاری بر بانک‌ها، بخش‌های مختلف اقتصادی و در ابعاد وسیع‌تر، برای مردم هر کشوری ایجاد کند. از این رو نسبت مطالبات غیرجاری به تسهیلات اعطایی در نظام بانکی، معیاری است که برای سنجش سلامت بانک استفاده می‌شود (لیو، لیو و ساتیه[3]، ۲۰۲۱). از منظر اقتصادی، تسهیلات بانکی موتور محرک اقتصاد است و بانک‌ها همچون قلب، منابع مالی را در شریان‌های اقتصاد به گردش در می‌آورند. بانک‌ها برای اعطای تسهیلات، لازم است که روند متغیرهای کلان اقتصادی را مدنظر قرار دهند تا نحوه اعطای تسهیلات به‌گونه‌ای انجام پذیرد که اصل منابع و سود مورد انتظار تسهیلات قابل بازگشت باشد (گودرزی فراهانی، براتی‌نیا و آبنیکی[4]، ۱۴۰۱). مطالبات غیرجاری، نشان از تخصیص نامناسب منابع بانکی و وجود حجم بالای آن نشان از وجود مشکل در تخصیص

1. Mirzaei & Karimi Asl (2018)
2. Logistic Regression
3. Liu, Liu & Sathye (2021)
4. Gudarzi Farahani, Baratinia, & Abniki (2023)

بهینه‌ی منابع و یا به عبارت بهتر تخصیص منابع پولی به اهداف غیرسودآور و غیرارزش‌آفرین در اقتصاد است. این موضوع حیات بانک‌ها و سیستم بانکی را تهدید می‌کند و در پی آن تاثیر منفی قابل ملاحظه‌ای بر رشد اقتصاد کشور خواهد داشت. به همین دلیل است که ناظران پولی، مقام‌های اقتصادی و سهام‌داران بانک‌ها نسبت مطالبات غیرجاری به‌کل تسهیلات بانک‌ها را زیر نظر دارند و در صورت افزایش آن، واکنش نشان خواهند داد (النابولسی، کوزارویچ و حکیمی[1]، ۲۰۲۲).

همان‌طور که پیشتر اشاره شد، افزایش مطالبات غیرجاری موجب افزایش ریسک اعتباری بانک می‌شود. ریسک اعتباری از آن جهت حائز اهمیت است که بانکها با استفاده از اقلام بدهی در ترازنامه خود شامل بدهی به سهام‌داران، بانک مرکزی، سایر بانکها و سپرده‌های افراد، به اعطای اعتبار و تسهیلات می‌پردازند و اگر این اعتباردهی منجر به بلوکه شدن دارایی‌های بانکی یا به عبارتی افزایش تسهیلات غیرجاری شود، توانایی بانک در کسب درآمد و نیز تأدیه بدهی‌هایش تضعیف می‌شود. از این رو مدیریت مناسب ریسک اعتباری متضمن وجود یک نظام سالم با پایین بودن احتمال ورشکستگی، ناتوانی و درماندگی مالی خواهد بود (اسدی، یاوری و حیدری[2]، ۱۳۹۹).

اساس مدیریت مطلوب ریسک اعتباری را می‌توان در شناسایی دقیق و به‌موقع ریسک‌های اصلی موجود در فعالیت‌های مربوط به اعطای تسهیلات خلاصه کرد. روش‌های اندازه‌گیری و ارزشیابی و همچنین فعالیت‌هایی که برای کاهش و مقابله با این ریسک‌ها به‌کار گرفته می‌شوند، عموما تعاریف روشنی از سیاست‌های مدیریت ریسک در سازمان‌ها را ارائه می‌کنند. در حقیقت با وجود مدیریت ریسک، محدودیت‌های ناشی از سیاست‌های اتخاذ شده در پذیرش ریسک‌ها، مورد بررسی قرارگرفته و در نتیجه آن، متنوع‌سازی پرتفوی وام‌ها، در جهت کاهش ریسک‌های مزبور، تضمین می‌شود (سلطانی[3]، ۱۴۰۰).

۲-۱- روش‌های بررسی و ارزیابی متقاضیان تسهیلات

اعتبار موسسات در بازار، به اعتماد و اطمینان، حسن شهرت تجاری و ایفای به‌موقع تعهدات وابسته است. بانک‌ها نیز با رعایت اصول فوق‌الذکر در ارزیابی خود، ممکن است روش‌های متفاوتی را مبنای بررسی و ارزیابی خود قرار دهند. مهمترین معیارهای مورد استفاده معیار5C، LAPP، 5P است.

روش پنج C: این روش از مشهورترین و کاربردی‌ترین روش‌های بررسی و ارزیابی

[1]. Alnabulsi, Kozarević & Hakimi (2022)
[2]. Asadi, Yavari & Heydari (2020)
[3]. Soltani (2021)

متقاضیان تسهیلات است که شاخص‌های آن عبارتند از: «شخصیت»[1]: اعتبار متقاضی در عملیات مالی و فعالیتهای گذشته. «ظرفیت و قدرت»[2]: توان متقاضی در هدایت و رهبری فعالیت. سرمایه[3]: سرمایه و صورت‌های مالی متقاضی. «شرایط»[4]: شرایط و عوامل بیرونی که خارج از کنترل اعتبار گیرنده است. «پوشش»[5]: پیش‌بینی وثایق یا ابزارهایی که می‌تواند در زمان دریافت اعتبار یا تسهیلات، به‌عنوان پوشش در اختیار بانک قرار گیرد (تایو، اوچاگا و آچوگامونو، ۲۰۱۷).

روش پتانسیل سوددهی فعالیت وام‌دهنده (LAPP)[6]: از دیگر روش‌های ارزشیابی وضعیت اعتباری متقاضی، روش پتانسیل سوددهی فعالیت وام‌دهنده است که شاخص‌های آن این موارد را در بر می‌گیرد: «نقدینگی»[7]: به‌عنوان یکی از عوامل مهم در موسسات که گاهی از سود اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. «فعالیت»[8]: نوع فعالیت، حجم فعالیت، دوره گردش عملیات و.... . «سوددهی»[9]: میزان سودآوری، سوداویژه و سودخالص در مقایسه با فروش و قیمت تمام شده. «پتانسیل»[10]: به‌عنوان مبنایی برای ارزیابی توانایی استمرار فعالیت یک واحد اقتصادی در بازار. در این مبحث، مسائلی چون وضعیت و کارآیی مدیریت، ترکیب نیروی انسانی، محصولات، منابع مالی، نفوذ در بازار و ارتباطات و موارد عمومی، مورد بررسی قرار می‌گیرد (جوت[11]، ۲۰۱۸).

روش پنج p: این روش از دیگر روش‌های مطرح در بررسی‌های اعتباری، است. مبنای این روش بهره‌گیری از این شاخص‌ها است: «مردم»[12]: نظرات مردم درباره واحد اقتصادی، شامل کارآیی در امر تولید، تجارب، پوشش بیمه‌ای، سود حاصل از سرمایه و دارایی‌ها، ارزیابی و کنترل دارایی‌ها، تمایل به ایفای تعهدات، جایگاه در صنعت یا بخش اقتصادی است. «محصول»[13]: دربرگیرنده کمیت و کیفیت سودآوری، ارزش، در دسترس بودن، اهداف بازار یا پوشش بیمه‌ای و ... . «حمایت»[14]: بررسی اینکه آیا وام گیرنده بر اساس صورت‌های مالی‌اش از پشتوانه مالی داخلی برخوردار است؟ یا نقدینگی و یا سایر وثایق دیگر در اختیار دارد؟ و اینکه آیا دسترسی به پشتوانه‌ها

---

1. Character
2. Capacity
3. Capital
4. Cliquidity
5. Coverage
6. Lender Activity Profitability Potential
7. Liquidity
8. Activity
9. Profitability
10. Potential
11. Jote (2017)
12. People
13. Product
14. Protection

یا ضمانت‌های بیرونی مانند ضمانت بانکی، ظهرنویسی و اسنادمالی و... دارد؟. «پرداخت‌ها»[1]: شامل مواردی چون آیا مسئله‌ای درباره اعتبارات پرداخت‌نشده وجود ندارد؟ اطلاعات مربوط به پرداخت-های گذشته، قابلیت نقدینگی و دارایی‌ها، سوددهی، کیفیت، بدهی‌های خارجی و... . «شمای کلی آینده»[2]: بررسی اینکه آیا شرکت برای آینده راهبرد و برنامه اقدام خاصی دارد؟ یا اینکه در این زمینه مبتدی است (اعم از بررسی سود ناشی از فروش در قبال احتمالات بازار درباره نوسانات قیمت) (اسپینوزا و پراساد[3]، ۲۰۱۰). با انجام بررسی‌ها و ارزشیابی‌های فوق، بانک‌ها قادر خواهند بود تا درباره اعطای تسهیلات و چگونگی سقف اعتبار و شیوه‌های کنترل آن و نیز خدمت و شیوه بازپرداخت، به درستی تصمیم‌گیری کنند.

۳- پیشینهٔ تجربی

عباس و الله[4] (۲۰۲۳) در پژوهشی تاثیر ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی را بر عملکرد بانک‌های آسیای جنوبی بررسی کردند. جامعه آماری این مطالعه ۲۰ بانک پاکستانی و ۱۵ بانک هندی از سال ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ بود. یافته‌ها نشان داد که ریسک اعتباری و نقدینگی تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر عملکرد بانک‌های آسیای جنوبی دارد. از نتایج کلیدی این پژوهش می‌توان به ضرورت پایش و نظارت وام گیرندگان در بانک‌های کشورهای درحال‌توسعه به‌منظور مدیریت و کنترل ریسک اعتباری اشاره کرد.

احمد، نظام و احسن[5] (۲۰۲۳) به بررسی رابطه میان مدیریت ریسک اعتباری و ریسک نکول در بخش بانکی بریتانیا پرداختند. در این راستا، اطلاعات پنج بانک برجسته در انگلستان شامل گروه بانکی لویدز[6]، هلدینگ HSBC، گروه نات‌وست[7]، بارکلیز[8] و اینوست‌تک[9] برای بازه زمانی ۲۰۱۳ تا ۲۰۲۲ استخراج شد. در این پژوهش نسبت جاری، بدهی به حقوق صاحبان سهام، نرخ بازگشت سرمایه (ROA)[10] و بازده حقوق صاحبان سهام (ROE)[11] به عنوان معیاری برای ریسک نکول و نسبت وام غیرجاری، نسبت کفایت سرمایه، وام

---

1. Payment
2. Perspective
3. Espinoza & Prasad (2010)
4. Abbas & Ullah (2023)
5. Ahmed, Nizam & Ahsan (2023)
6. Lloyds
7. NatWest
8. Barclays
9. Investec
10. Return On Assets
11. Return On Equity

غیرجاری و ذخیره زیان وام[1] به‌عنوان معیاری برای مدیریت ریسک اعتباری استفاده شد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، از آمار توصیفی، آزمون هاسمن و مدل‌های اثر ثابت بهره گرفته شد. یافته‌ها نشان داد که نسبت کفایت سرمایه تاثیر مثبتی بر نسبت جاری، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام و ROE دارد. افزون بر این، وام غیرجاری تاثیر منفی بر ROA دارد.

فوکویاما و تان[2] (۲۰۲۲) با مشاهده و بررسی میزان دقت الگوریتم‌های مختلف یادگیری ماشین (مانند رگرسیون لجستیک درخت تصمیم، جنگل تصادفی و ماشین بردار پشتیبان و الگوریتم‌های مختلف انتخاب ویژگی) به‌منظور شناسایی بهترین الگوریتم از میان آنها، به این نتیجه رسیدند که استفاده از الگوریتم ترکیبی جنگل تصادفی و chi-square بهترین ترکیب موجود است. از معیارهایی که آنها در این پژوهش در نظر گرفتند، می‌توان به وضعیت حساب مشتری، مدت زمان اعتبار، وضعیت قبلی حسابهای مشتری، مدت زمان سکونت و ... اشاره کرد.

النابولسی، کوزارویچ و حکیمی (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده وام‌های غیرجاری در شرایط بحران مالی و بحران سلامت، با مطالعه شواهدی از بانک‌های منطقه منا[3] پرداختند. این مطالعه شامل ۷۴ بانک متعلق به ۱۱ کشور منطقه منا در دوره ۲۰۰۵-۲۰۲۰ می‌شود و از روش دومرحله‌ای تعمیم‌گر لحظه‌ای استفاده می‌کند. برای انجام یک تحلیل مقایسه‌ای، کل نمونه به دو نمونه فرعی تقسیم می‌شود. اولی مربوط به کشورهای خاورمیانه و دومی کشورهای شمال آفریقا را در بر می‌گیرد. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که عوامل کلان اقتصادی اعم از محیط اقتصاد کلان و کیفیت نهادی به مراتب نسبت به ویژگی‌های بانکی تاثیر قابل ملاحظه‌تری بر سطح وام‌های غیرقابل وصول دارد. با این حال، هیچ اثر قابل توجهی درباره تأثیر همه‌گیری کووید ۱۹ شناسایی نشده است.

لیو، لیو و ساتیه (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی ریسک و پیش‌بینی ورشکستگی موسسات مالی، به‌ویژه بانک‌ها پرداختند. ریسک‌ها در بانکداری، از عوامل داخلی و خارجی ناشی می‌شوند. بحران‌های مالی جهانی[4] (GFC) نیاز به مدیریت ریسک جامع را برجسته کرد و از آن زمان تاکنون محققان برای برآوردن این نیاز تلاش کرده‌اند. به‌طور مشابه، بانک‌های مرکزی در سراسر جهان تست استرس دوره‌ای را از توانایی بانک‌ها برای مقاومت در برابر شوک‌ها آغاز کرده‌اند. این مقاله

---

1. Loan Loss Reserve
2. Fukuyama & Tan (2022)
3. MENA
4. Global Financial Crisis

به بررسی تکنیک‌های آماری و یادگیری ماشین مورد استفاده در ادبیات پیش‌بینی شکست بانک می‌پردازد. این مطالعه نشان می‌دهد که اگرچه پیشرفت قابل توجهی با استفاده از تکنیک‌های آماری و محاسباتی پیشرفته حاصل شده، اما با توجه به ماهیت پیچیده ریسک بانکی، توانایی تکنیک‌های آماری برای پیش‌بینی ورشکستگی بانک‌ها محدود است. محبوبیت مدل‌های مبتنی بر یادگیری ماشین به دلیل توانایی پیش‌بینی قابل توجهی که دارند، افزایش یافته است.

جوت (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده بازپرداخت وام در بین ۶۶۶۲ شخص (۱۶۱۰ وام مشکوک و ۵۰۵۲ وام معوق) و با به‌کارگیری مدل لجستیک پرداخت. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که شش متغیر «سطح تحصیلات، نوع وام، میزان ارتباط و نزدیکی وام‌گیرنده به مؤسسات، اندازه خانواده و درآمد حاصل از فعالیت‌های مالی وام و آموزش» به لحاظ آماری معنی‌دار شده که احتمال بازپرداخت وام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

اومه، ازیانو و اوبیکوه[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده بازپرداخت وام در میان کشاورزان ایالت انوگو[2]، نیجریه با به‌کارگیری مدل لجستیک پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که کشاورزان نمونه، جوانان، زنان، کشاورزان ازدواج کرده و دارای اندازه خانواده بزرگ و تجربه کشاورزی بالای ۱۱ سال، عوامل تعیین‌کننده بازپرداخت وام هستند. همچنین، وام‌های کوچک و تجاری، منابع اصلی اعتبار کشاورزان هستند. همچنین مهمترین موارد استفاده از اعتبار توسط کشاورزان اختصاص وام به خرید مواد غذایی و واکسن است. عوامل تعیین‌کننده برای توانایی بازپرداخت وام کشاورزان عبارتند از: اندازه خانوار، خدمات تمدید وام، عضویت سازمانی در قالب تعاونی‌ها، تجربه کشاورزی، سطح تحصیلات و درآمد غیرکشاورزی. عوامل موثر بر توانایی کشاورزان در بازپرداخت وام‌ها عبارتند از: نرخ بهره بالا، بهره‌وری پایین، وثیقه بالا، ارزیابی ضعیف وام و تغییرات در سیاست‌های بانکی. در همین راستا نیاز به افزایش دسترسی کشاورزان به آموزش، درآمد غیرکشاورزی و نیاز به اعطای تخفیف به کشاورزانی که وام‌های خود را در زمان مناسب بازپرداخت می‌کنند، توصیه شده است.

گوتو (۲۰۱۷)[3] در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر بازپرداخت وام در بین وام‌گیرندگان زن از مؤسسات مالی ممتاز در اتیوپی با به‌کارگیری مدل لجستیک چندگانه و در بین ۱۸۲ زن، شامل ۸۵ وام معوق و ۹۷ وام مشکوک الوصول، پرداخت. از نه متغیر مستقل مدل، شش مورد آنها شامل سن، سطح تحصیلات، کفایت وام برای اهداف موردنظر، نوع اقامت، هدف از اخذ و استفاده از وام

[1]. Ume, Ezeano, & Obiekwe (2018)
[2]. Enugu State
[3]. Gutu (2017)

و تعداد اعضای خانواده، متغیرهای مهم هستند و سه متغیر باقی‌مانده تاثیر ناچیزی دارند.

در ایران نیز قاسمی ارمکی، فلاح و البرزی[1] (۱۴۰۱) در پژوهشی تلاش کرده‌اند که صحت و دقت اعتبارسنجی مشتریان بانک ملت را با بهره‌گیری از مدل‌های هیبریدی فرایادگیر[2] افزایش دهند. همچنین در پژوهش آن‌ها شاخص‌های «میزان وثیقه»، «نوع وثیقه» و «میزان تسهیلات» به ترتیب به‌عنوان مهمترین شاخص‌های شناسایی مشتریان کم ریسک (خوب) و پر ریسک (بد) معرفی شده‌اند.

در پژوهشی دیگر قنبری، نظام‌آبادی و جلایی[3] (۱۴۰۱) به شناسایی و اولویت‌بندی شاخص‌های تأثیرگذار در اعتبارسنجی مشتریان با بهره‌گیری از نظرات خبرگان بانکی شهر کرمان پرداختند و نتایج حاصل را با شاخص‌های استخراج‌شده از هوش مصنوعی مقایسه کردند و به هم‌پوشانی ۸۰ درصدی شاخص‌های منتخب دو روش رسیدند.

سلطانی (۱۴۰۰) نیز در مقاله‌ای به بررسی اعتبارسنجی مشتریان موسسات مالی با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی توسعه‌یافته با کمک الگوریتم ژنتیک در بانک ملی شعبه مرکزی ایلام پرداخت. به‌منظور ارزیابی عملکرد روش پیشنهادی، از یک پایگاه داده شامل اطلاعات ۱۰۸ مشتری حقیقی و حقوقی بانک ملی شعبه مرکزی شهر ایلام در طی سال ۱۳۹۶ استفاده‌شد. مدل پیشنهادی از جنبه‌های مختلف ارزیابی و دقت آن در رتبه‌بندی مشتریان بانک آزمایش شد. نتایج بررسی‌ها نشان داد که مدل پیشنهادی می‌تواند رتبه‌بندی مشتریان بانک را با میانگین دقت ۹۳/۶۶٪ انجام دهد.

میرزایی و کریمی اصل (۱۳۹۷) در پژوهشی به مدل‌سازی علل درونی معوق شدن تسهیلات قرض الحسنه به روش «حد آستانه» در بانک قرض‌الحسنه رسالت پرداختند. جامعه‌ی مورد بررسی، مشتریان شعب بانک قرض‌الحسنه رسالت سراسر کشور در دوره‌ی زمانی ۹۴-۱۳۹۳ است. در این مطالعه مدل پروبیت جهت ارزیابی عوامل موثر بر مطالبات معوق این بانک با به‌کارگیری ۶ متغیر مستقل که اثر معنی‌داری بر ریسک اعتباری دارند، برازش شده است و از روش «حد آستانه بهینه» جهت بررسی کارایی و قدرت پیش‌بینی مدل بهره گرفته شده است. نتایج نشان داد که ضرایب و همچنین قدرت تفکیک‌کنندگی مدل پروبیت معنی‌دار بوده و اعتبار بالایی دارد.

در پژوهش‌های پیشین، مسئله رتبه‌بندی اعتباری مشتریان بر مطالبات جاری و غیرجاری با استفاده از تکنیک رگرسیون لجستیک چندگانه سانسور شده به شکل مستقیم بررسی نشده است و

[1]. Ghasemi Armaky, Fallah & Alborzi (2022)
[2]. Hyper-Learning Hybrid Models
[3]. Ghanbari & Nezamabadi-pour (2022)

از سویی در موارد مشابه اغلب از حالت‌های ساده مدل رگرسیون گسسته لاجیت، پروبیت و توبیت استفاده کرده‌اند. ولیکن در این مطالعه برای بررسی دقیق موضوع، با به‌کارگیری تکنیک رگرسیون لجستیک چندگانه سانسور شده به رتبه‌بندی اعتباری مشتریان و تاثیر آن بر کاهش مطالبات جاری[۱] و غیرجاری[۲] در بانک صادرات پرداخته می‌شود تا با استفاده از نتایج برآورد مدل‌ها بتوان مدیران بانکی را در تصمیم‌گیری صحیح درباره رتبه‌بندی اعتباری مشتریان و کاهش مطالبات غیرجاری بانک صادرات یاری کرد. به این ترتیب که ۲۰۰۰ پرونده دریافت‌کنندگان تسهیلات بانک صادرات در دوره زمانی ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ بررسی شد. مزیت استفاده از رگرسیون لجستیک چندگانه سانسور شده این است که در این روش می‌توان با توجه به حجم بالای پرونده‌های مورد بررسی، متغیرهایی که سبب ناسازگاری و ایجاد تورش در برآوردکننده‌ها می‌شوند را با استفاده از رگرسیون لجستیک سانسور شده، سانسور کرد. اگر در برآورد پارامترهای معادله رگرسیونی، روش حداقل مربعات معمولی به‌کار گرفته شود، معادله برآورد شده نمی‌تواند معادله اصلی یعنی همان معادله‌های سانسور شده را نشان بدهد. اگر مسئله سانسورشدگی در نمونه، در فرایند برآورد حداقل مربعات معمولی در نظر گرفته نشود، هم شیب و هم عرض از مبدا برآورد شده دارای تورش خواهد بود. علاوه بر این با استفاده از روش رگرسیون لجستیک چندگانه، می‌توان روابط بین متغیرهای پیش‌بین را با متغیر وابسته در چندین طبقه بررسی کرد که در مطالعه حاضر چهار حالت؛ وصول به‌موقع (Y_1)، سررسید گذشته (Y_2)، معوق (Y_3) و مشکوک الوصول (Y_4) در نظر گرفته می‌شود. این موضوع وجه تمایز اساسی و نوآوری مطالعه حاضر نسبت به پژوهش‌های پیشین است. همچنین از دیگر موارد نوآوری در این مطالعه، تقسیم‌بندی مشتریان به دو دسته مشتریان خوش‌حساب (وصول به‌موقع و سررسید گذشته) و مشتریان بدحساب (معوق و مشکوک الوصول) است که مشتریان خوش‌حساب در دسته‌های اول و دوم قرار می‌گیرند و مشتریان بدحساب نیز از دسته‌های سوم و چهارم انتخاب می‌شوند.

---

[۱]. مطالبات جاری، مطالباتی است که پرداخت اصل و سود تسهیلات و یا بازپرداخت اقساط در سررسید صورت گرفته و یا حداکثر از سررسید آن دو ماه گذشته است.

[۲]. مطالبات غیرجاری؛ شامل مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک‌الوصول است.

٤- روش‌شناسی پژوهش

بر اساس پرونده‌های مورد بررسی در این پژوهش، علت تسهیلات اخذ شده توسط مشتریان بانک مورد مطالعه، طی سالهای ۱۳۹۸ لغایت ۱۴۰۰ عبارتند از: خرید لوازم منزل، خرید کالا، خرید خودرو، خرید ابزار کار، خرید ماشین‌آلات، بازرگانی داخلی، تعمیر مسکن، احداث واحدهای مسکونی، خرید مواد اولیه، تکمیل مسکن و خدمات.

هدف از مطالعه حاضر بررسی اعتبارسنجی مشتریان بانک صادرات، با استفاده از مدل‌های رگرسیونی گسسته است که در آن متغیر وابسته مقادیر دوتایی[1] را انتخاب می‌کند. یک رهیافت مرسوم در مدل‌سازی انتخاب‌های دو تایی، مدل‌های احتمالی لجستیک چندگانه[2] (رگرسیون سانسور شده) است، که در آن فرض بر این است که یک متغیر وابسته y_i^* وجود دارد که به‌وسیله یک رابطه رگرسیونی تعریف شده و این متغیر وابسته غیر قابل مشاهده[3] است. برای نمونه، رکود و رونق اقتصادی، میزان مطالبات غیرجاری و.... متغیر غیرقابل مشاهده بوده، ولی می‌تواند به‌وسیله متغیرهای توضیحی تعیین شود، یا تمایل ارتکاب به جرم یک متغیر غیرقابل مشاهده است، ولی ما تنها زمانی از این تمایل اطلاع پیدا می‌کنیم که فرد جرمی مرتکب شده باشد. این تمایل به ارتکاب جرم و همچنین دوران رکود و رونق و میزان مطالبات غیرجاری بستگی به عوامل اقتصادی و ویژگی‌های فردی بسیاری دارد که در مدل به‌صورت متغیرهای توضیحی مشخص می‌شوند، یعنی:

$$y_i^* = \beta' x_i + u_i \qquad (۱)$$

که در آن x_i و β هر یک بردارهای $k\times1$ هستند. در عمل y_i^* غیرقابل مشاهده است؛ آنچه که برای پژوهشگر قابل مشاهده است، متغیر مجازی y_i است که با استفاده از رابطه (۲) تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} y_i &= 1 \quad \text{if } y_i^* > 0 \\ y_i &= 0 \quad \text{if } y_i^* \le 0 \end{aligned} \qquad (۲)$$

با توجه به دو نقطه‌ای بودن قانون توزیع y_i امید ریاضی آن $E(y_i)=p_i$ می‌شود. یعنی اینکه متغیر وابسته مدل رگرسیونی p_i می‌شود. از روابط (۱و۲) نتیجه می‌شود:

$$\Pr(y_i = 1 \mid x_i, \beta) = \Pr(u_i > -\beta' x_i) = 1 - F(-\beta' x_i) \qquad (۳)$$

که در آن $F(0)$ قانون توزیع انباشته متغیر تصادفی u_i، است. در این حالت، مقادیر مشاهده شده y_i فقط مقادیر تحقق یافته‌ای از فرآیند دو نقطه‌ای (برنولی) با احتمال تعیین شده به‌وسیله رابطه (۳) است، که از یک تجربه به تجربه دیگر بسته به مقدار $\mathbf{x_i}$ تغییر می‌کند. بنابراین تابع درستنمایی تعداد

---

[1]. Binary
[2]. Logit Model
[3]. Latent

N متغیر تصادفی u_i عبارت است از:

$$L=\Pi\ y_{i=0}\ F\ (-\beta'x_i)\ \Pi\ y_{i=1}[1-F\ (-\beta'x_i)] \quad (۴)$$

شکل تابعی F(0) در رابطه (۴) بستگی به فرض‌های پذیرفته شده راجع به u_i در رابطه (۱) دارد. اگر توزیع انباشته u_i از نوع لاجستیک، رگرسیون سانسور شده و قطع شده $F(u_i)=EXP\ (u_i)/(1+\ EXP\ (u_i))$ باشد، مدل مورد مطالعه ما در تابع درستنمایی از نوع لجستیک، رگرسیون سانسور شده و قطع شده خواهد بود؛ و در این حالت داریم:

$$F\ (-\beta'x_i) = EXP\ (-\beta'x_i)/\ [1+\ EXP\ (-\beta'x_i)] = 1/\ [1+\ EXP\ (\beta'x_i)] \quad (۵)$$

به همین صورت داریم:

$$1-F\ (-\beta'x_i) = EXP\ (\beta'x_i)/\ [1+\ EXP\ (\beta'x_i)] \quad (۶)$$

وجود متغیر غیرقابل مشاهده در طرف چپ مدل رگرسیونی واجد تفاسیر اقتصادی کاربردی است (کشاورز حداد[1]، ۱۳۹۶). همچنین مدل رگرسیون سانسور شده، بعضی از مشاهدات نمونه مورد مطالعه را از مشاهدات سانسور می‌کند. برای نمونه افرادی که طی چهار سال اخیر حداقل یک بار بیش از شش ماه در بازپرداخت اقساط خود کوتاهی کرده‌اند، با به‌کارگیری متغیرهای مربوط به مشخصات فردی و اجتماعی وام‌گیرندگان، هدف وام، شرایط و ویژگی‌های مالی وام و شرایط محیطی توسط مدل سانسور شده غربال‌گری می‌شوند. جامعه آماری مطالعه حاضر، پرونده مشتریان بانک صادرات است. همچنین نمونه آماری پژوهش شامل مشتریان حقیقی در سیستم بانکی بانک صادرات می‌شود که تسهیلات دریافت کرده‌اند و اکنون تسهیلات آن‌ها در جریان یا پایان یافته است. اطلاعات این مشتریان از میان ۲۰۰۰ تسهیلات اعتباری افراد مراجعه‌کننده به یکی از شعب بانک صادرات در طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۸ جمع‌آوری و نمونه آماری پژوهش به دو دسته مشتریان خوش‌حساب و بدحساب تقسیم‌بندی شده است. مشتریان خوش‌حساب در دسته‌های اول و دوم قرار می‌گیرند و مشتریان بدحساب نیز از دسته‌های سوم و چهارم انتخاب می‌شوند. با توجه به ادبیات موضوع، متغیرهای وابسته و مستقل مدل به شرح زیر است:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1(X1)_t + \beta_2(X2)_t + \beta_3(X3)_t + \beta_4(X4)_t + \beta_5(X5)_t + \beta_6(X6)_t + \beta_7(X7)_t + \beta_8(X8)_t + \beta_9(X9)_t + \beta_{10}(X10)_t + \beta_{11}(X11)_t + \beta_{12}(X12)_t + \beta_{13}(X13)_t + \beta_{14}(X14)_t + \beta_{15}(X15)_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

[1]. Keshavarz Haddad (2017)

متغیر Y در مدل لجستیک چندگانه، شامل چهار دسته به شرح ذیل است:

- دسته اول- وصول به‌موقع (Y_1): از تاریخ سررسید اصل و سود تسهیلات یا تاریخ قطع پرداخت اقساط، بیش از دو ماه نگذشته است.
- دسته دوم- طبقه سررسید گذشته (Y_2): از تاریخ سررسید اصل و سود تسهیلات یا تاریخ قطع پرداخت اقساط، بیش از دو ماه گذشته است، ولی تأخیر در بازپرداخت، هنوز از شش ماه تجاوز نکرده است. در این صورت، فقط مبلغ سررسید شده تسهیلات به این طبقه منتقل می شود.
- دسته سوم- طبقه معوق (Y_3): اصل و سود تسهیلاتی که بیش از شش ماه و کمتر از هجده ماه از تاریخ سررسید یا از تاریخ قطع پرداخت اقساط سپری شده و مشتری هنوز برای بازپرداخت مطالبات مؤسسه اعتباری اقدام نکرده است. در این صورت، مانده سررسید شده تسهیلات، به این طبقه منتقل می‌شود.
- دسته چهارم- طبقه مشکوک الوصول (Y_4): اصل و سود تسهیلاتی که بیش از هجده ماه از سررسید یا از تاریخ قطع پرداخت اقساط آن‌ها، سپری شده و مشتری هنوز به بازپرداخت بدهی خود اقدام نکرده است.

شایان ذکر است که در این مطالعه برای افرادی که در سررسید اقساط خود را پرداخت نکرده باشند، عدد یک در نظر گرفته می.شود

متغیرهای مستقل مطالعه شامل X_1: جنسیت (برای مرد یک، زن صفر)، X_2: سن وام‌گیرندگان در زمان اخذ وام، X_3: مبلغ وام، X_4: زمان باز پرداخت وام دریافتی (بر حسب ماه)، X_5: فاصله اقساط (ماه)، X_6: تعداد اقساط، X_7: مبلغ هر قسط در ماه متناسب با سود تسهیلات و مدت بازپرداخت، X_8: تمدید (تمدید= ۱و عدم تمدید= ۰)، X_9: سابقه دریافت وام توسط فرد (اگر فرد قبلا وام دریافت کرده باشد، عدد یک و در غیر این صورت صفر)، X_{10}: نوع وثیقه (وثیقه ملکی عدد یک و برای وثیقه‌های غیرملکی صفر)، X_{11}: معدل موجودی متقاضی تسهیلات در زمان اخذ وام (به میلیون ریال)، X_{12}: نرخ سود تسهیلات بر حسب نوع قرارداد، X_{13}: نوع تسهیلات (سرمایه‌ای= ۱ و جاری= ۰)، X_{14}: تحصیلات (برای سطح تحصیلات دیپلم و پائین‌تر عدد صفر، برای سطح لیسانس عدد ۱ و برای فوق لیسانس و بالاتر عدد ۲)، X_{15}: شغل مشتری (مشتری دارای شغل دولتی عدد ۱ و شغل آزاد

عدد صفر).

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

در این بخش نخست آمار توصیفی داده‌های پژوهش و سپس برآوردهای حاصل از مدل‌ها و تفسیر نتایج ارایه می‌شود. در ادامه نیز نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی ارائه می‌شود.

۵-۱- آمار توصیفی داده های پژوهش

از آن‌جایی که در این پژوهش از اطلاعات مرتبط با مشتریانی استفاده شده که تسهیلات دریافت کرده و وضعیت اعتباری آن‌ها به لحاظ کیفیت بازپرداخت معین باشد، باید بر اساس بازه زمانی یادشده، از اعطای تسهیلات به کلیه مشتریان متقاضی که در چک لیست ثبت شده، اطمینان حاصل شود. بنابراین کاربرد مدل رگرسیون سانسوری، منجر به حذف تعدادی از پرونده‌های تکراری به دلیل ناقص بودن اطلاعات مشتری (مانند زمانی‌که نرخ بهره وام توسط کاربر اعتباری شعبه، در سیستم ثبت نشده باشد) می‌شود. رکوردهایی (مشتریان) که داده‌های آن ناقص یا توسط کاربر ثبت نشده است، به‌وسیله مدل رگرسیون سانسوری حذف شده‌اند. پس از پالایش و ساختاردهی داده‌ها، لازم است تغییراتی در شکل برخی از داده‌ها صورت پذیرد. با توجه به بزرگ بودن بخشی از داده‌ها نظیر مبالغ تسهیلات، مبلغ هر قسط و معدل موجودی متقاضی تسهیلات، نرمال‌سازی برای متغیرها با استفاده از روش‌های نرمال‌سازی مرتبه اول تا سوم در بازه ۱ تا ۱- صورت می‌گیرد (اسماعیلی و همکاران[1]، ۱۳۹۰). در ادامه تعدادی از آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای مطالعه به شرح ذیل بررسی می‌شود: «مبلغ تسهیلات» که در جدول (۱) به‌صورت نرمال‌سازی شده با روش لگاریتمی در بازه توزیع ۱ تا ۱- نمایان است (البته با توجه به بزرگ بودن بخشی از داده‌های مبالغ تسهیلات، تعداد کمی از داده‌ها در این قسمت حذف شد)، «نرخ سود تسهیلات» که در جدول (۲) با توجه به بازه سود تسهیلات در بانک، به‌صورت نرمال‌سازی شده در بازه توزیع ۱ تا ۱- ارایه شده است، «مدت تسهیلات» که در جدول (۳) با نرمال‌سازی پلکانی سالی و تبدیل روز به سال از یک تا یازده سال و در بازه توزیع ۱ تا ۱- قابل مشاهده است، «نحوه اعطای تسهیلات» که با ۷ روش ارزش آتی، یکجا، راس المدتی گردان[2]، تدریجی، قسطی، یکجا و پلکانی در بازه توزیع ۱ تا ۱- نرمال‌سازی و در جدول (۴) ارایه شده است و «علت دریافت تسهیلات» که در ۱۶ طبقه با دلایل

[1]. Esmaeili et al. (2012)

[2]. نحوه باز پرداخت وام توسط مشتری

مختلف (یک طبقه سایر دلایل) در بازه توزیع ۱ تا ۱- نرمال‌سازی شده و در جدول (۵) قابل مشاهده است.

جدول ۱: مبلغ تسهیلات (نرمال‌سازی لگاریتمی، ارقام از ۷ تا ۱۳ رقمی با توزیع بین ۱ تا ۱-)

نرمال‌سازی لگاریتمی	بازه توزیع	نرمال‌سازی لگاریتمی	بازه توزیع
۱۳رقمی [log(x)+1]	-۱	۹رقمی [log(x)+1]	۰/۳
۱۲رقمی [log(x)+1]	-۰/۶	۸رقمی [log(x)+1]	۰/۶
۱۱رقمی [log(x)+1]	-۰/۳	۷رقمی [log(x)+1]	۱
۱۰رقمی [log(x)+1]	۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

نرمال‌سازی برای مقدار تسهیلات از روش لگاریتمی و با توجه به تعداد ارقام آن صورت پذیرفته است. با توجه به بزرگ‌بودن بخشی از داده‌های مبالغ تسهیلات، تعداد کمی از داده‌ها در این قسمت حذف شد.

تنظیم فرمت داده‌ها با توجه به نظر نخبگان و استفاده از روش‌های نرمال‌سازی مرتبه اول تا سوم ارائه می‌شود. روش کاس باکس و روابط ۱ و ۲ لگاریتمی و روابط ریاضی، برای نرمال‌سازی داده‌ها (در بازه ۱ تا ۱-) مورد استفاده قرارگرفته است.

$$x_i = \frac{x_i - \frac{\max(X)-\min(X)}{2}}{\max(X)-\min(X)} \qquad (۸)$$

$$x_i = \mathrm{Log}(a x_i + b) \qquad (۹)$$

در روابط (۸) و (۹)، X بردار داده‌ها و x_i عضوی از بردار است. مقدار a در رابطه (۹) معمولاً ۱ در نظر گرفته می‌شود و پارامتر b در معادله (۹) با توجه به نحوه چولگی نرمال داده‌ها مقدار بهینه انتخاب می‌شود[1]. هر یک از این معادله‌ها با توجه به نوع داده و دامنه آن‌ها استفاده شده است. همچنین بردارهای خروجی (کلاس‌های هر یک از مشتریان) نیز تعریف‌شده‌اند. این نوع کلاس-بندی‌ها بر مبنای تعریف بانک و محقق است که مشخصاً بخشی مربوط به مشتریان خوش‌حساب و بخش دیگر مربوط به مشتریان بدحساب است.

[1]. چولگی (Skewness) معیاری از تقارن یا عدم تقارن تابع توزیع ا ست. برای یک توزیع کاملاً متقارن چولگی صفر و برای یک توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر بالاتر چولگی مثبت و برای توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر کوچکتر، چولگی منفی است.

جدول ۲: نرخ سود تسهیلات

۰ الی ۱۰	-۱
۱۰ الی ۲۰	۰
۲۰ الی ۳۰	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳: مدت تسهیلات (با نرمال‌سازی پلکانی سالی و تبدیل روز به سال)

۳۶۵	۱	۷*۳۶۵	-۰/۲
۲*۳۶۵	۰/۸	۸*۳۶۵	-۰/۴
۳*۳۶۵	۰/۶	۹*۳۶۵	-۰/۶
۴*۳۶۵	۰/۴	۱۰*۳۶۵	-۰/۸
۵*۳۶۵	۰/۲	۱۱*۳۶۵	-۱
۶*۳۶۵	۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٤: نحوه اعطای تسهیلات

ارزش آتی	۱	قسطی	-۰/۲۸
یکجا	۰/۶۸	یکجا	-۰/۶
راس المدتی گردان	۰/۳۶	پلکانی	-۱
تدریجی	۰/۰۴		

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٥: علت دریافت تسهیلات

خرید لوازم منزل	۱	مواد اولیه	-۰/۰۴
بازرگانی داخلی	۰/۸۷	خرید خودرو	-۰/۱۷
خرید مسکن	۰/۷۴	خدمات	-۰/۳
خرید لوازم منزل	۰/۶۱	خرید ماشین آلات	-۰/۴۳
خرید کالا	۰/۴۸	سایر موارد	-۰/۵۶
احداث واحد های مسکونی	۰/۳۵	تکمیل مسکن	-۰/۶۹
خرید ابزار کار	۰/۲۲	صنعت ومعدن	-۰/۸۲
تعمیر مسکن	۰/۰۹	درمان بیماری	-۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به ویژگی‌های داده‌ها، در جداول (۶) تا (۸) بردارهای خروجی (کلاسه‌های هر یک از مشتریان) نیز تعریف شد. این نوع کلاسه‌بندی‌ها بر مبنای تعریف بانک و محقق است که مشخصاً بخشی مربوط به مشتریان خوش‌حساب و بخش دیگر مربوط به مشتریان بدحساب است.

جدول ٦: روش اول کلاسه‌بندی داده‌ها برمبنای تعریف خود بانک

کلاسه‌بندی ۱			
کلاسه‌بندی داده‌ها	بازه توزیع	کلاسه‌بندی داده‌ها	بازه توزیع
معوق	-۱	استمهال شده	۰/۲۵
سررسید گذشته	-۰/۷۵	تسویه شده	۰/۵
مشکوک الوصول	-۰/۵	فعال	۰/۷۵
آماده آزادسازی	-۰/۲۵	حذف شده	۱
استمهال شده	۰/۲۵		

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷: روش دوم کلاسه‌بندی داده‌ها برمبنای تعداد اقساط پرداخت نشده و بر اساس نرمال‌سازی بازه‌ای

کلاسه‌بندی ۲					
تعداد اقساط	تعداد اقساط پرداخت نشده	بازه توزیع	تعداد اقساط	تعداد اقساط پرداخت نشده	بازه توزیع
از ۱ الی ۶۰	۱ الی ۱۰	۱	از ۶۰ الی بیشتر از ۱۰۰	۶۰ الی ۷۰	-۰/۲
	۱۰ الی ۲۰	۰/۸		۷۰ الی ۸۰	-۰/۴
	۲۰ الی ۳۰	۰/۶		۸۰ الی ۹۰	-۰/۶
	۳۰ الی ۴۰	۰/۴		۹۰ الی ۱۰۰	-۰/۸
	۴۰ الی ۵۰	۰/۲		۱۰۰بیشتر	-۱
	۵۰ الی ۶۰	۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۸: روش سوم کلاسه‌بندی برمبنای مبالغ اقساط پرداخت نشده و بر اساس نرمال‌سازی لگاریتمی

کلاسه‌بندی ۳			
مبالغ اقساط پرداخت نشده نرمال‌سازی لگاریتمی	بازه توزیع	مبالغ اقساط پرداخت نشده نرمال‌سازی لگاریتمی	بازه توزیع
$10^0<\lfloor\log(x)+1\rfloor<10^1$	۱	$10^5<\lfloor\log(x)+1\rfloor<10^6$	-۰/۲۵
$10^1<\lfloor\log(x)+1\rfloor<10^2$	۰/۷۵	$10^6<\lfloor\log(x)+1\rfloor<10^7$	-۰/۵
$10^2<\lfloor\log(x)+1\rfloor<10^3$	۰/۵	$10^7<\lfloor\log(x)+1\rfloor<10^8$	-۰/۷۵
$10^3<\lfloor\log(x)+1\rfloor<10^4$	۰/۲۵	$10^8<\lfloor\log(x)+1\rfloor$	-۱
$10^4<\lfloor\log(x)+1\rfloor<10^5$	۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به تعریف مشتری خوش‌حساب و بدحساب، در تمامی مدل‌های کلاسه‌بندی، هر چه عدد به سمت ۱ نزدیکتر باشد، مشتری خوش‌حساب‌تر است و تمایل عدد به ۱- نشان‌دهنده بدحساب بودن مشتری است. به‌عبارتی به دلیل استفاده از رگرسیون سانسوری و روش‌های نرمال‌سازی در مطالعه حاضر، اگر کلاسه موردنظر در بازه ۰/۶ تا ۱ باشد، جزء وصول به‌موقع و اگر در بازه ۰ تا ۰/۵ باشد، جزء سررسید گذشته و در بین مشتریان خوش‌حساب قرار می‌گیرد. اگر کلاسه مورد نظر در بازه ۰ تا ۰/۵- باشد، شامل مطالبات معوق و ۰/۶- تا ۱- جزء مطالبات مشکوک الوصول و در بین

مشتریان بدحساب قرار می‌گیردروابط میان ۳ کلاسه در جدول (۹) نشان می‌دهد که باتوجه به نزدیکی میانگین هریک از سه کلاسه به یکدیگر، استفاده از یکی از آنها به‌تنهایی مدل خوبی خواهد بود. جدول (۹) نشان‌دهنده این رابطه است.

جدول ۹: ارتباط اطلاعات مربوط به داده‌های آماری بردارهای کلاسه‌بندی

	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	چولگی
کلاسه ۱	-۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۴۶۵۴	۰/۴۷۳۱۶	-۲/۱۰۲
کلاسه ۲	-۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۵۰۰۸	۰/۴۵۱۸۹	-۲/۲۰۰
کلاسه ۳	-۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۶۵۲۶	۰/۴۱۲۰۶	-۲/۴۸۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- برآورد مدل‌ها و تفسیر نتایج

در ادامه به بررسی برآورد الگو به روش رگرسیون سانسور شده و همچنین آثار نهایی مربوط به هر مدل پرداخته می‌شود. تفسیر مقادیر ضرایب مدل سانسور شده پیچیده است، چرا که ضرایب برآورد شده حاصل یک مدل دو گزینه‌ای است که نمی‌تواند به‌عنوان اثر نهایی روی متغیر وابسته تفسیر شود. بنابراین برای تفسیر دقیق و نیز میزان اثرگذاری هر متغیر باید از تحلیل آثار نهایی استفاده شود که در ستون آخر هر مدل، به تحلیل آثار نهایی مدل سانسور شده پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل اعتبارسنجی مشتریان خوش‌حساب بانک صادرات و آثار نهایی هر مدل در جدول (۱۰) گزارش شده است. به این ترتیب که بر اساس نتایج برآورد مدل رگرسیون سانسور شده قابل مشاهده است عامل جنسیت (برای مرد عدد ۱ و زن عدد ۰) و سن اثر معنی‌داری بر وصول به‌موقع وام دارد، بعبارتی مردان نسبت به زنان ۰/۶۴ در وصول به‌موقع وام (مدل اول) و ۰/۵۵ در سررسید گذشته (مدل دوم) تعلل دارند. آثار نهایی این متغیرها به ترتیب برابر ۰/۹۲ و ۰/۷۷ درصد در مدل اول و ۰/۵۵ و ۰/۴۸ در مدل دوم بوده که نشان‌دهنده این است که زنان در بازپرداخت وام بهتر از مردان عمل کرده‌اند، بنابراین جنسیت عامل اثرگذار است. همچنین به ازای افزایش هر سال، احتمال عدم‌بازپرداخت وام ۷۷٪ و ۴۸٪ افزایش می‌یابد. یعنی هرچه وام‌گیرندگان جوانتر بوده‌اند، عملکرد بهتری در بازپرداخت وام‌ها داشته‌اند. سطح تحصیلات نیز تاثیر مثبت بر وصول به‌موقع مطالبات دارد. مبلغ وام اعطایی (که عمدتاً بین ۱۰ الی ۲۰۰ میلیون تومان است) نیز اثر منفی و معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰٪ بر وصول به‌موقع وام داشته است.

نتایج این پژوهش نشان داد که به ازای افزایش ۱۰۰ میلیون ریال مبلغ وام، احتمال عدم بازپرداخت آن ۶۱٪ در مدل اول و ۶۵٪ در مدل دوم افزایش می‌یابد. هر چه مبلغ وام کمتر بوده، وام

گیرنده در بازپرداخت آن بهتر عمل کرده است. معمولاً وقتی مبلغ وام زیاد باشد، اقساط آن نیز زیاد بوده و احتمال ناتوانی وام گیرنده در بازپرداخت آن افزایش می‌یابد. مدت بازپرداخت نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر وصول به‌موقع وام داشته است. نتایج این مطالعه نشان داد که به ازای افزایش یک سال در مدت بازپرداخت، احتمال عدم بازپرداخت آن ۶۳٪ و ۵۶٪ کاهش می‌یابد. نرخ سود تسهیلات اعطایی نیز اثر منفی و معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰٪ از خود نشان می‌دهد. اثر نهایی این متغیر برابر ۰/۲۵ و ۰/۱۹ است که نشان می‌دهد با افزایش ۱٪ در نرخ سود تسهیلات، احتمال عدم بازپرداخت وام ۲۵٪ و ۱۹٪ افزایش می‌یابد. به‌عبارتی با افزایش نرخ سود تسهیلات، هزینه گرفتن وام افزایش می‌یابد. در این شرایط سرمایه‌گذاری و تولید در سطح جامعه کاهش یافته و منجر به کاهش وصول به‌موقع مطالبات می‌شود. نرخ سود پایین‌تر شرایط بهتری برای بازپرداخت وام فراهم می‌کند.

از دیگر متغیرهای مورد بررسی سابقه اخذ وام توسط وام گیرنده است که این متغیر نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر وصول به‌موقع وام داشته است. اثر نهایی این متغیر برابر ۰/۱۵ و ۰/۱۲ و نشان‌دهنده احتمال کاهش ۱۵٪ و ۱۲٪ در عدم بازپرداخت وام در افرادی است که به تعداد دفعات بیشتری از بانک وام دریافت کرده‌اند، نسبت به افرادی است که تاکنون از بانک وام دریافت نکرده‌اند. به این معنی که بانک‌ها با تکیه بر حسن سابقه وام گیرنده در وام‌های قبلی اقدام به اعطای وام کرده‌اند. این عامل می‌تواند علامت قابل اتکایی در نشان دادن اهلیت وام گیرنده باشد. نوع وثیقه سپرده‌شده نزد بانک برای ضمانت، یکی دیگر از متغیرهای مورد بررسی بود که اثر منفی و مؤثری بر عدم بازپرداخت وام داشته است و اثر نهایی آن برابر ۰/۵۰ و ۰/۴۷ براورد شده که نشان‌دهنده احتمال کاهش ۵۰ و ۴۷ درصدی در عدم بازپرداخت وام در افرادی است که برای گرفتن وام از وثیقه ملکی استفاده کرده‌اند نسبت به افرادی که از وثیقه‌های غیرملکی استفاده کرده‌اند. به این مفهوم که وام‌های اخذشده با وثیقه‌های ملکی نسبت به وثیقه‌های تضامنی از شرایط بازپرداخت بهتری برخوردارند. وثیقه ملکی همواره در مقایسه با وثیقه تضامنی پشتوانه بهتری برای وام‌های اعطایی بانک‌ها بوده است. از طرفی وام گیرنده دارای وثیقه ملکی به احتمال زیاد از وضعیت مالی بهتری در مقایسه با وام گیرنده دارای وثیقه تضامنی برخوردار است و با تکیه بر همین وضعیت مالی بهتر توانایی بالاتری در بازپرداخت وام دارد. نهایتاً معدل موجودی وام گیرنده هنگام اخذ وام نیز عامل مؤثر و معنی‌داری در شناسایی اهلیت وی بوده است. اثر نهایی این متغیر برابر ۰/۷۴ و ۰/۷۲ است که نشان می‌دهد به ازای افزایش هر ۱۰۰ میلیون ریال موجودی طی ۶ ماه قبل از اخذ تسهیلات، احتمال عدم بازپرداخت وام توسط وام گیرنده ۷۴ ٪ و ۷۲٪ کاهش می‌یابد. نوع تسهیلات سرمایه‌ای

یا از نوع جاری بودن نیز تاثیری بر وصول به‌موقع یا سررسید گذشته بودن، مطالبات ندارد.

جدول ۱۰: نتایج حاصل از برآورد الگو به روش رگرسیون سانسور شده و آثار نهایی (مشتریان خوش‌حساب)

متغیرها		مدل اول: وصول به‌موقع			مدل دوم: طبقه سررسید گذشته		
		ضریب	سطح احتمال	آثار نهایی	ضریب	سطح احتمال	آثار نهایی
X_1	جنسیت	-۰/۶۴۴۶۹۳	۰/۰۰۱۶	-۰/۹۲۱۵	-۰/۵۵۹۰۷۹	۰/۰۱۰۹	-۰/۵۵۶۳
X_2	سن	-۰/۹۷۶۳۰۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۷۷۶۰	-۰/۱۵۸۳۴۴	۰/۰۰۰۰	-۰/۴۸۹۶
X_3	مبلغ وام	-۰/۴۸۳۲۹۳	۰/۰۴۰۶	-۰/۶۱۲۳	-۰/۳۸۱۳۴۸	۰/۰۸۷۰	-۰/۶۵۳۲
X_4	مدت باز پرداخت وام	۰/۹۲۴۵۱۵	۰/۰۰۰۰	۰/۶۳۲۳	۰/۳۶۷۵۷۲	۰/۰۰۰۰	۰/۵۶۳۶
X_5	فاصله اقساط	۰/۳۰۳۷۳۷	۰/۳۹۳۵	۰/۲۱۳۲	۰/۳۳۳۳۶۰	۰/۰۰۰۳	۰/۱۸۹۶
X_6	تعداد اقساط	۰/۷۶۳۷۳۳	۰/۰۰۰۲	۰/۴۵۶۳	۰/۵۵۵۲۳۸	۰/۰۲۹۷	۰/۴۳۶۳
X_7	مبلغ هر قسط در ماه	-۰/۲۴۰۴۶۵	۰/۲۷۴۸	-۰/۱۸۵۶	-۰/۴۶۷۳۲۹	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۵۶۹
X_8	تمدید وام	۰/۰۹۹۳۷۸	۰/۰۰۰۰	۰/۴۰۳۶	۰/۳۶۵۱۳۲	۰/۰۵۸۹	۰/۳۵۶۳
X_9	سابقه دریافت وام	۰/۱۳۷۸۷۸	۰/۰۰۶۵	۰/۱۵۲۳	۰/۱۷۳۰۱۹	۰/۰۱۷۴	۰/۱۲۶۳
X_{10}	وثیقه ملکی	۰/۰۲۶۱۴۵	۰/۰۳۴۵	۰/۵۰۳۲	۰/۱۰۲۹۵۹	۰/۰۰۳۵	۰/۴۷۸۹
X_{11}	معدل موجودی متقاضی	۰/۷۴۶۶۹۴	۰/۰۰۰۰	۰/۷۴۳۱	۰/۴۰۲۰۴۴	۰/۰۰۰۰	۰/۷۲۳۶
X_{12}	نرخ سود تسهیلات	-۰/۰۵۳۰۶۳	۰/۰۸۹۱	-۰/۲۵۶۳	-۰/۱۷۸۴۸۱	۰/۰۷۸۳	-۰/۱۹۸۶
X_{13}	نوع تسهیلات	۰/۳۱۵۵۷۵	۰/۱۴۸۱	۰/۳۳۲۵	۰/۰۱۳۸۰۳	۰/۷۴۶۰	۰/۱۲۳۲
X_{14}	تحصیلات	۰/۹۳۶۴۵۱	۰/۰۰۰۰	۰/۵۹۶۳	۰/۵۶۶۲۹۱	۰/۰۰۰۰	۰/۵۵۶۳
X_{15}	کار مشتری	۰/۹۵۸۴۵۱	۰/۰۰۰۰	۰/۶۸۹۵	۰/۰۱۷۲۳۵	۰/۰۰۰۹	۰/۶۱۵۳
F= ۲۲/۷۴							
prob(F − Statistic)=۰۰۰۰۰							

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۱۱) نتایج حاصل از برآورد مدل اعتبارسنجی مشتریان بدحساب بانک صادرات و آثار نهایی هر مدل گزارش شده است. نتایج به‌دست آمده از مدل سانسوری برای مشتریان بدحساب که دسته معوق (اصل و سود تسهیلاتی که بیش از ۶ ماه و کمتر از ۱۸ ماه از تاریخ سررسید یا از تاریخ قطع پرداخت اقساط سپری شده و مشتری هنوز برای بازپرداخت مطالبات مؤسسه اعتباری اقدام نکرده است) و دسته مشکوک الوصول (همه اصل و سود تسهیلاتی که بیش از ۱۸ ماه از سررسید یا از تاریخ قطع پرداخت اقساط آن‌ها، سپری شده و مشتری هنوز به بازپرداخت بدهی خود اقدام نکرده است) به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است، نشان می‌دهد که عامل جنس و سن اثر مثبت و معنی‌داری بر عدم بازپرداخت وام دارد. آثار نهایی مربوط به سن این متغیرها برابر ۰/۶۵ درصد در مدل سوم و ۰/۶۹ درصد در مدل چهارم بوده که مبین این است که به ازای افزایش هر سال، احتمال عدم بازپرداخت وام حدود ۶۵٪ و ۶۹٪ افزایش می‌یابد. بدین معنی که افزایش در سن

وام گیرندگان، منجر به بدتر شدن عملکرد در بازپرداخت وام‌ها شده است.

جدول ۱۱: نتایج حاصل از برآورد الگو به روش رگرسیون سانسور شده و آثار نهایی (مشتریان بدحساب)

متغیرها		مدل سوم: معوق			مدل چهارم: مشکوک الوصول		
		ضریب	سطح احتمال	آثار نهایی	ضریب	سطح احتمال	آثار نهایی
X_1	جنسیت	۰/۷۲۸۹۲۳	۰/۰۰۰۰	۰/۷۶۹۶	۰/۴۳۵۲۷۸	۰/۰۰۰۰	۰/۸۳۶۳
X_2	سن	۰/۳۵۰۶۴۰	۰/۰۰۰۰	۰/۶۵۳۲	۰/۱۰۷۷۹۹	۰/۰۰۰۰	۰/۶۹۳۵
X_3	مبلغ وام	۰/۱۹۷۸۸۵	۰/۰۲۰۱	۰/۵۵۳۲	۰/۱۳۲۸۳۵	۰/۰۰۰۰	۰/۵۹۶۳
X_4	زمان باز پرداخت وام	−۰/۰۲۲۷۱۷	۰/۰۲۷۴	−۰/۵۱۲۴	−۰/۰۹۳۵۳۷	۰/۰۰۲۸	−۰/۵۵۱۴
X_5	فاصله اقساط	−۰/۰۸۱۸۰۱	۰/۰۰۴۵	−۰/۱۶۹۸	−۰/۰۹۳۵۳۷	۰/۰۰۲۸	−۰/۲۱۳۶
X_6	تعداد اقساط	−۰/۰۲۷۹۹۴	۰/۰۳۰۸	−۰/۱۹۶۳	−۰/۰۳۳۵۴۵	۰/۰۵۸۹	−۰/۲۴۷۸
X_7	مبلغ هر قسط در ماه	۰/۰۷۵۵۳۴	۰/۰۰۹۲	۰/۲۲۳۶	۰/۰۹۲۷۵۶	۰/۰۳۱۸	۰/۲۵۶۳
X_8	تمدید وام	−۰/۰۳۱۵۹۸	۰/۰۱۸۳	−۰/۶۷۸۵	−۰/۰۷۷۳۸۴	۰/۰۰۰۰	−۰/۶۹۳۵
X_9	سابقه دریافت وام	−۰/۵۰۷۹۴۸	۰/۲۱۳۶	−۰/۱۸۹۶	−۰/۵۶۳۰۹۹	۰/۲۵۶۳	−۰/۲۱۳۶
X_{10}	وثیقه ملکی	−۰/۲۴۸۴۳۷	۰/۰۰۰۰	−۰/۳۶۹۸	−۰/۱۱۷۹۱۹	۰/۰۰۰۰	−۰/۳۹۶۵
X_{11}	معدل موجودی متقاضی	−۰/۲۰۹۱۲۶	۰/۴۷۸۹	−۰/۴۷۸۹	−۰/۳۸۶۰۰۶	۰/۴۶۹۸	−۰/۵۰۳۲
X_{12}	نرخ سود تسهیلات	۰/۱۷۸۲۱۰	۰/۰۰۱۸	۰/۲۱۳۶	۰/۰۲۷۰۴۳	۰/۰۰۲۶	۰/۲۴۶۳
X_{13}	نوع تسهیلات	۰/۰۵۸۳۰۹	۰/۲۵۲۴	۰/۲۹۷۳	۰/۰۰۲۳۳۹	۰/۱۰۹۲	۰/۳۱۶۳
X_{14}	تحصیلات	−۰/۲۷۲۱۸۶	۰/۰۲۵۹	−۰/۴۱۳۹	−۰/۴۲۲۲۷۹	۰/۰۰۰۰	−۰/۴۳۲۶
X_{15}	کار مشتری	−۰/۱۸۶۵۶۰	۰/۳۶۵۲	−۰/۴۹۳۷	−۰/۲۵۶۳۹۸	۰/۶۵۳۲	−۰/۵۱۲۳
=F ۲۶/۱۲							
=prob(F − Statistic) ۰۰۰۰۰							

منبع: یافته‌های پژوهش

مبلغ وام اعطایی نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر عدم بازپرداخت وام داشته است. نتایج این پژوهش نشان داد که به ازای افزایش ۱۰۰ میلیون ریال در مبلغ وام، احتمال عدم بازپرداخت آن ۵۵٪ و ۵۹٪ افزایش می‌یابد. هر چه مبلغ وام کمتر بوده، وام گیرنده در بازپرداخت آن بهتر عمل کرده است. معمولاً وقتی مبلغ وام زیاد باشد، اقساط آن نیز زیاد بوده و احتمال ناتوانی وام گیرنده در بازپرداخت آن افزایش می‌یابد. مدت بازپرداخت نیز اثر منفی و معنی‌داری بر عدم بازپرداخت وام داشته است. نتایج این پژوهش نشان داد که به ازای افزایش یک سال در مدت بازپرداخت، احتمال عدم بازپرداخت آن ۵۱٪ و ۵۵٪ کاهش می‌یابد. همچنین عوامل معدل موجودی متقاضی، نوع تسهیلات سرمایه‌ای بودن یا از نوع جاری بودن و شغل مشتری، اثر معنی‌داری بر اعتبارسنجی مشتریان بدحساب بانک صادرات نداشت. به عبارتی بانک صادرات بهتر است برای شناسایی مشتریان بدحساب روی سایر متغیرهای مطالعه نظیر جنسیت، سن، مبلغ وام، زمان باز پرداخت وام، فاصله

اقساط، تعداد اقساط، مبلغ هر قسط در ماه، تمدید وام، سابقه دریافت وام، وثیقه ملکی و نرخ سود تسهیلات تمرکز کند.

۵-۳- آزمون‌های تشخیصی

نتایج آماره مک فادن نشان‌دهنده قدرت مطلوب توضیح دهندگی مدل است. در جدول (۱۲) این عدد نشان‌دهنده آن است که ۴۰/۱ درصد تغییرات متغیر وابسته در مدل اول، ۶۲/۶ درصد تغییرات متغیر وابسته در مدل دوم، ۵۹/۴ درصد تغییرات متغیر وابسته در مدل سوم و ۵۷/۷ درصد تغییرات متغیر وابسته در مدل چهارم توسط متغیرهای توضیحی، تبیین شده است.

جدول ۱۲: نتایج آزمون‌های تشخیصی

آزمون		F-value	P-value
مک فادن	وصول به‌موقع	۴۰/۱۲۳	
	سررسید گذشته	۶۲/۶۳۲	
	معوق	۵۹/۴۸۷	
	مشکوک الوصول	۵۷/۷۸۹	
آماره هاسمر لمشو	وصول به‌موقع	۱/۲۸۴	۰/۶۵۸۲
	سررسید گذشته	۱/۱۴۷	۰/۷۳۱۲
	معوق	۱/۰۲۳	۰/۷۸۹۶
	مشکوک الوصول	۱/۲۱۷	۰/۶۹۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به تعداد متغیرهای مستقل که از ۱۵ متغیر در برآورد مدل استفاده‌شده است، پایین بودن ضریب آماره مک فادن با توجه به کاهش در درجه آزادی مدل قابل توجیه است. همچنین آماره آزمون هاسمر لمشو[۱] مدل نشان‌دهنده آن است که مدل برازش شده با مدل ایده‌آل منطبق است. به عبارت دیگر، مدل برآورد شده از برازش مناسبی برخوردار است و متغیرهای توضیحی مدل توانایی توضیح متغیر وابسته را دارا هستند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

وصول تسهیلات اعطایی در مدت‌زمان تعیین‌شده، مشخص‌کننده اجرای روش‌های صحیح و به کارگیری منابع در جهت ایجاد تسهیلات لازم به‌منظور گسترش فعالیت‌های اقتصادی و تأمین منابع مالی موردنیاز بخش‌های مختلف تولیدی، بازرگانی، خدمات و در نهایت، نشان‌دهنده هدایت

۱. Hosmer-Lemeshow

منابع بانک به مکان‌های صحیح سرمایه‌گذاری است. یکی از مسایل اساسی که امروزه بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری با آن مواجه‌اند، مسئله مطالبات معوق و تسهیلات وصول نشده آن‌هاست؛ در برخی موارد تسهیلات پرداخت‌شده به‌طور کامل از سوی مشتریان بازپرداخت نشده و همواره قسمتی از تسهیلات به‌صورت مطالباتی که هنوز به حیطه وصول در نیامده است، در حساب‌ها باقی می‌ماند. از این رو جستجوی راه‌کارهای مقابله با افزایش مطالبات معوق، به یکی از دغدغه‌های اصلی مدیران ارشد بانک‌ها تبدیل شده است. با توجه به همین مباحث و با هدف اعتبارسنجی مشتریان بانک صادرات، مطالعه‌ای با بهره‌گیری از روش نمونه‌گیری از میان ۲۰۰۰ پرونده حقیقی مشتریان که متقاضی دریافت وام از شعب بانک صادرات بین سال‌های ۱۴۰۰ – ۱۳۹۸ بودند و در دو گروه مشتریان خوش‌حساب و بدحساب طبقه‌بندی شده‌اند، صورت گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که عامل جنسیت و سن اثر معنی‌داری بر وصول به‌موقع وام دارد و مردان در مقایسه با زنان در بازپرداخت به‌موقع وام خوب عمل‌نکرده‌اند و همچنین به ازای افزایش هرسال، احتمال عدم بازپرداخت وام افزایش می‌یابد. بدین معنی که هرچه وام‌گیرندگان جوان‌تر بوده‌اند، عملکرد بهتری در بازپرداخت وام‌ها داشته‌اند. مبلغ وام اعطایی (که عمدتاً بین ۱۰ الی ۲۰۰ میلیون تومان است) نیز اثر معنی‌داری بر وصول به‌موقع وام داشته است. هرچه مبلغ وام کمتر بوده، وام گیرنده در بازپرداخت آن بهتر عمل کرده است. معمولاً وقتی مبلغ وام زیاد بوده، اقساط آن نیز زیاد بوده و احتمال ناتوانی وام گیرنده در بازپرداخت آن افزایش یافته است. مدت بازپرداخت نیز اثر معنی‌داری بر وصول به‌موقع وام داشته است. نرخ سود پایین‌تر شرایط بهتری برای بازپرداخت وام فراهم می‌کند. نوع وثیقه سپرده‌شده نزد بانک برای ضمانت یکی دیگر از متغیرهای مورد بررسی بوده که بر عدم‌بازپرداخت وام تاثیر داشته است و وام‌های اخذشده با وثیقه‌های ملکی نسبت به وثیقه‌های تضامنی از شرایط بازپرداخت بهتری برخوردارند. وثیقه ملکی همواره در مقایسه با وثیقه تضامنی پشتوانه بهتری برای وامهای اعطایی بانک‌ها بوده است. از طرفی وام گیرنده دارای وثیقه ملکی به احتمال زیاد از وضعیت مالی بهتری در مقایسه با وام گیرنده دارای وثیقه تضامنی برخوردار است و با تکیه بر همین وضعیت مالی بهتر توانایی بالاتری در بازپرداخت وام دارد. بدون شک اعمال سیاست‌های نامناسب اقتصادی در سال‌های گذشته، فقدان انضباط مالی و شرایط نامطلوب اقتصادی کشور نقش زیادی در ایجاد و افزایش حجم معوقات بانکی داشته است. تصمیم به کاهش و تثبیت نرخ سود بانکی به‌صورت

دستوری، کاهش سود تسهیلات بانکی، افزایش سقف تسهیلات تکلیفی، هدفمندسازی یارانه‌ها و تحریم‌ها هر یک به نوبه خود در تشدید این پدیده مخرب اقتصادی نقش داشته‌اند. بنابراین با توجه به مباحث مطرح‌شده پیشنهاد می‌شود در سطح خرد، بانک‌ها در ارزیابی فنی و اقتصادی پروژه‌ها برای اعطای تسهیلات، روند متغیرهای کلان اقتصادی را مدنظر قرار دهند. تا براساس پیش‌بینی‌های مربوطه نحوه اعطای تسهیلات به‌گونه‌ای صورت گیرد که اصل منابع و سود مورد انتظار تسهیلات قابل بازگشت باشد. گسترش دانش و پژوهش‌ها در زمینه اعتبارسنجی مشتریان و کاهش مطالبات غیرجاری بانک‌ها، دستاوردهای قابل ملاحظه‌ای را برای آن سازمان‌ها به ارمغان خواهد آورد. از جمله مهم‌ترین این دستاوردها، کاهش هزینه‌ها و امکان تکمیل چرخه پول در بانک و کشور است. همچنین آموزش پرسنل شاغل در بخش اعتبارات بانک، به‌منظور جلوگیری از ایجاد مطالبات غیرجاری نیز می‌تواند موثر واقع شود. انجام این پژوهش کاربردی نیز گام کوچکی در این جهت بوده است.

References

Abbas, M., & Ullah, B. (2023). The Impact of Credit and Liquidity Risk on Bank Performance. *Bulletin of Business and Economics (BBE), **12**(4)*, 205-218.

Ahmed, F., Nizam, K., & Ahsan, N. (2023). Credit Risk Managmenet and Default Risk: Emprical Evidence from United Kingdom. *Journal for Business Education and Management, **3**(2)*, 95-110.

Alnabulsi, K., Kozarević, E., & Hakimi, A. (2022). Assessing The Determinants of Non-Performing Loans under Financial Crisis and Health Crisis: Evidence from the MENA Banks. *Cogent Economics & Finance, **10**(1)*, 2124665.

Asadi, Z., Yavari, K., & Heydari, H. (2020). The Study of The Effects of Liquidity and Credit Risk on Bank Stability in Iran Using the Z-score Index. *The Journal of Economic Policy, **12**(23)*, 1-31. (In Persian)

Esmaeili, H., Salari, M., Saki, A., Gholizade, B., & Boskabadi, M. (2012). Comparing Odds Ratio (OR) from Fitting Independence, Marginal and Conditional Models in Analyzing the Individual Matched Case-Control Studies with Simulation Data. *Journal of North Khorasan University of Medical Sciences, **3**(5)*, 7-13. (In Persian)

Espinoza, M., & Prasad, A. (2010). *Nonperforming Loans in the GCC Banking System and Their Macroeconomic Effects.* International Monetary Fund.

Fukuyama, H., & Tan, Y. (2022). Implementing Strategic Disposability for Performance Evaluation: Innovation, Stability, Profitability and Corporate Social Responsibility in Chinese Banking. *European Journal of Operational Research, **296**(2)*, 652-668.

Ghanbari, S., & Nezamabadi-pour, H. (2022). Study of Banking Customers Credit Scoring Indicators Using Artificial Intelligence and Delphi Method. *Business Intelligence Management Studies, **11**(42)*, 237-265. (In Persian)

Ghasemi Armaky, A., Fallah, M., & Alborzi, M. (2022). Development and Explanation of Bank Customers' Credit System Based on Hybrid Learning Models: A Case Study of Bank Mellat. *Journal of Financial Management Perspective, **12**(37)*, 69-94. (In Persian)

Gudarzi Farahani, Y., Baratinia, M., & Abniki, M. (2023). Determining the Effect of Economic and Financial Variables on the Ratio of Bank Facilities and Deposits Using Smooth Transition Regression. *The Journal of Economic Policy, **14**(28)*, 75-100. (In Persian)

Gutu, F. (2017). Determinant Factors Affecting Loan Repayment Performance of Women Borrowers from Micro Finance Institutions in Southwest Ethiopia: Evidence from Four Woredas around Gilgel Gibe Hydroelectric Power Dam. *Global Journal of Management and Business Research, **17**(C1)*, 43-51.

Jote, G. (2018). Determinants of Loan Repayment: The Case of Microfinance Institutions in Gedeo Zone, SNNPRS, Ethiopia. *Universal Journal of Accounting and Finance, **6**(3)*, 108-122.

Keshavarz Haddad, G. (2017). *Econometrics of Micro Data and Policy Evaluation.* Tehran: Nashr-e-Ney. (In Persian)

Liu, L., Liu, S., & Sathye, M. (2021). Predicting Bank Failures: a Synthesis of Literature and Directions for Future Research. *Journal of Risk and Financial Management, **14**(10)*, 474.

Mirzaei, H., and Karimi Asl, A. (2018). Modeling the Internal Causes of Delay in Qarz al-Hosna Facilities Using the Threshold Method (Case Study: Bank Qarz al-Hosna Resalat), *Financial Economics, **12**(42)*, 75-97. (In Persian)

Nguyen, L., Gallery, G., & Newton, C. (2016). The Influence of Financial Risk Tolerance on Investment Decision-Making in a Financial Advice Context. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal, **10**(3)*, 3-22.

Saeed, M., & Zahid, N. (2016). The Impact of Credit Risk on Profitability of the Commercial Banks. *Journal of Business & Financial Affairs, **5**(2)*, 2167-0234.

Soltani, S. (2021). Validation of Customers of Financial Institutions Using Artificial Neural Network Developed with the Help of Genetic Algorithm (Case Study: Bank Melli of Ilam). *Journal of New Approaches in Basic Science, Technical and Engineering Research, **4**(13)*, 42-61. (In Persian)

Taiwo, J., Ucheaga, E., & Achugamonu, B. (2017). Credit Risk Management: Implications on Bank Performance and Lending Growth. *Saudi Journal of Business and Management Studies, 2*, 584-590.

Ume, S., Ezeano, C., & Obiekwe, N. (2018). Analysis of Determinant Factors to Loan Repayment among Broiler Farmers in Enugu State, Nigeria. *International Journal of Environmental and Agricultural Research, **4**(6)*.

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 173-207

Analysis of the role of prosperity and recession on welfare in Iran: A comparison of oil and non-oil productions

Mehdi Hasanpour Varkolaei[1], Mohammad Abdi Seyyedkolaee[*2], Shahryar Zaroki[3]

Received: 11-10-2023 Accepted: 28-12-2023

Extended Abstract

Purpose: The topic of welfare and its improvement is an important issue in different societies. According to the existing literature, there are multiple factors that affect the welfare status of countries, one of which is production and its fluctuations (boom and recession). Considering the important impacts of production on the economic welfare of the country, the present study aims to explain the impact of production and, more precisely, that of increases (economic boom) and decreases (economic recession) in production on welfare in Iran. Indeed, this analysis deals with production with and without oil. The main question in the present study is whether there is a significant difference between the impacts of economic boom (increases in production with or without oil) and economic recession (decreases in production with or without oil) on welfare in the Iranian economy.

Methodology: Most of the models in econometrics are based on linear (symmetric) models. In a symmetric estimate of the production effects (with or without oil), if economic welfare increases by 1 unit with an increase in production, then economic welfare will decrease by 1 unit with a decrease in production. However, what actually happens may not be this way, and the effect of increases in production (economic prosperity) on welfare may be different from the effect of decreases in production (recession). Therefore, the focus of a research model is to distinguish the effect of increases in production (with or without oil) from the effect of decreases in it. The model used in this study is based on the one proposed by Shin et al. (2014). That study discusses the issue of the asymmetrical coefficient of an influential factor and its effect on the dependent variable in the conditions of prosperity and recession. Shin's team introduces a model called Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) regression model. In the present study, among the various welfare indices, the IEWB

[1]. M.A. in Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. Email: mehdihasanpour788@gmail.com

[2]. Corresponding Author. Associate Professor in Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. Email: m.abdi.sk@umz.ac.ir

[3]. Associate Professor in Energy Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. Email: sh.zaroki@umz.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 173-207

index has been considered as a measure of economic welfare. Multiple variables are also used to calculate this index. The IEWB index considers economic welfare as a function of the dimensions of effective per capita consumption flow, net social accumulation of wealth and resource-generating sources, economic inequality, and insecurity. In this regard, weights are considered for each of these dimensions in a special way. Therefore, the weights assigned to each dimension will be different based on different observations. The spatial scope of this study includes Iran, and the temporal scope is from 1971 to 2021.

Findings and discussion: The movement trend is an indicator of economic well-being, showing that the index followed a downward trend after the revolution until the end of the war. After the war, the index had an upward trend with a gentler slope compared to the years before the revolution. It reached its highest level in 2017 and then started to decline again. This decrease is due to the increase in the sanctions on the Iranian economy, which led to a decrease in oil revenues, a decrease in economic growth, and an increase in the inflation rate, resulting in a decline in economic well-being. The results of the estimate are as follows:

- In the short term, the effect of oil economic prosperity on well-being is almost more than 2.5 times the effect of economic prosperity without oil.
- In the short term, the effect of oil economic recession on well-being is greater than the effect of economic recession without oil.
- In the short term, the asymmetry in the impact of economic prosperity and recession (both with and without oil) on well-being is confirmed.
- In the long term, considering the direct effect of economic prosperity and recession (with and without oil) on well-being, the asymmetry of production effect (with and without oil) is also confirmed. But, unlike the case in the short term, in the long term, the effect of economic recession without oil on well-being is greater than the effect of oil economic recession.
- In the long term, the effect of oil economic recession on well-being is more than twice the effect of oil economic prosperity, and the effect of economic recession without oil on well-being is almost 5 times the effect of economic prosperity without oil.

Conclusions and policy implications: Based on the results of this research about the impact of economic prosperity and recession on the well-being in Iran, it is suggested that, first, the government should create the necessary infrastructure to improve the people's well-being so that the prosperity periods can be prolonged. Second, economic policymakers should adopt supportive policies, especially for producers, to improve the country's well-being during recessions. Third, it seems that, if the Iranian economy moves towards non-oil dependence, in times of economic recession, there will be a need for stronger welfare policies by the government to compensate for the lost well-being. If there is more extensive support for non-oil sectors, they may be able to contribute to increased well-being during prosperous times.

Keywords: Prosperity, Recession, Economic welfare, Iran, ARDL

JEL Classification: I31, E32, C22

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۱۷۳-۲۰۷

تحلیل نقش رونق و رکود اقتصادی بر رفاه در ایران: مقایسه‌ای از تولید با نفت و بدون نفت*

مهدی حسن‌پور ورکلائی[۱]، محمد عبدی سیّدکلایی*[۲]، شهریار زروکی[۳]

دریافت: ۱۴۰۲-۰۷-۱۹ پذیرش: ۱۴۰۲-۱۰-۰۷

چکیده

موضوع رفاه اقتصادی و بهبود آن از مهم‌ترین موضوعات کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه است و دولت‌ها تمایل دارند تا نشان دهند متعهد به ایجاد رفاه برای مردم هستند. بنابراین، انتخاب‌ها و تصمیماتی که سیاست‌گذاران اعمال و اجرا می‌کنند، قطعاً بر سطح کیفیت زندگی این نسل و نسل‌های آینده اثرگذار است. از سویی در سال‌های اخیر جایگاه ایران در رتبه‌بندی‌های مختلف رفاهی تنزل یافته است. بنابراین، با توجه به چنین اهمیتی، هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی نقش رونق و رکود بر رفاه اقتصادی در ایران در بازه‌ی زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۰ و در دو سناریوی با نفت و بدون نفت است. با توجه به امکان وجود اثر نامتقارن تولید بر رفاه، در پژوهش حاضر از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی استفاده شده است. نتایج بررسی، وجود رابطه‌ی مستقیم میان رونق و رکود با رفاه اقتصادی را تأیید کرده، به‌طوری‌که افزایش در تولید (رونق) موجب افزایش در رفاه و کاهش در تولید (رکود) موجب کاهش در رفاه می شود. نتیجه‌ی دیگر حاکی از وجود نامتقارنی در اندازه اثرگذاری رونق و رکود بر رفاه اقتصادی در ایران است. در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر نامطلوب رکود بر رفاه بیشتر از اثرگذاری مطلوب رونق بر رفاه بوده و اندازه‌ی این اثرگذاری برای اقتصاد غیرنفتی نسبت به اقتصاد نفتی دوچندان است. همچنین، این نامتقارنی در بلندمدت تشدید می شود. طبق دیگر نتایج حاصله، تورم و بیکاری در هر دو سناریوی اقتصاد نفتی و بدون نفت اثر معکوس بر رفاه اقتصادی داشته‌اند.

واژگان کلیدی: رونق، رکود، رفاه اقتصادی، ایران، رهیافت خودرگرسیونی.

طبقه‌بندی JEL: I31 , E32 , C22

[۱]. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران mehdihasanpour788@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران m.abdi.sk@umz.ac.ir

[۳]. دانشیار گروه اقتصاد انرژی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران sh.zaroki@umz.ac.ir

۱- مقدمه

از زمان فروپاشی دیوار برلین (۱۹۸۹)، رفاه در کشورهایی که در حال گذار عظیمی هستند و دوره‌ی جدیدی از آزادی را آغاز کرده‌اند، بهبود یافته است. بنابراین، مسئله‌ی رفاه و بهبود آن از موضوعات بسیار مهم جوامع مختلف تلقی می‌شود و سیاستمداران تمایل دارند تا بیان کنند که متعهد به ایجاد رفاه برای جوامع هستند؛ بنابراین، تصمیماتی که اعمال می‌کنند، قطعاً بر سطح کیفیت زندگی این نسل و نسل‌های آینده اثرگذار است. در ایران نیز، وقوع انقلاب اسلامی با انبوهی از خواسته‌ها و از جمله دسترسی به سطح مطلوبی از زندگی و رسیدن به رفاه عمومی و عدالت اجتماعی بالاتر همراه بود. اما در نخستین سال‌های پس‌از انقلاب، این شعار به مرور کم‌رنگ شد و عدالت اجتماعی و رفاه عمومی آن‌طور که انتظار می‌رفت بهبود نیافت. افزایش رفاه، اعم از اقتصادی و اجتماعی، وظیفه‌ای است که اصل ۲۹ و ۴۴ قانون اساسی مسئولیت آن را بر عهده دولت گذاشته و به نوعی، شاخص ارزیابی عملکرد دولت نیز محسوب می‌شود (صادقی و همکاران[1]، ۱۳۹۵: ۴۲). طبق ادبیات موجود، عوامل بسیاری بر وضعیت رفاه اقتصادی کشورها مؤثر است. از جمله‌ی این موارد می‌توان به میزان جمعیت، اندازه‌ی دولت، میزان پیچیدگی اقتصادی، جهانی‌شدن، نوسانات نرخ ارز، رشد اقتصادی، بیکاری، تورم، تحریم و نوسانات تولید اشاره کرد. در مطالعات تجربی نظیر مطالعه‌ی حری و همکاران[2] (۱۳۹۹)، مطالعه‌ی شهیکی تاش و همکاران[3] (۱۳۹۳)، مطالعه اشنایدر و وینکلر[4] (۲۰۲۱) و نیز مطالعه‌ی ماهینی‌زاده و همکاران[5] (۲۰۲۰) نشان داده شده است که چرخه‌های متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی، بیکاری و تورم تأثیر بسزایی بر رفاه اقتصادی دارد و بین این متغیرها و رفاه اقتصادی رابطه معنی‌داری وجود دارد. بنابراین، از عوامل مهم و تأثیرگذار بر رفاه اقتصادی می‌توان به تولید و تغییرات مثبت (رونق) و منفی (رکود) اشاره داشت. سیکل‌های تجاری و به‌طور دقیق‌تر رونق و رکود اقتصادی می‌تواند به‌صورت مستقیم یا غیر مستقیم بر رفاه اقتصادی اثرگذار باشد. بنابراین رونق اقتصادی با مفاهیمی چون پایین بودن نرخ

---

1. Sadeghi et al. (2016)
2. Horry et al. (2020)
3. Shahiki Tash et al. (2014)
4. Schneider & Winkler (2021)
5. Mahinizadeh et al. (2020)

بیکاری، بالا بودن نرخ رشد اقتصادی، فراوانی کالاها و در نهایت، افزایش رفاه مردم همراه بوده و رکود نیز خود را به صورت تشدید بیکاری، کاهش سود، فشار زندگی و در نهایت، کاهش رفاه نشان می‌دهد (آرمن[1]، ۱۳۹۲: ۱۱۶). بنابراین، بررسی تغییرات سطح تولید به دلیل تأثیر چشم‌گیری که می‌تواند بر سطح رفاه داشته باشد، از جایگاه ویژه‌ای در سیاست‌گذاری‌های مرتبط با رشد و رفاه اقتصادی برخوردار است و با توجه به ارتباط نزدیک میان این دو متغیر، تعیین کم و کیف آن‌ها می‌تواند در تبیین سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی مؤثر باشد. شایان ذکر است که رابطه‌ی رونق و رکود اقتصادی با عوامل تأثیرپذیر از آن‌ها تنها یک رابطه‌ی معکوس نیست؛ بلکه این رابطه می‌تواند با نامتقارنی نیز همراه باشد. با توجه به اینکه در یک رابطه‌ی نامتقارن میان متغیر مستقل و متغیر وابسته، پیش‌بینی تنها بر اساس شرایط موجود صورت نمی‌گیرد بلکه تغییرات گذشته نیز اثرگذار است، بنابراین، در این راستا، ممکن است اثر متقارن تولید بر رفاه اقتصادی در ایران توجیه‌پذیر نباشد (زروکی و مقدسی سدهی[2]، ۱۴۰۰: ۹۸).

در این مطالعه تلاش بر آن است تا نخست، رفاه اقتصادی طی ۵ دهه‌ی اخیر با شاخصی ترکیبی از رفاه محاسبه شود. دوم، تأثیر نامتقارن تولید و به عبارتی رونق و رکود اقتصادی بر رفاه در ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۰ تحلیل شود. همچنین، با توجه به اینکه ایران کشوری نفت‌خیز بوده و موضوع نحوه‌ی بهره‌گیری از آن و انتخاب اقتصاد نفتی یا بدون نفت در جهت افزایش رفاه مردم و رشد اقتصادی از دیرباز محل بحث بوده است و نیز این موضوع که نفت به‌عنوان یک ماده‌ی مهم صادراتی برای کشورهای صادرکننده است و تغییرات قیمت آن می‌تواند بر توابع واکنش صادرات و واردات آن‌ها اثرگذار باشد و در نتیجه تراز تجاری و به دنبال آن تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار دهد (فشاری[3]، ۱۳۹۵: ۱۰۱)، برای این منظور، ضمن تمرکز بر تولید با نفت و بدون نفت، در برآورد الگو از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی استفاده می‌شود.

با توجه به اهمیت اثرگذاری تولید بر رفاه اقتصادی در کشور، مطالعه حاضر در پی آن است تا نوع اثرگذاری تولید و به‌طور دقیق‌تر اثر افزایش‌ها (رونق اقتصادی) و کاهش‌ها (رکود اقتصادی) در تولید را بر رفاه در ایران تبیین کند. به‌نحوی‌که در تجزیه‌وتحلیل، تولید با نفت و بدون نفت مورد

---

[1]. Arman (2014)
[2]. Zaroki & Moghdasi Sedehi (2021)
[3]. Feshari (2017)

نظر واقع می‌شود. در مجموع پرسش اصلی در مطالعه حاضر آن است که آیا در اقتصاد ایران تفاوت معنی‌داری در اندازه اثرگذاری رونق (افزایش‌ها در تولید با نفت یا بدون آن) و رکود اقتصادی (کاهش‌ها در تولید با نفت یا بدون آن) بر رفاه مشاهده می‌شود؟ عموم الگوهای موجود در اقتصادسنجی، الگوی خطی است که در آن اندازه مطلق اثرگذاری متغیر توضیحی در روند افزایشی خود، با روند کاهشی آن متفاوت نیست. ولی آن‌چه که در واقعیت رخ می‌دهد ممکن است این‌گونه نباشد و اثر افزایش تولید بر رفاه اقتصادی، متفاوت با اثر کاهش آن باشد. این موضوع نگارندگان مقاله را بر آن داشت تا با توجه به مطالعات صورت گرفته، ضمن بررسی اثر نامتقارن تولید (رونق و رکود اقتصادی) بر رفاه اقتصادی در ایران به تبیین تفاوت در اثرگذاری نامتقارن تولید با نفت و بدون نفت نیز بپردازند. برای دستیابی به چنین پردازشی لازم است تا از الگوهای نامتقارن استفاده شود. بر این اساس، با استفاده از مطالعه‌ی شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی[2] در تبیین و تشریح نامتقارنی استفاده شده است. بنابراین، نوآوری پژوهش حاضر نسبت به موارد مشابه قبلی نخست استفاده از شاخص ترکیبی جامع و فراگیر رفاه اقتصادی بجای شاخص رفاه اجتماعی آمارتیاسن در دوره‌ی زمانی گسترده‌تری (۱۴۰۰-۱۳۵۰) است که شامل پدیده‌های مهم سیاسی و اقتصادی از جمله برنامه اول تا ششم توسعه و نیز جنگ، انقلاب و تحریم‌ها است. ثانیاً در عموم مطالعات، نامتقارنی در اندازه اثرگذاری تولید بر رفاه بررسی نشده و تمایزی میان اندازه اثرگذاری متغیر توضیحی در روند افزایشی با روند کاهشی آن قائل نشده‌اند، که در مطالعه‌ی حاضر بدان پرداخته شده است. در این راستا ساختار مقاله‌ی حاضر بدین صورت سازماندهی شده است که پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات نظری و تجربی مرتبط با موضوع ارائه می‌شود. در بخش سوم روش‌شناسی پژوهش که شامل ارائه الگوی پژوهش و توصیف داده‌ها است تشریح می‌شود. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش ارائه شده است و دو الگو برآورد می‌شود و در بخش پایانی نتایج، یافته‌ها و راهکارهای لازم ارائه می‌شود.

[1]. Shin et al. (2014)
[2]. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در این قسمت، مبانی نظری پژوهش ارائه می‌شود. بدین صورت که ابتدا موضوع رفاه اقتصادی و رونق و رکود به صورت جداگانه بررسی و ارائه می‌شود و در انتها ارتباط و راه‌های اثرگذاری رونق و رکود بر رفاه اقتصادی تشریح می‌شود.

۲-۱-۱- رفاه اقتصادی

می‌توان مسئله رفاه را در دو قالب عینی و ذهنی تحلیل و بررسی کرد. رفاه ذهنی افراد تا حد زیادی تحت تأثیر شرایط مادی عینی مانند درآمد و اشتغال قرار دارد. ادبیات فراوانی در مورد اینکه درآمد فردی می‌تواند رفاه ذهنی فرد را بهبود بخشد وجود دارد. ولی استرلین[1] (۱۹۷۴) نشان داد که رفاه ذهنی با افزایش درآمد تنها تا نقطه معینی افزایش می‌یابد و پس‌ازآن تثبیت شده و حتی شروع به کاهش می‌کند. این موضوع به‌عنوان «پارادوکس استرلین» شناخته می‌شود (فرناندز-اربن و کولیک[2]، ۲۰۲۰: ۸۰۱).

پانیک[3] (۲۰۰۷) بیان می‌کند که ثروت و پول هدف نهایی نیست بلکه ابزاری برای دستیابی و رسیدن به رفاه است. بنابراین، پول و ثروت یعنی رفاه، به مرور اعتبار خود را از دست داد و برای تفسیر گسترده‌تر رفاه از مؤلفه‌هایی مانند تولید سرانه، ضریب جینی، جمعیت زیر خط فقر، امنیت و مواردی از این قبیل استفاده شد (گریو[4]، ۲۰۰۸: ۵۲). در این راستا شاخص‌های اندازه‌گیری رفاه در دو دسته قابل‌تفکیک است. در دسته نخست، شاخص‌ها تنها می‌توانند بعد خاصی از رفاه مانند سرانه درآمد ملی را اندازه‌گیری کنند که به شاخص‌های منفرد معروف‌اند. در دسته دوم، شاخص‌ها شامل مجموعه‌ای از شاخص‌های منفرد می‌شوند که به آن‌ها شاخص‌های ترکیبی گویند (کفایی و پورفتحی[5]، ۱۳۹۸: ۱۳). استفاده از شاخص‌های ترکیبی در دهه‌های اخیر بیشتر مورد توجه است، زیرا شاخص‌های منفرد همانند تولید ناخالص داخلی نمی‌توانند تصویر جامعی از رفاه را نمایان کنند

---

1. Easterlin (1974)
2. Fernandez-Urban & Kulic (2020)
3. Panich (2007)
4. Greve (2008)
5. Kafaie& Pourfathy (2020)

(حری و همکاران، ۱۳۹۹: ۱۵۳). دیگر انتقاد وارده بر شاخص‌های منفرد آن است که به هنگام استفاده از این شاخص‌ها، انتظار بر آن خواهد بود که کشورهایی با رشد تولید بالاتر، از رفاه بیشتری نیز برخوردار باشند، در حالی که همیشه این‌گونه نیست (کفایی و پورفتحی، ۱۳۹۸: ۱۴).

شارپ[1] (۱۹۹۹) به مقایسه و رتبه‌بندی شاخص‌های مختلف رفاه اعم از اقتصادی و اجتماعی با توجه به توانمندی‌های هر شاخص پرداخت که از بین شاخص‌های مختلف، شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی از بالاترین امتیاز برخوردار شد. این مقایسه در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: ارزیابی شاخص‌های رفاه اقتصادی و اجتماعی

معیارها / شاخص‌ها	MEW	GPI	IEWB	ISH	ILS
هدف سیاست عمومی	۴	۴	۴	۴	۴
زمینه در ایجاد تئوری مناسب	۳	۱	۴	۱	۰
امکان تفکیک‌پذیری	۴	۴	۴	۴	۴
توانایی سازگاری با سری‌های زمانی	۴	۴	۴	۴	۴
اطمینان و اعتبار شاخص ترکیبی و اجزا	۲	۱	۲	۳	۲
سودمندی برای سیاست‌گذاران	۱	۲	۳	۳	۱
متوسط رتبه‌بندی	۳	۲/۸	۳/۵	۳/۲	۲/۵

منبع: شارپ (۱۹۹۹)

۲-۱-۲- رونق و رکود اقتصادی (سیکل‌های تجاری)

سیکل‌های تجاری به نوسانات مکرر و قاعده‌مندی گفته می‌شود که در سطح فعالیت‌های کلان اقتصادی رخ می‌دهد و شامل رونق، اوج، حضیض و رکود است. در مورد علل پیدایش سیکل‌های تجاری باید اذعان کرد تئوری واحدی که بتواند علت سیکل‌های تجاری را توضیح دهد وجود ندارد. گروهی بر این باورند که علل ایجاد سیکل‌های تجاری را باید درون خود سیستم اقتصادی یافت و گروهی دیگر نیز معتقدند سیکل‌های تجاری توسط عوامل برون‌زا و خارج از سیستم به‌وجود می‌آید. گروه دیگری نیز معتقدند سیکل‌های تجاری هم از عوامل داخلی تأثیر می‌پذیرند و هم از عوامل بیرونی. بنابراین، نمی‌توان پیدایش سیکل‌ها را با یک عامل و مکانیزم توجیه کرد (رستم‌زاده و گودرزی فراهانی[2]، ۱۳۹۶: ۴۲).

[1]. Sharpe (1999)
[2]. Rostamzadeh & Goudarzi Farahani (2017)

در تبیین دقیق‌تر از یک سیکل تجاری به رونق و رکود اقتصادی می‌توان اظهار داشت که رونق هر کسب وکاری، سود آن است. به هنگام افزایش سود، تاجران و صنعت‌گران انگیزه‌ی بیشتری خواهند داشت و این مشوق‌ها موجب می‌شود که آن‌ها تولید بیشتری داشته و به دنبال آن، سرمایه‌گذاری بیشتری نیز داشته باشند. سرمایه‌گذاری بالاتر منجر به اشتغال بیشتر می‌شود. درآمد بیشتر نیز به معنای افزایش تقاضا و رونق اقتصادی است. بنابراین، از ویژگی‌های دوران رونق می‌توان به سطح پایین بیکاری، سطح بالایی از تقاضا و تولید، و البته بالا بودن تورم اشاره کرد در روی دیگر سکه، هنگامی‌که گسترش بیش از حد وجود دارد (اقتصاد بیش از حد گرم شده در اثر تورم، حباب دارایی‌ها و شوک‌های اقتصادی خارجی)، مانعی برای تولید در مقیاس بزرگ برای آن اقتصاد می‌شود و در کنار آن، منجر به افزایش دستمزدها و هزینه‌ها می‌شود. همچنین، هنگامی که تقاضا برای اعتبارات بانکی افزایش می‌یابد، نرخ بهره افزایش یافته و سود نیز در سطح پایین‌تر کاهش می‌یابد و این به‌عنوان رکود اقتصادی در یک چرخه اقتصادی شناخته می‌شود (لارس[1]، ۲۰۰۶: ۳۳).

موضوع عدم تقارن در اندازه اثرگذاری متغیر مستقل بر متغیر وابسته، توسط استندلی لیبرسون[2] (۱۹۸۵) مطرح شد. وی بیان کرد که در یک رابطه‌ی نامتقارن، متغیر مستقل زمانی که در حال رشد است در مقایسه با زمانی که در حال کاهش است تأثیر متفاوتی دارد. عدم تقارن در اثرگذاری رونق و رکود بر متغیر وابسته نیز برای اولین بار توسط برونر[3] (۱۹۹۷) مطرح شد. وی با استفاده از طیف وسیعی از تکنیک‌های آماری نشان داد که در دوره‌های تجاری، عدم تقارن در اثرگذاری رونق و رکود بر متغیر وابسته وجود داشته و تولید می‌تواند تأثیرات نامتقارن و متفاوتی زمانی‌که افزایش می‌یابد در مقایسه با زمانی‌که در حال کاهش است داشته باشد (یورک و لایت[4]، ۲۰۱۷: ۵). بنابراین، طبق ادبیات موجود، می‌توان بیان داشت که رابطه‌ی رونق و رکود اقتصادی با عوامل تأثیرپذیر از آن‌ها تنها یک رابطه‌ی معکوس نیست؛ بلکه این رابطه می‌تواند با نامتقارنی نیز همراه باشد. با توجه به اینکه در یک رابطه‌ی نامتقارن میان متغیر مستقل و متغیر وابسته، پیش‌بینی تنها بر اساس شرایط موجود صورت نمی‌گیرد بلکه تغییرات گذشته نیز اثرگذار است، بنابراین، در این راستا ممکن است اثر متقارن تولید بر رفاه اقتصادی توجیه‌پذیر نباشد (زروکی و مقدسی سدهی، ۱۴۰۰: ۱۰۱).

---

[1]. Lars (2006)
[2]. Stanley Lieberson (1985)
[3]. Brunner (1997)
[4]. York & light (2017)

۲-۱-۳- رونق و رکود اقتصادی و رفاه

یکی از عوامل مؤثر بر رفاه اقتصادی، تولید و نوسانات حاصل از آن است. ادوار تجاری و به‌طور دقیق‌تر رونق و رکود اقتصادی می‌تواند به‌صورت مستقیم یا غیر مستقیم بر رفاه اقتصادی اثرگذار باشد. برای بسیاری از کشورها، بحران اقتصادی با افزایش هزینه‌های اجتماعی، افزایش بیکاری و افزایش نااطمینانی اقتصادی مردم همراه خواهد بود. در عین حال، وضعیت رفاهی به منابع اقتصادی‌ای وابسته است که به دلیل رکود اقتصادی مورد تهدید قرار خواهند گرفت. بنابراین، می‌توان مشاهده کرد که انتخاب‌های رفاهی هنگام بحران اقتصادی تا حد زیادی توسط کشورها تغییر می‌کند و بیشتر از رشد و رونق به رکود توجه می‌شود؛ زیرا این عقیده وجود دارد که در بسیاری از موارد اثرات مخرب رکود بر رفاه بیشتر از اثرات مطلوب رشد اقتصادی بر رفاه است. این انتخاب‌ها تحت تأثیر فرصت‌های اقتصادی و همچنین، تحت تأثیر عوامل دیگری مانند وابستگی به مسیر، نگرش عمومی، ترجیحات سیاسی، ارزش‌ها و عوامل اصلی تعیین‌کننده وضعیت رفاه قرار گرفته‌اند (آینسار و کسلمان[1]، ۲۰۱۶: ۱۸۲).

همان‌طور که اشاره شد، این‌که رونق اقتصادی منجر به رفاه بیشتر در بلندمدت می‌شود یا خیر، مرتبط با نظریه استرلین است. برخی محققان این تناقض را تأیید کرده‌اند و اذعان می‌دارند که در کوتاه‌مدت رونق اقتصادی و رفاه ذهنی همراه هستند. چرا که هنگام رونق و رشد اقتصادی، رفاه ذهنی افراد متأثر از این رویداد مثبت شده و اهمیت نوع تغییر در سرمایه اجتماعی کمتر به چشم می‌خورد. در حالی که در بلندمدت این رابطه‌ی مثبت ناپدید می‌شود. زیرا با گذشت زمان، هنگامی که با افزایش رشد اقتصادی، سرمایه اجتماعی کاهش یابد و یا توزیع درآمد نابرابر شود، رفاه عینی به مرور خود را با واقعیت تطبیق می‌دهد و کاهش می‌یابد. ولی گروهی دیگر در بلندمدت نیز این رابطه را تأیید کرده‌اند.

چین می‌تواند بزرگ‌ترین مثال از پارادوکس استرلین باشد. رشد اقتصادی در چین منجر به نابرابری رفاه بالاتری میان طبقات درآمدی شد. گروه‌هایی که در پایین‌ترین سه دهک درآمدی قرار داشتند و نیز طبقه‌ی متوسط کاهش قابل توجهی در رفاه را تجربه کردند، در حالی که افراد در سه دهک بالاتر، توزیع درآمد بهتری را تجربه کردند. رابطه تقریباً یکنواخت و یک به یک بین درآمد

[1]. Ainsaar & Kesselmann (2016)

و رضایت از زندگی که در سال ۱۹۹۰ وجود داشت، تا پایان سال ۲۰۰۷ به مرور کم‌رنگ‌تر شد به‌گونه‌ای که افزایش درآمد، به‌سختی سطح رضایت از زندگی را افزایش می‌داد. بنابراین، فارغ از اینکه آیا رشد اقتصادی برای رفاه اهمیت دارد یا نه، به نظر می‌رسد سرمایه‌ی اجتماعی اهمیت بیشتری دارد (بارتولینی و ساراکینو[1]، ۲۰۱۵: ۳۳۸).

ادوار تجاری به‌صورت غیر مستقیم نیز می‌تواند از طریق هر یک از کانال‌های جریان مصرف، انباشت ثروت، توزیع درآمد و امنیت اقتصادی بر رفاه اقتصادی اثرگذار باشد. یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های رفاه اقتصادی، جریان مصرف است که در محاسبه‌ی شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی بیشترین وزن نیز به آن اختصاص یافته است. در اقتصاد کلان، منظور از هزینه‌های رفاهی چرخه‌های تجاری، کاهش رفاه اقتصادی است. در این باب، واژه‌ی «هزینه‌ی رفاهی لوکاس[2]» معروف است. لوکاس پیشنهاد کرد که هزینه سیکل‌های تجاری به‌عنوان درصد افزایش در مصرف اندازه‌گیری شود. همچنین، از نظر وی هزینه چرخه‌های تجاری بسیار ناچیز است. وی این سوال را مطرح کرد که یک خانوار حاضر است از چند درصد از مصرف سالانه صرف‌نظر کند تا از تغییرات مصرف رهایی یابد؟ پاسخ او زیاد نبود؛ یک درصد. همچنین، در مقابل، او دریافت که یک خانواده حاضر است تا ۲۰ درصد از مصرف سالانه صرف‌نظر کند تا نرخ رشد را تنها یک درصد افزایش دهد. این یعنی نوسانات رفاهی چرخه‌های تجاری در مقایسه با رشد کمرنگ می‌شود. بنابراین، از نظر او اثر رشد بر رفاه بیشتر از اثر نوسانات تجاری بر رفاه بود (یوآخیم[3]، ۱۹۸۸: ۷۹۸). بنابراین، لوکاس با در نظر گرفتن جریان مصرف نشان داد که هزینه‌های رفاهی چرخه‌های تجاری بسیار ناچیز است و سود از بین بردن چرخه‌ها نیز بسیار اندک است (فرانسیس و لوید الیس[4]، ۲۰۰۶: ۲۳).

کانال دیگری که سیکل‌های تجاری می‌توانند از طریق آن بر رفاه اقتصادی اثرگذار باشند، امنیت اقتصادی است. با دسترسی به اعمال مقررات کلان اقتصادی که با حل مشکلات امنیت اقتصادی در سطح کلان همراه است مشخص می‌شود که دستیابی به پارامترهای قیمت نهایی در مقایسه با ارزش واقعی آن، منجر به ایجاد عدم توازن اقتصادی و مالی می‌شود که به معنای آغاز

---

1. Bartolini & Sarracino (2015)
2. Lucas's Welfare Expenses
3. Joachim (1988)
4. Francois & Lloyd-Ellis (2006)

بحران در یک دوره تجاری و لزوم تدابیر نظارتی در راستای امنیت اقتصاد ملی است. همچنین، برخی تصمیمات که نشان‌دهنده تسلط شوک‌های قیمتی بر مراحل تکامل چرخه‌های تجاری‌اند، نشان می‌دهد که قرار است آغاز چرخه اقتصاد کلان با واکنش سیستم‌های اقتصادی به اثرات شوک‌های خارجی مرتبط باشند. بنابراین، دولت موظف است نظارت مستمر بر شکل‌گیری پارامترهای قیمت نهایی در بازار دارایی‌های مالی را به منظور پیشگیری به موقع از وضعیتی که می‌تواند امنیت ملی اقتصاد را تهدید کند محقق کند (پیلیپنکو و همکاران[1]، ۲۰۱۶: ۳۶۵).

از دیگر کانال‌های تأثیر سیکل‌های تجاری بر رفاه اقتصادی می‌توان به توزیع درآمد و ثروت اشاره کرد. مالیار و همکاران[2] (۲۰۰۵) در بررسی خود نشان دادند که نابرابری در درآمد و ثروت ضد چرخه‌ای است. آن‌ها بیان داشتند که رفتار ضد چرخه‌ای نابرابری ثروت را می‌توان با بررسی چگونگی تأثیر ثروت افراد مختلف توسط نوسانات چرخه تجاری درک کرد. یک شوک مثبت فناوری، هم درآمد صاحبان سرمایه و هم درآمد نیروی کار را افزایش می‌دهد. از نظر درصد، اولی کمتر از دومی افزایش می‌یابد. آن‌ها با بررسی کشور آمریکا به این شواهد دست یافتند که هنگام رونق تولید، توزیع درآمد به سمت توزیع مهارت‌ها بوده و هنگام رکود، توزیع درآمد به سمت توزیع ثروت حرکت می‌کند که این خود نشان‌دهنده رفتار ضد چرخه‌ای نابرابری درآمد است. ولی اظهارنظرهای مخالف و متفاوت دیگری نیز در این زمینه وجود دارد (پیلیپنکو و همکاران، ۲۰۱۶: ۳۶۶).

در تئوری‌هایی که بر کمبود تقاضای مؤثر یا کم‌مصرف تأکید دارند (تز تأخیر دستمزد)، یک ادعای کلیدی این است که هنگام رونق اقتصادی، توزیع درآمد از دستمزد کارگران به سود سرمایه‌داران تغییر می‌کند. از آنجایی که کارگران به‌طور متوسط نسبت به سرمایه‌داران تمایل بیشتری به مصرف دارند، این تغییر میزان مصرف را کاهش داده و تمایل به متوسط مصرف کل را کاهش داده و رشد تقاضای مصرف‌کننده را محدود می‌کند و سرمایه‌گذاری نیز که به تغییر تقاضا وابسته است، کاهش یافته و موجب رکود می‌شود (هانل و شرمن[3]، ۱۹۸۲: ۵۳).

---

[1]. Pilipenko et al. (2016)
[2]. Maliar et al. (2005)
[3]. Hahnel & Sherman (1982)

در تئوری‌هایی که بر هزینه عرضه نیروی کار تأکید دارند، اذعان می‌شود که در هر رونق اقتصادی، توزیع درآمد از سود سرمایه‌داران به سمت دستمزد کارگران تغییر می‌کند. به‌عنوان مثال، نظریه ارتش ذخیره نیروی کار بیان می‌کند با کاهش نیروی کار بیکار، قدرت چانه‌زنی کارگران بهبود می‌یابد. بنابراین، سهم درآمد کارگران افزایش می‌یابد. این یعنی کاهش سهم درآمد به سمت سود سرمایه‌داران که باعث کاهش سرمایه‌گذاری و در نهایت، رکود می‌شود (هانل و شرمن، ۱۹۸۲: ۵۴).

اما تز سوم یعنی تز سربار، با این تفکر تز تأخیر در دستمزد که بیان می‌کند سهم دستمزد در بهبود چرخه تجاری به دلیل رشد بهره‌وری کاهش می‌یابد موافق است ولی استدلال می‌کند که بهره‌وری به دلایل بسیار متفاوتی ممکن است افزایش یا کاهش یابد. یعنی کاهش بهره‌وری اندازه‌گیری‌شده در انقباض‌ها و یا افزایش در انبساط‌ها رخ دهد. زیرا سرمایه‌داران نمی‌توانند اکثر نیروی کار سربار (منشی، حسابدار و ...) را حتی زمانی که تولید کاهش می‌یابد اخراج کنند (هانل و شرمن، ۱۹۸۲: ۵۴).

۲-۲- پیشینه پژوهش

فرهمند و همکاران[1] (۱۳۹۲) در مطالعه‌ی خود اثر تولید و رشد بخش‌های مختلف را بر فقر و رفاه در ایران مورد سنجش قراردادند. آن‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] و طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۹ و نمونه‌ای شامل تمام استان‌های ایران به برآورد مدل پرداختند که نتایج حاکی از افزایش رفاه کل در اثر افزایش تولیدات و رشد بخشی بوده است اما نابرابری میان اکثر استان‌های کشور افزایش یافته و اختلاف طبقاتی گروه‌های درآمدی بیش از قبل شده است. همچنین، در مطالعه‌ی آن‌ها مشخص شد که متغیرهای آموزش و بهداشت بیشترین تأثیر را در افزایش رفاه و کاهش فقر داشته است.

شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهش خود تأثیر رشد اقتصادی بر رفاه را در ایران، طی سال‌های ۱۳۶۴ تا ۱۳۹۰ با استفاده از رهیافت بیزین و برآورد توابع چگالی پسین و پیشین و متوسط ضرایب بیزی بررسی کردند و نتایج نشان‌دهنده آن بود که ارتباط بین تغییرات رشد اقتصادی

[1]. Farahmand et al. (2013)
[2]. Generalized Method of Moments (GMM)

و رفاه در ایران مثبت بوده و رشد اقتصادی تأثیر مثبتی بر افزایش رفاه اقتصادی در ایران دارد. متوسط ضریب بیزی استخراج شده در مطالعه آن‌ها حدود هفده صدم درصد منجر به تغییر رفاه در طی سال‌های ۱۳۶۴ تا ۱۳۹۰ شده است. بنابراین، آن‌ها توجه بیشتر به استراتژی‌های رشد محور را به سیاست‌گذاران اقتصادی کشور توصیه می‌کنند. همچنین، آن‌ها در بررسی‌های خود نشان دادند تغییرات بیکاری و تورم رابطه‌ی معکوس با رفاه کاردینالی داشته است و نرخ باسوادی رابطه‌ی مثبت با رفاه در ایران دارد.

حری و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی تحت عنوان «بررسی تأثیر چرخه‌های تجاری بر شاخص رفاه اقتصادی در ایران» طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۵ با روش پرسشنامه‌ای و با استفاده از شاخص ترکیبی رفاه اسبرگ[1] و روش دلفی[2] برای وزن‌دهی و همچنین، الگوریتم جست‌وجوی گرانشی[3] نشان دادند که چرخه‌های تجاری رابطه‌ی مستقیمی با شاخص رفاه اقتصادی دارد و بیانگر آن است که دوره‌های رونق و رکود چرخه‌های تجاری به ترتیب منجر به بهبود و افول شاخص رفاه اقتصادی در ایران شده است. در مطالعه‌ی آن‌ها مؤلفه‌ی امنیت اقتصادی دارای بالاترین وزن بین ابعاد چهارگانه‌ی شاخص رفاه بود.

بارتولینی و ساراکینو[4] (۲۰۱۵) اثر رونق اقتصادی را بر سرمایه اجتماعی و رفاه برای کشور چین (در یک نمونه شامل ۱۰۰۰ مشاهده) و با استفاده از داده‌های ارزش جهانی طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ بررسی کردند. آن‌ها برای کمی کردن برخی مفاهیم، از تجزیه بلایندر- اکساکا[5] که برای تبعیض بین زنان و مردان در بازار کار و نیز ادبیات بهزیستی ذهنی به‌کار گرفته می‌شده، استفاده کردند. طبق بررسی آن‌ها، کاهش نقش جامعه‌پذیری و مقایسه درآمد و نیز مقایسه‌های اجتماعی در چین، عاملی کلیدی در افزایش نابرابری‌های رفاهی بین طبقات درآمدی بوده است. همچنین، در شکل‌دهی به تغییرات رفاه ذهنی، در بلندمدت، روند سرمایه اجتماعی مهم‌تر از رشد اقتصادی بوده است. طبق بررسی، در سال ۲۰۰۷ متوسط چینی‌ها نسبت به سال ۱۹۹۰ احساس رضایت کمتری از

[1]. Osberg Composite Welfare Index
[2]. Delphi Method
[3].Gravitational Search Algorithm
[4]. Bartolini & Sarracino (2015)
[5]. Blinder-Oaxaca

زندگی خود داشتند. بنابراین، رشد و رونق اقتصادی نه تنها تأثیر ناامیدکننده‌ای بر رفاه متوسط داشت، بلکه نابرابری‌های رفاهی بین طبقات را نیز افزایش داد.

دی نو و همکاران[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به تأثیر نامتقارن رونق و رکود بر رفاه ذهنی افراد با استفاده از داده‌های نظرسنجی جهانی گالوپ[2] (۲۰۰۵-۲۰۱۳) که شامل ۱۵۰ کشور مختلف، داده‌های سیستم نظارت بر عوامل خطر رفتاری[3] (۲۰۰۵-۲۰۱۰) برای ۲/۳ میلیون نفر از ایالات متحده و نیز داده‌های یورو بارومتر[4] (۱۹۷۳-۲۰۱۳) که چرخه‌های تجاری مختلفی را برای چهار دهه پوشش داده است و با استفاده از مدل رگرسیون تکه‌ای پرداختند. طبق نتایج آن‌ها، در کوتاه‌مدت معیارهای رفاه ذهنی افراد هنگام رونق، دو برابر حساس‌تر نسبت به دوران رکود است. به عبارت دیگر، کاهش رفاه ذهنی افراد هنگام رکود دو برابر بیشتر از افزایش رفاه ذهنی افراد هنگام رونق است.

در پژوهشی اوربان و کولیچ[5] (۲۰۲۰) به بررسی رابطه‌ی بین ادراک از شرایط اقتصادی و رفاه ذهنی در زمان رونق و رکود اقتصادی با استفاده از داده‌های تابلویی نامتوازن و طی دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۲ برای کشور اسپانیا پرداختند. آن‌ها دوره‌های رونق و رکود را به‌عنوان شاخصی برای شرایط کلان اقتصادی به‌کار بردند. منطقه‌ی مورد نظر آن‌ها برای بررسی، ایالت کاتالونیای اسپانیا بود زیرا بالاترین نابرابری و بیکاری را در نتیجه‌ی بحران اقتصادی ۲۰۰۸ تجربه کرده بود. نتایج بررسی آن‌ها نشان داد شرایط اقتصادی درک شده فراتر از حوزه‌ی عینی خرد و کلان اقتصادی است و یک تعیین‌کننده برای رفاه ذهنی در زمان رکود به ویژه برای قشر متوسط است. دیگر نتایج بررسی آن‌ها، وجود رابطه‌ی نزدیک بین درک شرایط اقتصادی و رفاه ذهنی افراد کم‌سابقه اجتماعی در زمان رونق و حتی رابطه قوی‌تر در زمان رکود بود.

در مطالعه‌ای با عنوان «شکاف رفاه در طول رکود بزرگ: نقش رشد و مؤسسات»، سیزیچنو و پیتزوتو[6] (۲۰۲۰) به بررسی پویای رفاه در کشورهای اروپایی طی رکود بزرگ و نقش کیفیت نهادهای رسمی در کاهش اثرات منفی رکود با استفاده از روش هم‌گرایی فیلیپس و سول[7] و نیز مدل

---

1. De Neve et al. (2018)
2. Gallup
3. Behavioral Risk Factor Surveillance System (BRFSS)
4. Eurobarometer
5. Urban & Kulic (2020)
6. Ciziceno & Pizzuto (2020)
7. Phillips & Sol

پروبیت طی دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج بررسی آن‌ها بیان‌گر وجود شکاف رفاه میان کشورهای اروپایی بود. رکود سال ۲۰۰۸ بر رفاه درک شده کشورهای با درآمد و رشد پایین (کمتر توسعه‌یافته) بیش از کشورهای با درآمد و رشد بالا (توسعه‌یافته) تأثیر گذاشته است. همچنین، نتیجه‌ی دیگر مطالعه آن‌ها این بود که کشورهایی که عملکرد نهادی بهتری ارائه می‌دهند، سطح رضایت بیشتری از زندگی را نشان می‌دهند و در برابر اثرات منفی ناشی از شوک‌های اقتصادی انعطاف‌پذیرتر هستند.

بچینی و دی‌مورو[1] (۲۰۲۳) درمطالعه‌ای به تحلیل نابرابری رفاه در ایتالیا قبل و بعد از رکود بزرگ طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ و با استفاده از نمونه آماری شامل ۱۶۷۰۲ خانوار در سال ۲۰۰۵ و ۱۸۴۳۰ خانوار در سال ۲۰۱۴ پرداختند. آن‌ها از روش چندبعدی برای اندازه‌گیری رفاه که شامل متغیرهای پولی و غیر پولی مانند بهداشت و آموزش بود استفاده کردند. یافته‌های اصلی پژوهش آن‌ها بیان‌گر افزایش نابرابری بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ بوده و نیز نابرابری درآمدی کمتر از نابرابری پولی بوده است. در طول سال‌های مورد بررسی منطقه جنوبی ایتالیا هم از نظر رفاهی و هم نابرابری سطح پایین‌تری داشته است. همچنین، نابرابری میان بانوان بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ بیشتر از آقایان بوده است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- ارائه الگوی پژوهش

هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی اثر رکود و رونق بر رفاه اقتصادی در ایران است. جهت محاسبه رونق و رکود اقتصادی، تولید ناخالص داخلی (با نفت و بدون نفت) به‌صورت افزایش‌ها و کاهش‌ها تفکیک می‌شود. به عبارتی دیگر می‌توان گفت که در این پژوهش اثر نامتقارن تولید (با نفت و بدون نفت) بر رفاه اقتصادی آزمون خواهد شد. به نحوی که افزایش‌ها در تولید ناخالص داخلی حقیقی به منزله رونق بوده و کاهش‌ها در آن به منزله رکود است. اکثر الگوهای موجود در اقتصادسنجی مبتنی بر الگوی خطی (متقارن) است که در آن اندازه مطلق اثرگذاری متغیر توضیحی در روند افزایشی با روند کاهشی آن متفاوت نیست. بدین توضیح که در یک برآورد

[1]. Bechini & De Muro (2023)

متقارن از تحلیل اثر تولید (با نفت یا بدون آن) بر رفاه اقتصادی چنین تفسیری مرسوم است که اگر با افزایش تولید، رفاه اقتصادی به‌اندازه δ واحد افزایش یابد، آن‌گاه به‌صورت همزمان با کاهش تولید نیز رفاه اقتصادی به میزان δ واحد کاهش خواهد یافت. ولی آن‌چه در واقعیت رخ می‌دهد، ممکن است این‌گونه نبوده و اثر افزایش‌ها در تولید (رونق اقتصادی) بر رفاه، متفاوت با اثر کاهش‌ها در تولید (رکود) باشد. از این رو تمرکز در تصریح الگوی پژوهش بر آن است تا اثر افزایش‌ها در تولید (با نفت یا بدون نفت) از اثر کاهش‌ها در آن تفکیک شود.

در تصریح الگو از مطالعه شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) استفاده شده است. در مطالعه مذکور بحث عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود مطرح شده است. ایشان با استفاده از مطالعه پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) الگویی را معرفی می‌کند که الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL) نام‌گذاری شده است. در ادامه این الگو بر اساس متغیرهای پژوهش در دو سناریو تبیین شده است. در سناریوی اول متغیرها عبارت از رفاه اقتصادی ($IEWB$) و لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی با نفت ($LnRGDPOilP$) است. با توجه به تأثیرپذیری رفاه از تورم (Inf) و بیکاری ($UnEmpR$) این دو عامل نیز به عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ شده است. مبنای الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL) در سناریوی نخست، رگرسیون نامتقارن در معادله (۱) است. متغیر $LnRGDPOilP$ که لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی با نفت است، به شکل $LnRGDPOilP_t = LnRGDPOilP_0 +$ $LnRGDPOilP_t^+ + LnRGDPOilP_t^-$ تجزیه شده است، به نحوی‌که انباشت جزئی در تغییرات $LnRGDPOilP$ به شکل رابطه (۲) است.

$$IEWB_t = \delta^+ LnRGDPOilP_t^+ + \delta^- LnRGDPOilP_t^- + \theta Inf_t + \gamma UnEmpR_t + u_t \quad (۱)$$

$$\begin{cases} LnRGDPOilP_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta LnRGDPOilP_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \mathrm{Max}(\Delta LnRGDPOilP_j , 0) \\ LnRGDPOilP_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta LnRGDPOilP_j^- = \sum_{j=1}^{t} \mathrm{Min}(\Delta LnRGDPOilP_j , 0) \end{cases} \quad (۲)$$

بر اساس روابط فوق، الگوی نامتقارن $ARDL(p,q,r,s,v)$ به شکل رابطه (۳) طراحی می‌شود. در این رابطه ρ ضریب خودهمبستگی، δ ضریب نامتقارن وقفه‌های قیمت نفت و θ ترتیب ضریب وقفه‌های نرخ تورم است.

[1]. Shin et al. (2014)
[2]. Pesaran et al. (2001)

$$IEWB_t = \sum_{j=1}^{p} \rho_j IEWB_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta_j^{+\prime} LnRGDPOilP_{t-j}^{+} + \sum_{j=0}^{r} \delta_j^{-\prime} LnRGDPOilP_{t-j}^{-} + \sum_{j=0}^{s} \theta_j Inf_{t-j} + \sum_{j=0}^{v} \gamma_j UnEmpR_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

در ادامه مطابق با مطالعه شین و همکاران (۲۰۱۴) رابطه (۳) به رابطه پویای (۴) یعنی یک الگوی تصحیح خطا در وضعیت نامتفارنی تقارن اثر $LnRGDPOilP$ بر $IEWB$ تصریح شده است:

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \delta^{+} LnRGDPOilP_{t-1}^{+} + \delta^{-} LnRGDPOilP_{t-1}^{-} + \theta Inf_{t-1} + \gamma UnEmpR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i^{+} \Delta RLnRGDPOilP_{t-i}^{+} + \sum_{i=0}^{r-1} \delta_i^{-} \Delta LnRGDPOilP_{t-i}^{-} + \sum_{i=0}^{s-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{j=0}^{v-1} \gamma_i UnEmpR_{t-i} + e_t \quad (۴)$$

که در آن عدم تقارن بلندمدت به معنای $\delta^{+} \neq \delta^{-}$ و عدم تقارن کوتاه‌مدت به معنای $\delta_i^{+} \neq \delta_i^{-}$ است. بر اساس الگوی فوق می‌توان اثر نامتقارن تولید ناخالص داخلی حقیقی با نفت (یعنی رونق و رکود اقتصادی بر اساس تولید با نفت) بر رفاه اقتصادی ایران را در کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون کرد. در سناریوی دوم متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت ($RGDP$) جایگزین تولید ناخالص داخلی حقیقی با نفت در رابطه (۱) می‌شود. با طی فرآیند مذکور برای این سناریو داریم:

$$\Delta IEWB_t = \rho IEWB_{t-1} + \delta^{+} LnRGDP_{t-1}^{+} + \delta^{-} LnRGDP_{t-1}^{-} + \theta Inf_{t-1} + \gamma UnEmpR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta IEWB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i^{+} \Delta RLnRGDP_{t-i}^{+} + \sum_{i=0}^{r-1} \delta_i^{-} \Delta LnRGDP_{t-i}^{-} + \sum_{i=0}^{s-1} \theta_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{j=0}^{v-1} \gamma_i UnEmpR_{t-i} + e_t \quad (۵)$$

براساس رابطه‌ی (۵) می‌توان اثر نامتقارن تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت (یعنی رونق و رکود اقتصادی بر اساس تولید بدون نفت) را بر رفاه اقتصادی ایران در وضعیت کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون کرد. توضیح آن‌که دوره زمانی پژوهش مشتمل بر داده‌های سالانه در دوره ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۰ بوده و داده‌های مورد نیاز از درگاه اینترنتی بانک مرکزی، مرکز آمار و بانک جهانی استخراج شده است.

در پژوهش حاضر از بین شاخص‌های مختلف رفاه، با توجه به تکیه بر جنبه‌ی اقتصادی رفاه و ویژگی‌های خاص شاخص رفاه اقتصادی، شاخص $IEWB$ به‌عنوان معیاری برای سنجش میزان رفاه اقتصادی مورد توجه واقع شده است. در محاسبه این شاخص از متغیرهای متعددی استفاده می‌شود. با توجه به فقدان داده‌ها در تواتر فصلی طی دوره مورد بررسی، از تواتر سالانه استفاده شده است. در بین شاخص‌های رفاه اقتصادی، شاخص $IEWB$ به‌عنوان شاخصی جامع و فراگیر 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 در نظر می‌گیرد. در این راستا برای هر یک از این ابعاد به روش خاصی وزن‌هایی در نظر گرفته می‌شود. بنابراین وزن‌های اختصاص‌یافته به هر بعد با توجه به مشاهدات مختلف، متفاوت خواهد بود (اوزبرگ و شارپ[1]، ۲۰۰۹: ۶) فرم کلی این شاخص به‌صورت زیر است:

$$IEWB = CF + WS + ID + ES \quad (۶)$$

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

$$IEWB = \alpha_1 (C + G + WT - RE)(LE) + \alpha_2(K + RD + HC + NR + FDI - ED) + \alpha_3[(\beta(PHR) + (1-\beta)GiNi)] + \alpha_4[WWR + b(RHR) + C(PHR) + d(PHR)] \quad (۷)$$

اجزای رابطه ارائه‌شده در ادامه توضیح داده می‌شوند.

۳-۱-۱- جریان مصرف (CF)

جهت محاسبه جریان مصرف و استفاده از آن در شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$CF = \alpha_1 + (C + G + WT - RE)(LE) \quad (۸)$$

که در آن، C مخارج حقیقی مصرفی نهایی خانوار به قیمت ثابت، G مخارج مصرفی نهایی عمومی دولت به قیمت ثابت، WT سرانه حقیقی تغییرات در مدت‌زمان کار، RE سرانه حقیقی مخارج جبرانی (جبران خدمات کارکنان، ارزش واقعی سرانه تولید یک ساعت) و LE امید به زندگی است. به نحوی که سرانه حقیقی تغییرات در مدت‌زمان کار از رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$WT = \left(\frac{WAP}{POP}\right).VL_{WAP} \quad (۹)$$

$$VL_{WAP} = \left[1 - \frac{TR}{GDP}\right].S \quad (۱۰)$$

$$S = \frac{WR}{WAP} \quad (۱۱)$$

---

1. Osberg & Sharpe (2009)
2. Bakhtiari et al. (2013)

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

$$RE = \frac{GDP}{WAP} \quad (۱۲)$$

۳-۱-۲- انباشت ثروت (WS)

نحوه‌ی محاسبه مقدار این متغیر و اجزاء آن به شرح زیر است:

$$WS = \alpha_2[K + RD + HC + NR + FDI - ED] \quad (۱۳)$$

که در آن، K سرانه سرمایه ثابت ناخالص حقیقی (سرانه مصرف سرمایه به قیمت ثابت)، RD مخارج تحقیق و توسعه حقیقی، HC سرانه موجودی سرمایه انسانی حقیقی، NR سرانه موجودی ثروت منابع طبیعی حقیقی، FDI سرانه خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی حقیقی، ED سرانه‌ی هزینه‌ی اجتماعی حقیقی فرسایش محیط زیست (ناشی از انتشار دی اکسید کربن) است.

۳-۱-۳- توزیع درآمد (ID)

نحوه‌ی محاسبه مقدار این متغیر و اجزاء آن در شاخص بدین صورت است:

$$ID = \alpha_3[(\beta(PHR) + (1 - \beta)Gini)] \quad (۱۴)$$

که در آن β برابر با 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 و $Gini$ برابر با ضریب جینی است. برای سنجش نحوه 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 استفاده شده است.

۳-۱-٤- امنیت اقتصادی (ES)

نحوه‌ی محاسبه مقدار این متغیر و اجزاء آن بدین‌صورت است:

$$ES = \alpha_4[WWR + b(RHP) + c(PHR) + d(PHR)] \quad (۱۵)$$

که در آن b سهم جمعیتی است که در معرض ریسک بیماری واقع‌اند که ۱۰۰ درصد در نظر گرفته می‌شود. بدین معنی که ۱۰۰ درصد افراد یک جامعه در معرض خطر بیماری هستند. همچنین، c نسبت زنان بیکار به جمعیت و d نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به‌کل جمعیت را در بر می‌گیرد. جزء اول نسبت جمعیت ۶۵-۱۵ سال به‌کل جمعیت که نشان‌دهنده‌ی ریسک بیکاری است.

$$WWR = \frac{WR}{52} \quad (۱۶)$$

جزء دوم نشان‌دهنده‌ی 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:

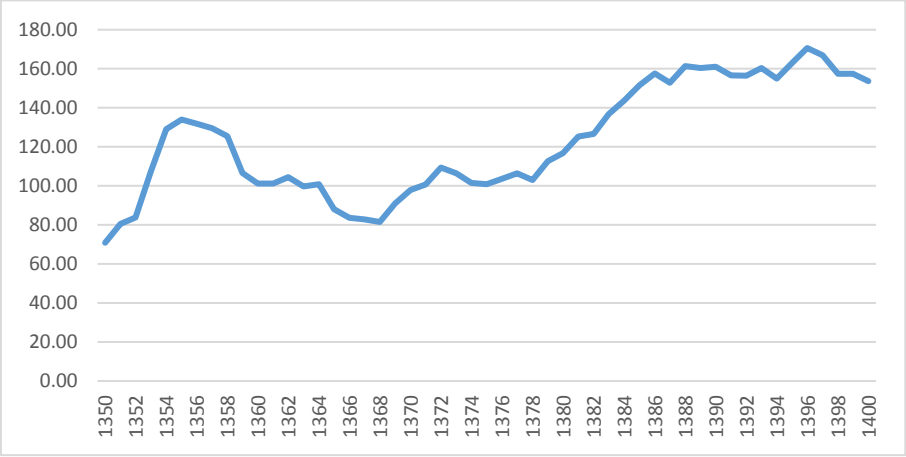
$$RHP = \frac{HP}{Disp} \quad (۱۷)$$

که در آن HP کل هزینه شخصی برای سلامتی و $Disp$ درآمد قابل‌تصرف (تولید ناخالص داخلی منهای مالیات) است. 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. توضیح پایانی آن‌که جهت محاسبه 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 به ترتیب، (۰/۴) به مصرف، (۰/۱) به موجودی منابع مولد و به دو جزء توزیع درآمد و امنیت اقتصادی ضریب یکسان (۰/۲۵) اختصاص داده شده است. همچنین، در شاخص رفاه اقتصادی، بیشتر متغیرها بر حسب نیاز، به قیمت ثابت و به‌صورت سرانه استفاده شده است.

۳-۲- توصیف داده‌ها

رفاه اقتصادی بر مبنای داده‌های موجود چهار مؤلفه‌ی جریان مصرف، انباشت ثروت، امنیت و توزیع درآمد محاسبه و روند حرکتی شاخص در نمودار (۱) ترسیم شده است. روند حرکتی رفاه نشان‌دهنده این نکته است که از سال ۱۳۵۵ تا پایان دوره‌ی جنگ روند رفاه نزولی بوده و بعد از آن روند صعودی به خود گرفته است. این موضوع بیان‌گر آن است که پدیده‌های سیاسی مانند جنگ، می‌تواند به طور عمده‌ای بر عملکرد رفاهی یک جامعه اثر مخرب و منفی داشته باشد. همچنین،

کاهش رفاه بعد از سال ۹۶ مطابق با خروج آمریکا از برجام کاملا مشهود است. بیشترین شاخص رفاه با مقدار ۱۷۰/۶ در سال ۱۳۹۶و کمترین شاخص رفاه با چشم‌پوشی از سال ابتدایی، با مقدار ۸۱/۴ در سال ۱۳۶۸ است.



نمودار ۱: شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی

منبع: یافته‌های پژوهش

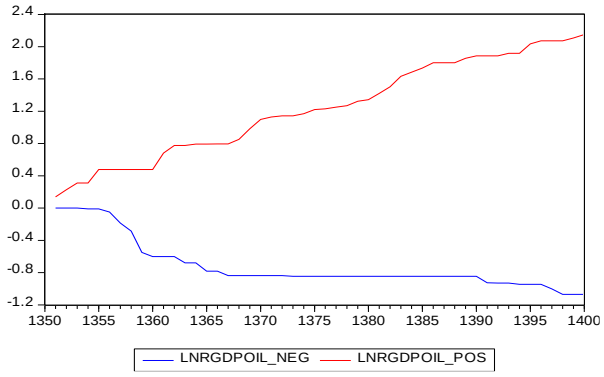
همچنین، جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و ۸ زیر دوره محاسبه شده است که به شرح جدول (۱) است. میانگین شاخص رفاه اقتصادی ۱۲۲/۸ است که اخرین دوره یعنی ۱۳۹۶ الی ۱۴۰۰ بیشترین مقدار را داشته است. همچنین، میانگین تولید ناخالص داخلی حقیقی با نفت ۴۰۲۴۴۶۵ بوده که بیشترین مقدار آن در برنامه ششم توسعه با مقدار ۶۵۲۸۰۴۵ است. میانگین تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت نیز ۲۸۲۳۰۲۷ بوده و بیشترین مقدار میانگین مربوط به برنامه ششم توسعه با ۵۴۵۷۵۲۷ است. میانگین نرخ تورم نیز در کل دوره برابر با ۱۹/۶ و بیشترین میزان مربوط به برنامه ششم توسعه با ۳۳/۸ است. میانگین نرخ بیکاری در کل دوره ۱۱/۲ و بیشترین مقدار میانگین مربوط به برنامه سوم توسعه با ۱۲/۶ است.

جدول ۱: میانگین متغیرهای پژوهش

زیر دوره	رفاه اقتصادی	تولید حقیقی با نفت (میلیارد ریال)	تولید حقیقی بدون نفت (میلیارد ریال)	نرخ تورم (درصد)	نرخ بیکاری (درصد)
قبل از انقلاب	۱۱۰/۲	۲۹۴۷۸۰۶	۱۲۲۸۲۲۲	۱۲/۳	۱۰/۱
دوران جنگ	۹۶/۴	۲۳۲۲۱۸۷	۱۵۶۴۸۰۰	۱۹/۷	۱۱/۷
برنامه اول	۹۷/۸	۲۸۱۸۵۵۳	۱۷۱۸۷۹۰	۲۱/۶	۱۱/۱
برنامه دوم	۱۰۳/۱	۳۲۹۹۴۴۴	۲۱۲۹۶۶۷	۲۵/۶	۱۱/۵
برنامه سوم	۱۲۳/۶	۴۱۲۳۸۰۸	۲۸۶۷۳۳۲	۱۴/۱	۱۲/۶
برنامه چهارم	۱۵۴/۵	۵۷۲۹۵۹۱	۴۳۲۵۴۷۸	۱۴/۸	۱۱/۵
برنامه پنجم	۱۵۸/۷	۶۱۲۸۷۴۰	۵۰۴۹۸۲۳	۲۰/۵	۱۱/۴
برنامه ششم	۱۶۱/۱	۶۵۲۸۰۴۵	۵۴۵۷۵۲۷	۳۳/۸	۱۰/۵
میانگین کل دوره	۱۲۲/۸	۴۰۲۴۴۶۵	۲۸۲۳۰۲۷	۱۹/۶	۱۱/۲

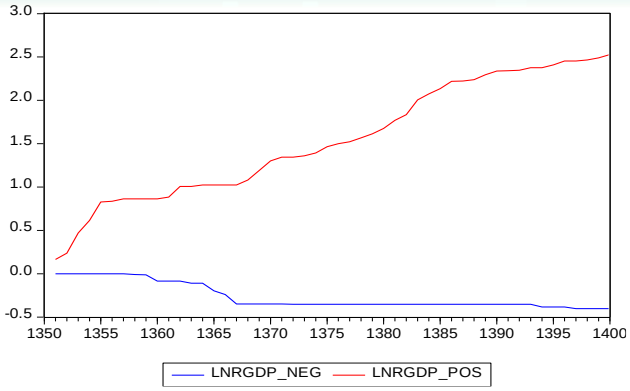
منبع: یافته‌های پژوهش

جهت تحلیل اثر نامتقارن تولید بر رفاه اقتصادی کشور، تولید ناخالص داخلی حقیقی به چهار سری $LnRGDPOil^{+}$ (افزایش‌ها در تولید ناخالص داخلی حقیقی (رونق) با نفت)، $LnRGDPOil^{-}$ (کاهش‌ها در تولید ناخالص داخلی حقیقی (رکود) با نفت)، $LnRGDP^{+}$ (افزایش‌ها در تولید ناخالص داخلی حقیقی (رونق) بدون نفت) و $LnRGDP^{-}$ (کاهش‌ها در تولید ناخالص داخلی حقیقی (رکود) بدون نفت) تجزیه شده است. این چهار سری، بیان‌گر تغییرات مثبت و منفی تولید ناخالص داخلی حقیقی (با نفت و بدون نفت) است که طی فرآیند شرطی منطبق با رابطه (۲) محاسبه شده است. حاصل این تجزیه در نمودار (۲) و (۳) نمایش داده شده است.



نمودار ۲: تجزیه سری زمانی لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی با نفت

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۳: تجزیه سری زمانی لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت

منبع: یافته‌های پژوهش

٤- یافته‌های پژوهش

در این بخش پس از بررسی روند مانایی متغیرها، جهت تحلیل نامتقارنی اثر رونق و رکود بر رفاه اقتصادی، الگوی پژوهش با استفاده از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی برآورد خواهد شد. به منظور بررسی مانایی متغیرها، از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و KPSS[1] استفاده و خلاصه نتایج آزمون‌ها در جدول (۲) گزارش شده است. فرض صفر در آمون ADF دلالت بر وجود ریشه واحد و نامایی متغیر دارد ولی در آزمون KPSS که قدرت بالایی در تشخیص ریشه واحد دارد، فرض صفر بر عدم وجود ریشه واحد و در نتیجه مانایی متغیر دلالت دارد. همان‌طور که در جدول (۲) مشخص است، مطابق با آزمون ADF برای متغیرهای رفاه اقتصادی، تولید با نفت و بدون نفت به دلیل بزرگ‌تر بودن قدر مطلق مقدار آماره آزمون در سطح متغیرها از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۰ درصد، فرض صفر رد نشده و این متغیرها در سطح نامانا هستند. نتایج همین آزمون برای این متغیرها در تفاضل مرتبه اول، بیان‌گر عدم پذیرش فرض صفر بوده و در نتیجه این سه متغیر مطابق با آزمون ADF با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بررسی آزمون مانایی KPSS برای این سه متغیر با نتیجه مشابهی همراه است. به نحوی که مقدار آماره آزمون در سطح متغیرها، از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۰ درصد کوچک‌تر بوده و فرض صفر (مانایی متغیرها در سطح) رد می‌شود اما مقدار آماره در تفاضل مرتبه اول متغیرها از مقدار

1. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) Tests

بحرانی بزرگتر بوده و در نتیجه فرض صفر رد نمی‌شود و متغیرهای یاد شده با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. مطابق با تحلیل مذکور، هر دو آزمون ADF و KPSS بیان‌گر آن است که تورم و بیکاری در سطح اطمینان ۹۰ درصد مانا هستند. در مجموع، متغیرهای تورم و نرخ بیکاری انباشت از درجه صفر (مانا) بوده و سایر متغیرها انباشت از درجه یک (نامانا) هستند.

با توجه به درجه‌ی انباشت متفاوت برای متغیرها (صفر و یک)، یکی از بهترین روش‌های برآورد، رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی است. رهیافت مذکور، از دو قالب خطی و غیر خطی بهره می‌برد که در هر دو روش فرآیند مشابهی در برآورد الگو صورت می‌پذیرد. به‌نحوی‌که اساساً رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی در همان قالب رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی قرار دارد. در این رهیافت اعم از خطی و غیر خطی، ضمن برآورد ضرایب کوتاه‌مدت، می‌توان الگوی تصحیح خطا (و به تبع آن ضریب جمله تصحیح خطا) را برآورد کرد و بر اساس آن، ضرایب بلندمدت را نیز استخراج کرد. لازم به توضیح است به دلیل متفاوت بودن درجه انباشت متغیرها در این رهیافت، شرط اساسی در وجود ضرایب غیر کاذب در بلندمدت (گرایش رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت) آن است که ضریب جمله تصحیح خطا بین منفی یک و صفر باشد و یا اینکه بر مبنای آزمون کرانه‌ها وجود رابطه تعادلی بلندمدت تأیید شود.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	ADF				KPSS			
	آماره آزمون		مقدار بحرانی		آماره آزمون		مقدار بحرانی	
	در سطح	در تفاضل اول	۵٪	۱۰٪	در سطح	در تفاضل اول	۵٪	۱۰٪
$IEWB$	-۱/۵۲	-۴/۵۸	-۳/۵۰	-۳/۱۸	۰/۱۴۸	۰/۰۹۰	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹
$LnRGDPOil$	-۱/۵۷	-۴/۹۹	-۳/۵۰	-۳/۱۸	۰/۱۶۴	۰/۰۷۳	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹
$LnRGDP$	-۲/۳۵	-۴/۵۶	-۳/۵۰	-۳/۱۸	۰/۰۹۹	۰/۱۰۷	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹
Inf	-۴/۵۰	-	-۳/۵۰	-۳/۱۸	۰/۱۰۶	-	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹
$UnEmpR$	-۳/۰۸	-	-۲/۹۲	-۲/۵۹	۰/۱۷۸	-	۰/۴۶۳	۰/۳۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-۱- برآورد الگوی پژوهش در سناریوی نخست

برآورد الگو با رهیافت ARDL غیر خطی (نامتقارن) به مانند رهیافت ARDL خطی (متقارن) نیازمند تعیین وقفه بهینه است. با توجه به تعداد مشاهدات در این الگو جهت تعیین وقفه‌ی بهینه از معیار شوارتز- بیزین[1] استفاده شده است. کمینه‌ی آماره شوارتز- بیزین در سناریوی اول بیان‌گر وقفه بهینه چهار است. نتایج برآورد الگوی پژوهش در سناریوی اول در کوتاه‌مدت، آزمون‌های تشخیصی، آزمون کرانه‌ها و بلندمدت در جدول (۳) گزارش شده است.

مطابق جدول (۳)، ضرایب برآوردی در کوتاه‌مدت بیان‌گر آن است که مطابق با آزمون والد افزایش‌ها در تولید با نفت (رونق اقتصادی) با اثر مستقیم (با ضریب ۰/۳۷) بر رفاه اقتصادی همراه است. همچنین، کاهش‌ها در تولید با نفت (رکود اقتصادی) نیز به طور مستقیم و با ضریب ۰/۷۵ بر رفاه اقتصادی اثرگذار است. آزمون والد در بررسی برآیند اثر مستقیم رونق و رکود بر رفاه اقتصادی نشان می‌دهد رکود اقتصادی از حیث اندازه بزرگ‌تر از رونق اقتصادی است. تفاوت در اندازه اثر نیز برابر با ۰/۳۸ است. نتیجه دیگر در کوتاه‌مدت آنکه تورم مطابق با آزمون والد با ضریب ۰/۹۷- اثر معکوس بر رفاه اقتصادی دارد و نرخ بیکاری نیز مطابق با انتظار با ضریب ۱/۹۲- بر رفاه اقتصادی به‌طور معکوس اثرگذار است. متغیر بعدی که یک متغیر مجازی برای سال‌های ۵۷ تا ۶۷ یعنی حد فاصل میان انقلاب اسلامی تا پایان جنگ است، معنی‌دار بوده و ضریب برآوردی منفی آن نشان می‌دهد که در این دوره سطح رفاه به‌طور معنی‌داری کمتری از سال‌های قبل و بعد از آن است. به نحوی که به‌طور متوسط اندازه شاخص رفاه به میزان ۷/۳۳ واحد کاهش داشته است.

نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که سطح احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی از ۱۰ درصد بیشتر بوده و در نتیجه فروض کلاسیک برقرار است. به‌منظور اطمینان از امکان وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، آزمون کرانه‌ها انجام شده است. فرضیه صفر در این آزمون عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها است. مقدار آماره آزمون ۱۶/۸ از هردو کرانه ۱ و ۲ در سطح ۱۰ درصد بزرگتر است. بنابراین، فرض عدم وجود ارتباط بین متغیرها پذیرفته نمی‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا نیز ۰/۶۸- و معنی‌دار است. این بدان معنا است که در هر سال ۶۸ درصد از عدم تعادل در رفاه اقتصادی تصحیح شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک شده است.

[1]. Schwartz-Bazin

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی پژوهش در سناریوی نخست

	متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	احتمال	آزمون والد	
	$IEWB_{-1}$	-۰/۰۹۱	-۰/۹۲	۰/۳۶۲		
کوتاه مدت	$IEWB_{-2}$	-۰/۰۹۹	-۱/۳۱	۰/۱۹۸		
	$IEWB_{-3}$	۰/۵۰	۸/۳۶	۰/۰۰۰		
	$LnRGDPOil^{+}$	۰/۱۸	۳/۱۲	۰/۰۰۳	آماره F: ۲۹/۶۷ برآیند اثر: ۰/۳۷ سطح احتمال: ۰/۰۰۰	آماره F: ۱۰۶/۲۸ برآیند اثر: ۰/۳۸ سطح احتمال: ۰/۰۰۰
	$LnRGDPOil^{+}_{-1}$	۰/۰۸	۰/۹۸	۰/۳۳۰		
	$LnRGDPOil^{+}_{-2}$	۰/۴۳	۲/۹۶	۰/۰۰۵		
	$LnRGDPOil^{+}_{-3}$	-۰/۳۲	-۵/۳۵	۰/۰۰۰		
	$LnRGDPOil^{-}$	۰/۷۵	۱۰/۱۸	۰/۰۰۰		
	Inf	-۰/۱۶	-۲/۵۱	۰/۰۱۷	آماره F: ۷۹/۱۷ برآیند اثر: -۰/۹۷ سطح احتمال: ۰/۰۰۰	
	Inf_{-1}	-۰/۳۵	-۳/۷۹	۰/۰۰۰		
	Inf_{-2}	-۰/۲۰	-۴/۰۸	۰/۰۰۰		
	Inf_{-3}	-۰/۰۹	-۱/۸۰	۰/۰۸۰		
	Inf_{-4}	-۰/۱۶	-۳/۱۹	۰/۰۰۳		
	$UnEmpR$	-۱/۹۲	-۴/۶۵	۰/۰۰۰		
	$D5767$	-۷/۳۳	-۴/۴۸	۰/۰۰۰		
	ضریب تصحیح خطا	-۰/۶۹	-۱۰/۸	۰/۰۰۰		
بلندمدت	$LnRGDPOil^{+}$	۰/۵۴	۷/۸۲	۰/۰۰۰		
	$LnRGDPOil^{-}$	۱/۰۸	۲۵/۵	۰/۰۰۰		
	Inf	-۱/۴۱	-۸/۱۵	۰/۰۰۰		
	$UnEmpR$	-۲/۷۹	-۶/۰۵	۰/۰۰۰		

آزمون‌های تشخیصی

خودهمبستگی سریالی	مقدار آماره	۰/۸۱
	سطح احتمال	۰/۴۵۲
ناهمسانی واریانس	مقدار آماره	۱/۶۶
	سطح احتمال	۰/۱۱۲
نرمالیتی	مقدار آماره	۱/۵۴
	سطح احتمال	۰/۴۶۰

آزمون کرانه‌ها

آماره آزمون	کرانه دو	کرانه یک	سطح خطا
۱۶/۸	۵/۷۹	۴/۵۵	۱ درصد
	۴/۴۳	۳/۳۸	۵ درصد
	۳/۸۲	۲/۹۰	۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد در بلندمدت نیز بیان‌گر نامتقارنی اثر مستقیم تولید با نفت بر رفاه اقتصادی است. به‌نحوی‌که افزایش یک درصدی در تولید با نفت (رونق اقتصادی)، رفاه اقتصادی را به میزان ۰/۵۴ واحد (درصد) افزایش داده و کاهش یک درصدی در تولید با نفت (رکود اقتصادی)، رفاه اقتصادی را به میزان ۱/۰۸ واحد (درصد) کاهش می‌دهد. بر این مبنا در بلندمدت نیز مشابه با کوتاه‌مدت چند نکته قابل برداشت است. نخست، اثر مستقیم رکود اقتصادی بیش از رونق است. دوم تولید با نفت اثری نامتقارن بر رفاه اقتصادی در ایران دارد. تورم نیز در بلندمدت اثر معکوس بر رفاه اقتصادی دارد. به‌طوری‌که با یک واحد (درصد) افزایش در تورم، رفاه اقتصادی به میزان ۱/۴۱ واحد (درصد) کاهش می‌یابد. بر این اساس حساسیت رفاه اقتصادی نسبت به تورم بالاست. نرخ بیکاری نیز اثری معکوس بر رفاه اقتصادی داشته و با افزایش یک واحدی (درصدی) در نرخ بیکاری، رفاه اقتصادی به اندازه ۲/۷۸ واحد (درصد) کاهش می‌یابد. این نتیجه در مقایسه با تورم نشان می‌دهد که حساسیت رفاه اقتصادی نسبت به بیکاری بیش از تورم است.

٤-۲- برآورد الگوی پژوهش در سناریوی دوم

در این برآورد نیز به مانند برآورد قبلی جهت تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده است. کمینه‌ی آماره شوارتز-بیزین در سناریوی دوم بیان‌گر وقفه بهینه ۳ است. نتایج برآورد الگوی پژوهش در سناریوی دوم در کوتاه‌مدت، آزمون‌های تشخیصی، آزمون کرانه‌ها و بلندمدت در جدول (۴) گزارش شده است.

مطابق جدول (۴)، ضرایب برآوردی در کوتاه‌مدت بیان‌گر آن است که افزایش تولید بدون نفت (رونق اقتصادی) با اثر مستقیم (با ضریب ۰/۱۴) بر رفاه اقتصادی همراه است. همچنین، کاهش در تولید با نفت (رکود اقتصادی) نیز به طور مستقیم و با ضریب ۰/۶۹ بر رفاه اقتصادی اثرگذار است. آزمون والد در بررسی برآیند اثر مستقیم رونق و رکود بر رفاه اقتصادی نشان می‌دهد رکود اقتصادی از حیث اندازه بزرگ‌تر از رونق اقتصادی است. تفاوت در اندازه اثر نیز برابر با ۰/۵۴ است. بر این مبنا در این برآورد نیز تولید اثر نامتقارن بر رفاه داشته و از حیث اندازه، اثر رکود به مراتب بیش از اثر رونق بر رفاه اقتصادی است. تورم نیز مشابه برآورد قبلی و مطابق با آزمون والد با ضریب ۰/۶۹- اثر معکوس بر رفاه اقتصادی دارد و نرخ بیکاری هم به‌طور مشابه با قبل به‌طور معکوس بر رفاه

اقتصادی اثرگذار است. ضریب برآوردی متغیر مجازی برای سال‌های ۵۷ تا ۶۷ معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد که در این دوره سطح رفاه به‌طور معنی‌داری کمتر از سال‌های قبل و بعد از آن است.

نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که سطح احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی از ۱۰ درصد بیشتر بوده و در نتیجه فروض کلاسیک برقرار است. به منظور اطمینان از امکان وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، آزمون کرانه‌ها انجام شده است. فرضیه صفر در این آزمون عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها است. مقدار آماره آزمون ۱۱/۱ از هردو کرانه ۱ و ۲ در سطح ۱۰ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، فرض عدم وجود ارتباط بین متغیرها پذیرفته نمی‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا نیز ۰/۴۴- و معنی‌دار است. این بدان معنا است که در هر سال ۴۴ درصد از عدم تعادل در رفاه اقتصادی تصحیح شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک شده است. نتایج برآورد در بلندمدت نیز در راستای نتایج کوتاه‌مدت است. به نحوی که ضرایب برآوردی رونق و رکود اقتصادی بیان‌گر نامتقارنی اثر مستقیم تولید بدون نفت بر رفاه اقتصادی است. به‌نحوی‌که افزایش یک درصدی در تولید بدون نفت (رونق اقتصادی)، رفاه اقتصادی را به میزان ۰/۳۳ واحد (درصد) افزایش داده و کاهش یک درصدی در تولید بدون نفت (رکود اقتصادی)، رفاه اقتصادی را به میزان ۱/۵۸ واحد (درصد) کاهش می‌دهد.

بر این مبنا در بلندمدت نیز مشابه با کوتاه‌مدت چند نکته قابل برداشت است. نخست، اثر مستقیم رکود اقتصادی بیش از رونق است. دوم، تولید بدون نفت در بلندمدت نیز اثری نامتقارن بر رفاه اقتصادی در ایران دارد. تورم نیز در بلندمدت اثر معکوس بر رفاه اقتصادی دارد. به‌طوری‌که با افزایش یک واحدی (درصدی) در تورم، رفاه اقتصادی به میزان ۱/۵۹ واحد (درصد) کاهش می‌یابد. بر این اساس در این برآورد نیز در بلندمدت کشش رفاه اقتصادی نسبت به تورم بالاست. نرخ بیکاری نیز اثری معکوس بر رفاه اقتصادی داشته و با افزایش یک واحدی (درصدی) در نرخ بیکاری، رفاه اقتصادی به اندازه ۱/۷۷ واحد (درصد) کاهش می‌یابد. این نتیجه در این برآورد نیز حاکی از آن است که حساسیت رفاه اقتصادی نسبت به بیکاری بیش از تورم است.

جدول ٤: نتایج برآورد الگوی پژوهش در سناریوی دوم

	متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	احتمال	آزمون والد
کوتاه‌مدت	$IEWB_{-1}$	۰/۵۶	۱۱/۹	۰/۰۰۰	
	$LnRGDP^{+}$	۰/۱۴	۲/۷۷	۰/۰۰۸	آماره F: ۵/۴۳
	$LnRGDP^{-}$	۰/۶۹	۶/۰۳	۰/۰۰۰	برآیند اثر: ۰/۵۵ سطح احتمال: ۰/۰۰۰
	Inf	−۰/۳۳	−۲/۹۱	۰/۰۰۶	آماره F: ٦/٧٦- برآیند اثر: ۰/٦٩- سطح احتمال: ۰/۰۰۰
	Inf_{-1}	−۰/۰۷	−۰/۵۶	۰/۵۷۶	
	Inf_{-2}	۰/۰۳	۰/۲۸	۰/۷۷۵	
	Inf_{-3}	−۰/۳۲	−۳/۸۵	۰/۰۰۰	
	$UnEmpR$	−۰/۷۷	−۲/۹۷	۰/۰۰۵	
	$D5767$	−۱۳/۸	−۱۰/۲	۰/۰۰۰	
	ضریب تصحیح خطا	−۰/۴۴	−۸/۷۰	۰/۰۰۰	
بلندمدت	$LnRGDP^{+}$	۰/۳۳	۳/۳۵	۰/۰۰۱	
	$LnRGDP^{-}$	۱/۵۸	۱۰/۸	۰/۰۰۰	
	Inf	−۱/۵۹	−۴/۷۱	۰/۰۰۰	
	$UnEmpR$	−۱/۷۷	−۲/۸۷	۰/۰۰۶	

آزمون‌های تشخیصی

خودهمبستگی سریالی	مقدار آماره	۱/۸۱
	سطح احتمال	۰/۱۸۶
ناهمسانی واریانس	مقدار آماره	۱/۴۰
	سطح احتمال	۰/۲۱۸
نرمالیتی	مقدار آماره	۰/۱۸
	سطح احتمال	۰/۹۱۳

آزمون کرانه‌ها

آماره آزمون	کرانه دو	کرانه یک	سطح خطا
۱۱/۱	۵/۷۹	۴/۵۵	۱ درصد
	۴/۴۳	۳/۳۸	۵ درصد
	۳/۸۲	۲/۹۰	۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی نقش رونق و رکود اقتصادی بر رفاه در ایران پرداخته است. بدین منظور، ابتدا با استفاده از شاخص ترکیبی IEWB، رفاه اقتصادی برای سال‌های مورد بررسی محاسبه شد که نتایج نشان می‌دهد در طول دوره‌ی ۵۰ ساله مورد بررسی، میانگین رفاه اقتصادی در ایران

برابر با ۱۲۲/۸ است. همچنین، روند حرکتی شاخص رفاه اقتصادی نشان‌دهنده‌ی آن است که شاخص مذکور که قبل از انقلاب در فرآیندی صعودی قرار داشت، بعد از انقلاب تا جنگ تحمیلی فرآیندی نزولی را آغاز کرده و سپس بعد از جنگ تحمیلی فرآیندی صعودی را با شیب ملایم‌تری نسبت به سال‌های انتهایی قبل از انقلاب آغاز کرده به‌طوری‌که در سال ۹۶ به بیشترین میزان خود یعنی ۱۷۰/۶ رسیده است و مجددا شروع به کاهش کرده است که این کاهش ناشی از افزایش تحریم‌ها بر اقتصاد ایران است که از طریق کاهش درآمدهای نفتی، کاهش رشد اقتصادی و افزایش نرخ تورم موجب کاهش رفاه اقتصادی شده است.

جهت بررسی اثر رونق و رکود بر رفاه، متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی (با نفت و بدون نفت) در دو سناریوی کاهش و افزایش مورد بررسی قرار گرفته و به عبارت دیگر اثر نامتقارن تولید (با نفت و بدون نفت) بر رفاه بررسی شده است. میانگین تولید با نفت و بدون نفت نیز طی دوران مورد بررسی به ترتیب ۴۰۲۴۴۶۵ و ۲۸۲۳۰۷۳ بوده است. در ادامه جهت بررسی اثر رونق و رکود بر رفاه، با توجه به این نکته که همیشه اندازه اثر افزایش در تولید (رونق اقتصادی) برابر با اندازه اثر کاهش در تولید (رکود اقتصادی) نیست، روش مورد استفاده در برآورد الگو، رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL) است. در این روش علاوه بر اثر نامتقارن تولید، با توجه به تأثیرپذیری رفاه از تورم و بیکاری، اثر این دو عامل نیز بر رفاه برآورد شده است. نتایج اثر رونق و رکود اقتصادی بر رفاه در دو سناریو به شرح جدول (۵) است.

جدول ۵: مقایسه اثرات رونق و رکود اقتصادی بر رفاه

		سناریوی اول (تولید با نفت)	سناریوی دوم (تولید بدون نفت)
کوتاه‌مدت	رونق اقتصادی	۰/۳۷	۰/۱۴
	رکود اقتصادی	۰/۷۵	۰/۶۹
	برآیند اثر	۰/۳۸	۰/۵۵
بلندمدت	رونق اقتصادی	۰/۵۴	۰/۳۳
	رکود اقتصادی	۱/۰۸	۱/۵۸
	برآیند اثر	۰/۵۴	۱/۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول فوق که خلاصه‌ای کوتاه از نتایج برآورد است، در کوتاه‌مدت اثر رونق اقتصادی نفتی (افزایش در تولید با نفت) بر رفاه تقریباً بیش از ۲/۵ برابر اثر رونق اقتصادی بدون نفت (افزایش

در تولید بدون نفت) بر رفاه است که این موضوع اهمیت نفتی شدن اقتصاد جهت بهبود وضعیت رفاهی کشور در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. همچنین، در کوتاه‌مدت، اثر رکود اقتصادی نفتی (کاهش در تولید با نفت) بیشتر از اثر رکود اقتصادی بدون نفت (کاهش در تولید بدون نفت) بر رفاه است. نتیجه دیگر در کوتاه‌مدت نامتقارنی در اثرگذاری رونق و رکود اقتصادی (چه با نفت و چه بدون نفت) بر رفاه را تأیید می‌کند. به‌گونه‌ای که اثر رکود اقتصادی نفتی بر رفاه تقریباً بیش از ۲ برابر اثر رونق اقتصادی نفتی؛ و اثر رکود اقتصادی بدون نفت بر رفاه حدوداً ۵ برابر بیشتر از اثر رونق اقتصادی بدون نفت است. این نتیجه ضرورت توجه هر چه بیشتر به وضعیت رفاهی کشور به هنگام رکود اقتصادی (چه با نفت و چه بدون نفت) را می‌طلبد.

در بلندمدت نیز به مانند کوتاه‌مدت ضمن برقراری اثر مستقیم رونق و رکود اقتصادی (با نفت و بدون نفت) بر رفاه، نامتقارنی اثر تولید (با نفت و بدون نفت) نیز تأیید شده است. به نحوی که در بلندمدت نیز اثر رونق اقتصادی نفتی بر رفاه بیش از اثر رونق اقتصادی بدون نفت است ولی بر خلاف کوتاه‌مدت، در بلندمدت اثر رکود اقتصادی بدون نفت بر رفاه بیش از اثر رکود اقتصادی نفتی است. نتیجه دیگر آنکه در بلندمدت و در سناریوی اول، اثر رکود اقتصادی نفتی بر رفاه بیش از دو برابر اثر رونق اقتصادی نفتی است. در سناریوی دوم نیز اثر رکود اقتصادی بدون نفت بر رفاه تقریباً ۵ برابر اثر رونق اقتصادی بدون نفت است که بسیار جای تأمل دارد.

بنابراین، مطابق با مبانی نظری و با توجه به مطالعاتی مانند (آینسار و کسلمان، ۲۰۱۶) و (بارتولینی و ساراکینو، ۲۰۱۵) که در قسمت ادبیات پژوهش به آن‌ها پرداخته شد، اثرات رکود اقتصادی چه در کوتاه‌مدت و چه بلندمدت بیشتر از اثرات رونق اقتصادی بر رفاه است. این بدان دلیل است که وضعیت رفاهی کشور به منابعی وابسته است که در دوران رکود اقتصادی در تهدید خواهد بود. همچنین، مطابق با مبانی نظری، رونق اقتصادی و رفاه در کوتاه‌مدت همراه و همسو هستند ولی در بلندمدت، برخی اقتصاددانان معتقد به اثر مستقیم رونق و رشد اقتصادی بر رفاه بودند که در مطالعه کنونی نیز مورد تأیید قرار گرفته است و برخی دیگر نیز با تکیه بر «پارادوکس استرلین» معتقد بودند که این رابطه مستقیم در بلندمدت وجود ندارد و مثال نابرابری درآمدی در چین را با وجود رشد اقتصادی مطرح کردند. طبق نتایج حاصل از این پژوهش مبنی بر اثر رونق و رکود بر رفاه اقتصادی در ایران، پیشنهاد می‌شود که نخست، دولت بسترهای لازم جهت بهبود وضعیت رفاهی

مردم را مهیا سازد تا از این طریق طول دوره‌های رونق افزایش یابد. دوم، سیاست‌گذاران اقتصادی در وضعیت رکودی سیاست‌های حمایتی را به ویژه در خصوص تولیدکنندگان در جهت بهبود شرایط رفاهی کشور اتخاذ کنند. سوم، به نظر می‌رسد در صورتی که اقتصاد ایران به سمت غیر نفتی شدن حرکت کند، در شرایط رکود اقتصادی نیاز به اتخاذ سیاست‌های رفاهی بیشتر و قوی‌تری از سوی دولت برای جبران رفاه از دست رفته است و اگر از تولید در بخش غیر نفتی حمایت‌های گسترده‌تری صورت گیرد، احتمالاً این بخش‌ها می‌توانند افزایش رفاه بیشتری را در دوران رونق به‌همراه داشته باشند.

References

Ainsaar, M., & Kesselmann, L.-E. (2016). Economic Recession and Changes in the Estonian Welfare State: An Occasion Not to Waste a Good Crisis. *Challenges to European Welfare Systems*, 177–195.

Arman, S. A. (2014). Asymmetric Effects of Oil Shocks on Business Cycles in Iran's Economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, **10**(4), 113-146. (In Persian)

Bakhtiari, S., Ranjbar, H., & Ghorbani, S. (2013). Composite Index of Economic Well Being and its Measurement for Selected Developing Countries. *Economic Growth and Development Research*, **3**(9), 41-58. (In Persian)

Bartolini, S., & Sarracino, F. (2015). The Dark Side of Chinese Growth: Declining Social Capital and Well-Being in Times of Economic Boom. *World Development*, **74**, 333–351.

Bechini, T., & De Muro, P. (2023). A Multidimensional Analysis of Well-Being Inequality in Italy, before and after the Great Recession. *Springer Nature 2021 LATEX Template*, 1-23, Retived from:
https://assets.researchsquare.com/files/rs-2534696/v1_covered.pdf?c=1676440832.

Brunner, A. D. (1997). On the Dynamic Properties of Asymmetric Models of Real GNP. *Review of Economics and Statistics*, **79**(2), 321-326.

Ciziceno, M., & Pizzuto, P. (2020). The Well-Being Gap during the Great Recession: The Role of Growth and Institutions. *Research in Applied Economics*, **12**(2), 24-48.

De Neve, J.-E., Ward, G., De Keulenaer, F., Van Landeghem, B., Kavetsos, G., & Norton, M. I. (2018). The Asymmetric Experience of Positive and Negative Economic Growth: Global Evidence Using Subjective Well-Being Data. *The Review of Economics and Statistics*, **100**(2), 362-375.

Easterlin, R. A. (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. *Nations and Households in Economic Growth*, **111773**, 89–125.

Farahmand, S., Tayebi, S. K., & Karimi, M. (2013). The Impact of Sectorial Economic Growth on Poverty and Social Welfare in Provinces of Iran (2000-2007). *Journal of Applied Sociology*, **24**(2), 127-142. (In Persian)

Fernandez-Urbano, R., & Kulic, N. (2020). Requiem for a Dream: Perceived Economic Conditions and Subjective Well-Being in Times of Prosperity and Economic Crisis. *Social Indicators Research*, **151**, 793–813.

Feshari, M. (2017). The Effective Factors on Survival Duration of Economic Expansion in Selected Countries of Islamic Cooperation Organization (Survival Analysis Approach). *Quarterly Journal of Economic Modelling*, **10**(3), 97-120. (In Persian)

Francois, P. & Lloyd-Ellis, H. (2006). Growth, Cycles and Welfare: A Schumpeterian Perspective. *Department of Economics. Queen's University,* 1090, 1-25, Retived from: https://www.researchgate.net/publication/24118385_Growth_Cycles_and_Welfare_A_Schumpeterian_Perspective

Greve, B. (2008). What is Welfare?. *Central European Journal of Public Policy*, **2**(1), 50-73.

Hahnel, R., & Sherman, H. J. (1982). Income Distribution and the Business Cycle: Three Conflicting Hypotheses. *Journal of Economic Issues*, **16**(1), 49–73.

Horry, H., Jalae, S. A., & Lashkari, M. (2020). Investigation the Effect of Business Cycle on the Index of Economic Well-being in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, **25**(82), 149-172. (In Persian)

Joachim, S. (1988). Models of Business Cycles (Book Review of Lucas, Robert E., Jr). *Oxford, Blackwell,* **124**(4), 797-799.

Kafaie, S. M. A., & Pourfathy, N. (2020). Investigation of the Effect of Exchange Rate Volatality on Economic Welfare and Determination of Appropriate Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economic Strategy*, **8**(31), 5-42. (In Persian)

Lars, T. (2006). *Business Cycles: History, Theory and Investment Reality*. TJ International Ltd, Padstow, Cornwall, UK.

Lieberson, S. (1985). *Making it Count: The Improvement of Social Research and Theory*. Univ of California Press.

Lucas, R. (1987). *Models of Business Cycles*. Oxford: Basil Blackwell.

Mahinizadeh, M., Yavari, K., Jalaee, S. A., & Jafarzadeh, B. (2020). Structural Changes and the Index of Economic Well-being: Empirical Evidence from the Iranian Economy. *International Journal of Business and Development Studies*, **12**(1), 73-95.

Maliar, L., Maliar, S., & Mora, J. (2005). Income and Wealth Distributions Along the Business Cycle: Implications from the Neoclassical Growth Model. *Topics in Macroeconomics*, **5**(1), 1-28.

Osberg, L., & Sharpe, A. (2009). *New Estimates of the Index of Economic Well-being for Selected OECD Countries, 1980-2007*. Ottawa: Centre for the Study of Living Standards.

Panich, M. (2007). Does Europe Need Liberal Reforms? *Cambridge Journal of Economics*, **31**, 145–169.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, **16**(3), 289-326.

Pilipenko, Z. A., Savenkova, E. V., Pilipenko, A. I., Morosova, E. A., & Pilipenko, O. I. (2016). Impulse Transmission Model of Macroeconomic Cycle Within the Framework of the Theory of Shocks: Aspect of Economic Security. *Advances in Intelligent Systems and Computing*, **470**, 363–372.

Rostamzadeh, P., & Goudarzi Farahani, Y. (2017). Forecasting the Occurrence of Business Cycles Using Band-Pass Filter in Iran's Economy. *The Journal of Economic Policy*, **9**(18), 41-64. (In Persian)

Sadeghi, M., Akbari, N., & Amiri, H. (2016). The Impact of Targeted Subsides of Basic Goods on the Household Welfare: A Case Study of the City of Isfahan. *The Journal of Economic Policy*, **8**(16), 41-64. (In Persian)

Schneider, M. T., & Winkler, R. (2021). Growth and Welfare under Endogenous Lifetimes. *The Scandinavian Journal of Economics*, **123**(4), 1339-1384.

Shahiki Tash, M. N., Molaee, S., & Dinarzehi, K. (2014). Examining the Relationship between Economic Growth and Coefficient of Social Welfare under the Bayesian Approach in Iran. *Economic Growth and Development Research*, **4**(16), 41-52. (In Persian)

Sharpe, A. (1999*). A Survey of Indicators of Economic and Social Well-Being*. Ottawa: Centre for the Study of Living Standards.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt, Springer New York*, **9**, 281-314.

York, R., & Light, R. (2017). Directional Asymmetry in Sociological Analyses. *Socius (Sociological Research for a Dynamic World)*, **3**, 1-13, Retived from: https://www.researchgate.net/publication/318499929_Directional_AsyAsymme_in_Sociological_Analyses.

Zaroki, S., & Moghadasi Sedehi, A. (2021). The Role of Boom and Recession in Energy Consumption of Sectors with Emphasis on Electricity and Non-Electricity. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, **15**(53), 97-124. (In Persian)

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 208-234

The effects of trade and financial openness and human capital on the protection of micro-investors in developing countries

Somaye Sadeghi*[1]

Received: 31-10-2023 Accepted: 07-05-2024

Extended Abstract

Purpose: The production sector requires financial investment and high technology. One of the ways to deepen and increase the role of the capital market in financing and providing more attractiveness for the entry of domestic and foreign investors is policy making and adopting procedures for greater support. It is one of the rights of micro investors. Also, due to the increasing trend of globalization and international competition, it has advantages for local companies and can increase capital and market liquidity. But are local corporate governance systems affected by the scale of globalization and international competition? With the emergence of the knowledge-based economy, the issue of human capital has been considered as an important factor in creating competitive advantage and increasing the value of companies, which can affect the structure of corporate governance. For this purpose, this paper investigates the impact of economic openness (financial and trade) and human capital on the index of support for micro investors in developing countries using the panel GMM method during 2014-2021.

Methodology: In order to analyze the effects of the international competition factors including the trade openness as well as the facilitation of capital inflow and outflow on protecting micro-investors index, the dynamic panel method (GMM SYS) has been used. The system estimator (GMM SYS) is actually an alternative to the GMM first-order difference estimator (GMM DIF). In this method, instrumental variables are used to eliminate endogeneity. Since it is very difficult to find a strong instrument that can cause reliable estimation, DIF and SYS estimators use the instrument available in the collection, i.e. the interval of the endogenous variable. It enters the model as the best instrument. It should be noted that there are two tests to ensure the validity of instrumental variables in GMM-based methods. The first is Sargan's test. In this test, the null hypothesis indicates the non-correlation of the means with the residue. Therefore, rejecting the null hypothesis confirms the validity of the results. Second,

[1]. Corresponding Author. Department of Financial Management, Ayatollah Amoli Branch, Islamic Azad University, Amol, Iran. Email: somysadeghi@yahoo.com

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 16, No. 32, Autumn & Winter 2024, P: 208-234

the correlation test of the residuals is AR(1) in the first order and AR(2) in the second order. In this test, the disturbance sentences should have first-order serial correlation AR(1) and not second-order serial correlation AR(2).

Findings and discussion: The results showed that the expansion of trade relations as well as facilitating the entry and exit of capital helps to comply more with the standards of protection of micro-investors in developing countries, although the effect of trade openness is stronger. Meanwhile, the role of human capital (investment in human resources) in transferring spillover effects is undeniable. In other words, it can be said that improving corporate governance standards and supporting micro-investors in developing countries are affected by the scale of globalization and international competition (trade and financial), and human capital is important for knowledge transfer and productivity shocks. In addition, the development of the capital market in developing countries significantly reduces the representation problem between managers and micro-investors.

Conclusions and policy implications: Acording to the results, the expansion of trade relations and the facilitation of capital entry and exit have made developing countries more attractive for foreign investors. Thus, domestic companies, to compete with foreign companies, would be motivated towards promotion of corporate governance standards and micro-investor protection. That means, local corporate governance systems are affected by the scale of globalization and international competition. It is noteworthy that exposure to international competition, although it has benefits for local companies and improves corporate governance standards, may create challenges for developing countries that must be addressed through frameworks. In such cases, strong supervision should be done. By facilitating the entry and exit of capital and the expansion of trade relationships, managers may prioritize short-term benefits over long-term sustainability. On the other hand, weak regulatory mechanisms in developing countries may make them unable to keep pace with the complexities of international markets, allowing companies to misbehave and reduce the quality of governance. Examining these challenges can be done in future research. Also, the role of human capital quality (investment in human resources) in transferring the spillover effects of corporate governance and as a moderating factor for the alignment of interests between managers and micro-investors is undeniable, which confirms the strategic policies of human resource management. In addition, governments should improve the stock market environment with strong institutional infrastructure in order to protect micro-investors and, thus, increase the confidence of foreign investors and provide incentives to increase cross-border investments in the host economies.

Keywords: Economic openness (trade and finance), human capital, capital market, protecting micro-investors, panel GMM SYS

JEL Classification: F40 ،J24 ، C30.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۲۰۸-۲۳۴

اثر باز بودن تجاری- مالی و سرمایه انسانی بر حمایت از سرمایه‌گذاران خرد در کشورهای درحال‌توسعه

سمیه صادقی*[1]

دریافت: ۰۹-۰۸-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۸-۰۲-۱۴۰۳

چکیده

بخش تولید مستلزم سرمایه‌گذاری مالی و فناوری بالاست. یکی از راه‌هایی که می‌تواند به تعمیق و افزایش نقش بازار سرمایه در تأمین مالی منجر شود و جذابیت بیش‌تری برای سرمایه‌گذاران فراهم آورد، اتخاذ رویه‌هایی برای حمایت بیش‌تر از حقوق سرمایه‌گذاران خرد است. از سوی دیگر، روند فزاینده جهانی‌سازی و رقابت بین‌المللی، هر چند مزایایی برای شرکت‌های محلی دارد و می‌تواند باعث افزایش سرمایه و نقدینگی بازار شود، اما آیا سیستم‌های حاکمیت شرکتی محلی تحت تاثیر مقیاس جهانی‌سازی و رقابت خارجی قرار دارند؟ هدف این مقاله بررسی تاثیر درجه باز بودن اقتصادی (مالی و تجاری) و سرمایه انسانی بر شاخص حمایت از سرمایه‌گذاران خرد در کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از روش پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۴ است. نتایج نشان داد که گسترش روابط تجاری و تسهیل ورود و خروج سرمایه به انطباق بیش‌تر استانداردهای حمایت از سرمایه‌گذاران خرد کمک می‌کند، هر چند اثر بازبودن تجاری قوی‌تر است. نقش سرمایه انسانی در انتقال اثرات سرریز نیز انکارناپذیر است. ارتقای استانداردهای حاکمیت شرکتی و حمایت از سرمایه‌گذاران خرد تحت تاثیر جهانی‌سازی و رقابت بین‌المللی (تجاری و مالی) قرار دارند و سرمایه انسانی به جهت انتقال دانش و شوک‌های بهره‌وری اهمیت دارد. توسعه بازار سرمایه نیز به طور معنی‌داری مسئله نمایندگی بین مدیران و سرمایه‌گذاران خرد را کاهش می‌دهد.

واژگان کلیدی: درجه باز بودن اقتصادی (تجاری و مالی)، سرمایه انسانی، نسبت سرمایه‌ای شدن بازار، حمایت از سرمایه‌گذاران خرد، پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی.

طبقه‌بندی JEL: C30 J24, F40,

[1]. نویسنده مسئول. استادیار گروه مدیریت مالی، واحد آیت‌اله آملی، دانشگاه آزاد اسلامی، آمل، ایران somysadeghi@yahoo.com

۱- مقدمه

حکمرانی خوب به عنوان عامل کلیدی برای توسعه پایدار اقتصادی محسوب می‌شود و بسیاری از کمک‌های بین‌المللی و سیاست‌های داخلی کشورهای درحال‌توسعه بر بهبود حاکمیت بخش عمومی تمرکز دارند. در این میان، شیوه‌های حاکمیت شرکتی[1] (در سطح خرد) بویژه در کشورهای درحال‌توسعه کم‌تر مورد توجه قرار گرفته است. در حالی که اهمیت آن با توجه به این که رشد اقتصادی پایدار تا حد زیادی به بخش خصوصی پررونق بستگی دارد و همچنین با توجه به نمونه‌هایی از شکست حاکمیت شرکتی حتی در اقتصادهای توسعه‌یافته، بر کسی پوشیده نیست. از این رو، سیاست‌گذاران در تلاش برای دستیابی به توسعه اقتصادی پایدار، بایستی ارتقای حاکمیت شرکتی را مد نظر قرار داده تا بدین ترتیب رقابت‌پذیری بخش خصوصی را تحریک کرده و بحران‌های غیر منتظره را کاهش دهند. یکی از راهکارها، تقویت الزامات قانونی استانداردهای حاکمیت شرکتی (بویژه حمایت از سرمایه‌گذاران) و اجرای پایبندی به آن است. با این حال، در کشورهای درحال‌توسعه دو عامل ممکن است توانایی دولت را برای انجام این کار مختل کند. اولا، نهادهای عمومی ممکن است ضعیف و منابع محدود داشته باشند بنابراین نمی‌توانند الزامات را به خوبی اجرا کنند. ثانیا، شرکت‌های خصوصی اغلب از کسب و کارهای خانوادگی خارج شده و بیش‌تر به حالت شرکت‌های تجاری (بر پایه منافع تجاری) هستند. این گروه کوچک اما قدرتمند، ممکن است با توجه به استانداردهای سختگیرانه‌تر حاکمیت شرکتی، امکان استخراج سود را از دست دهند. بنابراین یک رویکرد بازار محور برای بهبود حاکمیت شرکتی می‌تواند جایگزین یا مکمل خوبی برای تلاش‌های نظارتی باشد. علاوه بر آن، کشورهای درحال‌توسعه اغلب با بازارهای داخلی ضعیف شناخته می‌شوند که دسترسی شرکت‌های داخلی به سرمایه، تامین کنندگان و مشتریان محلی را محدود می‌کنند. از این رو، باز بودن اقتصادی (تجاری و مالی) می‌تواند مکانیزمی برای غلبه بر چنین کمبودهایی در بازار داخلی فراهم کند. رقابت با شرکت‌های خارجی برای سرمایه‌گذاران، مشتریان و تامین کنندگان جهانی ممکن است تحلیل هزینه- فایده شرکت‌های داخلی

[1]. Corporate-Governance Practices

را با توجه به استانداردهای حاکمیت شرکتی تغییر دهد. به عنوان مثال، در بازارهایی که ارزش بالاتری برای حاکمیت شرکتی خوب قایل هستند، مکانیزم کاهش ریسک را فراهم می‌کند. بنابراین این سوال مطرح است در کشورهای درحال‌توسعه که معمولا ساختار نظارتی بر شرکت‌ها ضعیف است، آیا باز بودن مالی و تجاری می‌تواند منجر به حمایت از سرمایه‌گذاران خرد و در نتیجه بهبود حاکمیت شرکتی شود؟ از سوی دیگر، با ظهور اقتصاد مبتنی بر دانش، اهمیت سرمایه انسانی (و فکری) به عنوان منبع مهم دارایی‌های نامشهود افزایش یافته، به طوری که برای ارتقای ارزش و مزیت رقابتی شرکت‌ها و همچنین ثروت سهامداران اهمیت دارد. شواهد تجربی فزاینده‌ای تایید می‌کند سرمایه انسانی، از یک سو، توانایی مدیران را برای تعیین و استفاده از فرصت‌های تجاری بهبود می‌بخشد و از سوی دیگر، امکان نظارت بر رفتارهای مدیریت را فراهم می‌سازد. بنابراین، در شرکت‌هایی که کیفیت سرمایه انسانی بالاتری دارند، هزینه‌های تصمیم‌گیری کاهش یافته و سیگنال مثبتی از ارزش شرکت را به سرمایه‌گذاران ارسال می‌کند.

تاکنون، اکثر مطالعات در زمینه مباحث حاکمیت شرکتی به بررسی عوامل تعیین‌کننده حاکمیت شرکتی پرداخته‌اند و یا به بحث حمکرانی در سطح اقتصاد کلان توجه شده است (ساها و همکاران[1]، ۲۰۲۲ ؛ آساموآ و همکاران[2]، ۲۰۱۶). از سوی دیگر، مطالعات در زمینه آزادسازی اقتصادی (تجاری و مالی) غالبا بر ارتباط با متغیرهای اقتصاد کلان بویژه رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند (عادل-فاروق و همکاران[3]، ۲۰۱۷؛ کار و همکاران[4]، ۲۰۰۸). این در حالی است که بررسی ارتباط حاکمیت شرکتی با شاخص‌های رقابت بین‌المللی (باز بودن تجاری و مالی) کم‌تر مورد توجه محققان قرار گرفته است. شواهد نشان می‌دهد رقابت بین‌المللی می‌تواند تحلیل هزینه-فایده شرکت‌های داخلی را به نفع سرمایه‌گذاران خرد و بهبود استانداردهای حاکمیت شرکتی تغییر دهد. اگرچه مقایسه مطالعات محدود انجام شده در این زمینه حاکی از آن است که نتایج با توجه به

[1]. Saha et al.
[2]. Asamoah et al.
[3]. Adeel-Farooq et al.
[4]. Kar et al.

ساختارهای نهادی و اقتصادی کشورها متفاوت است (آنانچوتیکول[1]، ۲۰۰۸؛ ژنگ و همکاران[2]، ۲۰۲۳). بدین ترتیب، ادبیات موجود نیازمند بررسی‌های بیش‌تر است. لازم به ذکر است که یکی از دلایل مهم اندک بودن مطالعات در این زمینه، عدم دسترسی به اطلاعات آماری است، زیرا اندازه‌گیری کیفیت حاکمیت شرکتی در سطح شرکت، دشوار بوده و بانک جهانی از سال ۲۰۰۰ به بعد، نخستین شاخص حمایت از سهامداران خرد را برای سنجش حمایت از قوانین و مقررات کشورهای مختلف از سرمایه‌گذاران خرد معرفی کرده است. در این راستا، این مطالعه یکی از اندک بررسی‌هایی است که رابطه میان درجه باز بودن اقتصادی (مالی و تجاری) و همچنین سرمایه انسانی را با حاکمیت شرکتی داخلی در کشورهای درحال‌توسعه مورد ارزیابی تجربی قرار می‌دهد.

این مقاله در ۶ بخش سازماندهی شده است: پس از مقدمه، ادبیات موضوع بیان شده است و در ادامه، مطالعات پیشین مرور می‌شود. در بخش سوم، حقایق آشکار شده از وضعیت حاکمیت شرکتی، درجه باز بودن تجاری و مالی در کشورهای درحال‌توسعه ارائه می‌شود. بخش بعدی به روش پژوهش و معرفی الگوهای رگرسیونی و متغیرهای پژوهش اختصاص دارد. در بخش پنجم، نتایج تجربی مورد تحلیل قرار گرفته است و در پایان، بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده‌اند.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در ادبیات اقتصادی، اهمیت آزادسازی‌های تجاری و مالی به عنوان یکی از عناصر عمده در پیوند دادن اقتصاد داخلی کشورها با اقتصاد جهانی بیش از پیش افزایش یافته است، بویژه در کشورهای درحال‌توسعه به عنوان عاملی مهم برای انتقال سرمایه، تکنولوژی، تخصص و مدیریت بوده و رشد و توسعه اقتصادی این کشورها را در پی دارد (ایردال و گوسر[3]، ۲۰۱۵؛ بکرت و

[1]. Ananchotikul
[2]. Zhang et al.
[3]. Erdal and Göçer

همکاران[1]، ۲۰۱۱؛ عادل- فاروق و همکاران، ۲۰۱۷). این واقعیت موجب شده تا رقابت بویژه در کشورهای درحال‌توسعه برای بهره‌گیری از فرصت‌های موجود بویژه جذب سرمایه‌گذاری خارجی به‌منظور ارتقای جایگاه در اقتصاد جهانی، تشدید شود. معمولا سرمایه‌گذاری‌های خارجی به دو شیوه سرمایه‌گذاری خارجی سبد مالی (FPI[2]) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)[3] انجام می‌شوند. در سرمایه‌گذاری خارجی سبد مالی (FPI) که به آن سرمایه‌گذاری غیر مستقیم خارجی نیز می‌گویند، سرمایه‌گذار در اداره واحد تولیدی نقش مستقیم نداشته و مسئولیت مالی نیز متوجه وی نیست. اما سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، سرمایه‌گذاری در شعب و واحدهای تابعه شرکت‌های فراملیتی است. ویژگی بارز سرمایه‌گذاری مستقیم آن است که صرفا سرمایه‌گذاری نیست، بلکه انتقال تکنولوژی، تجربیات و مهارت‌های مربوط به مدیریت و بازاریابی و حضور در بازارهای جهانی را نیز می‌تواند به همراه داشته باشد که ممکن است اهمیت آن برای کشور میزبان مهم‌تر از ورود سرمایه صرف باشد. بنابراین، به دلیل این‌که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) هم در برگیرنده مالکیت بوده و هم کنترل، بسیار متفاوت‌تر از سرمایه‌گذاری غیر مستقیم خارجی (FPI) مورد توجه است. این ویژگی FDI می‌تواند منجر به مسئله نمایندگی یا تعارض منافع بین ذی‌نفعان یعنی صاحبان سرمایه (مالکان و سهامداران) و مدیران (نمایندگان مالکان) شود. در ادبیات مالی، برای حل این مسئله، مفهوم حاکمیت شرکتی ارایه شده است. حاکمیت شرکتی سازوکاری کنترلی است که تعیین‌کننده نحوه توزیع قدرت و مالکیت، تصمیمات مدیریتی و نظارت بر آن‌ها، حسابرسی و انتشار اطلاعات و تخصیص و توزیع سود است (آیمانگ[4]، ۲۰۱۹). مطالعات نشان می‌دهد در بازارهای نوظهور، سیاست‌های بازگشایی بازار (تجاری و مالی) می‌توانند بهبودهایی در زیرساخت‌های حسابداری و گزارش‌گری مالی شرکت‌های محلی ایجاد کنند. این اقدامات می‌توانند شفافیت را افزایش دهند، قوانین و مقررات را بهبود بخشند و استانداردهای بین‌المللی را اجرا کنند

[1]. Bekaert et al.
[2]. Foreign Portfolio Investment
[3]. Foreign Direct Investment
[4]. Agyemang

(آلسوبایی[1]،۲۰۱۲). به عبارت دیگر، افزایش درجه باز بودن اقتصادی و ورود سرمایه‌گذاران خارجی، از یک سو، می‌تواند به انضباط مالی بالاتر شرکت‌ها (کاهش مدیریت سود) و افشای اطلاعات مالی با کیفیت بالاتر و استانداردهای حاکمیتی منجر شود و بدین ترتیب، رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران را بویژه در سرمایه‌گذاری نوآورانه مهار کرده و هزینه نمایندگی را کاهش دهد (بائه و همکاران[2]، ۲۰۱۲؛ هان و همکاران[3]، ۲۰۲۲). کاراتی و آلیرزا[4] (۲۰۰۰) به طور مشابه استدلال می‌کنند رقابت و سیستم بازار، شرکت‌ها را مجبور می‌کند تا شیوه‌های کارآمدی را برای هم سو کردن منافع مدیران و سرمایه‌گذاران اتخاذ کنند. از سوی دیگر، افزایش درجه باز بودن اقتصادی و یکپارچگی بازارها و بالتبع آن افشای اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا، سیگنال‌های مثبتی را برای جذب سرمایه‌گذاران ارسال می‌کند که می‌تواند مزایای تامین مالی را برای شرکت‌ها تسهیل کند. این مزیت تامین مالی بالقوه ممکن است مدیریت سود را مهار کند و کیفیت حاکمیت شرکتی را بهبود بخشد (یون[5]، ۲۰۱۷).

در مقابل، گروه دیگر از محققان از این ایده که حاکمیت شرکتی خوب، جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بهبود می‌بخشد، حمایت می‌کنند. این گروه اعتقاد دارند تمایل سرمایه‌گذاران خارجی به مشارکت در کشورهایی که عملکرد بهتری از نظر حاکمیت شرکتی دارند بیش‌تر از سایر رقباست (آپیا-کوبی و همکاران[6]، ۲۰۲۰؛ لاپورتا و همکاران[7]، ۲۰۰۲). کیفیت قوانین و مقررات در حاکمیت شرکتی، مسئله نمایندگی و مخاطرات اخلاقی بین سرمایه‌گذاران خارجی و کشور میزبان را کاهش می‌دهد. بنابراین، در صورتی سرمایه‌گذاران خارجی بیش‌تری جذب یک کشور می‌شوند که در آن کشور حاکمیت شرکتی وضعیت مطلوب داشته باشد، زیرا سرمایه‌گذاران خارجی برای اعتماد به شرکت‌های محلی به سطح بالایی از حاکمیت شرکتی توجه دارند. این به

---

1. Alsubaie
2. Bae et al.
3. Han et al.
4. Carati and Alirza
5. Yoon
6. Appia-Kubi et al.
7. La Porta et al.

نوبه خود باعث می‌شود رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران تنظیم شود و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های داخلی ارتقاء یابد (لی و همکاران[1]، ۲۰۱۲؛ لین و همکاران[2]، ۲۰۰۵). شابیر و همکاران[3] (۲۰۲۰) تاکید دارند بهبود حاکمیت شرکتی بر عملکرد رقابتی شرکت‌ها تأثیر گذاشته و شرکت‌ها را وادار می‌کند در جهت کارایی بیش‌تر بویژه تخصیص سرمایه در محیط‌های رقابتی عمل کند.

از سوی دیگر، با ظهور اقتصاد مبتنی بر دانش، بحث سرمایه انسانی به عنوان عامل مهم ایجاد مزیت رقابتی و افزایش ارزش شرکت‌ها مورد توجه قرار گرفته که می‌تواند ساختار حاکمیت شرکتی را تحت تاثیر قرار دهد (رایلی و همکاران، ۲۰۱۷؛ ونگ و همکاران، ۲۰۰۹). در شرکت‌های مدرن که مزیت رقابتی بر سرمایه انسانی تخصصی استوار است، اولین پیامد رواج سرمایه انسانی، سوق دادن شرکت‌ها به سمت ترتیبات نهادی جدید (سازمان‌های افقی) است که در آن مدیرعامل فاصله سازمانی بین خود و مدیران عملیاتی را کاهش می‌دهد (سو و همکاران[4]، ۲۰۱۸؛ بندیرا و همکاران[5]، ۲۰۱۴). مطالعات تجربی نشان می‌دهند کیفیت سرمایه انسانی به طور مثبت با استانداردهای حاکمیت شرکتی و تنوع مهارت‌ها بویژه در سطح مدیران مرتبط است که از سیاست‌های استراتژیک مدیریت منابع انسانی در سطوح بین‌المللی حمایت و آن را تقویت می‌کند و تاثیر مثبت و قابل توجه بر ارزش بازاری و بهره‌وری شرکت‌ها دارد (لاجیلی و همکاران[6]، ۲۰۲۰). هرچه شرکت‌ها اطلاعات بیش‌تری از سرمایه انسانی خود افشا کنند، سرمایه‌گذاران با عدم تقارن اطلاعاتی کم‌تری مواجه بوده و در نتیجه به طور غیر مستقیم، هزینه‌های سرمایه نیز کاهش می‌یابد. شواهد تجربی رو به رشدی وجود دارد که از تاثیر مثبت سرمایه انسانی بویژه در سطح مدیران و هیات مدیره بر عملکرد شرکت‌ها حمایت می‌کند. بخصوص در شرکت‌های جوان و کوچک، این امر به خوبی ثابت شده است. در

1. Lee et al.
2. Lien et al.
3. Shabbir et al.
4. Su et al.
5. Bandiera et al.
6. Lajili et al.

واقع، مدیرانی که سرمایه انسانی بالاتری دارند، علامت‌های مثبتی از ارزش شرکت را برای سرمایه‌گذاران ارسال می‌کنند (لاجیلی و همکاران، ۲۰۲۰؛ گارسیا کاسترو و همکاران[1]، ۲۰۰۸).

۲-۲- پیشینه تحقیق

آنانچوتیکول (۲۰۰۸) در مطالعه خود برای شرکت‌های تایلندی با چالش کشیدن این فرضیه که ورود شرکت‌های چندملیتی سبب ارتقای استانداردهای حاکمیت شرکتی کشور میزبان می‌شود، نشان داد شرکت‌های صنعتی خارجی مانند شرکت‌های داخلی علاقمند به حاکمیت شرکتی ضعیف بوده و فعالیت‌های آن‌ها هیچ بهبودی در حاکمیت شرکتی داخلی همراه نداشته است. این مسئله در مورد شرکت‌هایی که مالک اصلی خارجی آن‌ها از کشوری با نهادهای حاکمیتی نسبتا ضعیف است، قوی‌تر است.

آلسوبایی[2] (۲۰۱۲) در یک رویکرد مفهومی به بررسی تاثیر ورود شرکت‌های چندملیتی آمریکایی بر حاکمیت شرکتی داخلی کشور چین پرداخت. مولفه‌های حاکمیت شرکتی در این تحقیق عبارتند از: هیات مدیره، تمرکز مالکیت، حمایت از سرمایه‌گذار و اقدامات قضایی. نتایج نشان داد ورود شرکت‌های چندملیتی آمریکایی اثرات محسوس و قابل توجهی بر ارتقای شیوه‌های حاکمیت شرکتی شرکت‌های محلی کشور میزبان دارد.

آپیاکوبی و همکاران[3] (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصادهای غرب آفریقا طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۹ پرداختند. نتایج نشان داد کشورهایی که درجه حمایت بیش‌تر از منافع سرمایه‌گذاران دارند، قادر به جذب بیش‌تر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هستند. همچنین اقتصادی که دارای شرکت‌هایی با ارزش‌های اخلاقی بالا هستند (وجود هیئت مدیره مؤثر)، به طور قابل توجه ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بهبود می‌بخشد.

---

1. Garcia-Castro et al.
2. Alsubaie
3. Appia-Kubi et al.

رومرو و آرائو[1] (۲۰۲۲) به بررسی رابطه بین افشای سرمایه انسانی و حاکمیت شرکتی در شرکت‌های اسپانیایی طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۷ پرداختند. نتایج نشان داد که شرکت‌ها در حال تطبیق با مقررات جدید و افشای داوطلبانه اطلاعات سرمایه انسانی هستند (روندی که نشان‌دهنده تعهد آن‌ها به نگرش مسئولانه نسبت به کارکنان و سهامداران است). همچنین ترکیب و عملکرد هیئت مدیره مکانیسم‌هایی از نظارت، کنترل و مشروعیت هستند که افشای سرمایه انسانی را ارتقا می‌دهند و مالکیت مدیریتی به عنوان تعدیل‌کننده برای هم‌سویی منافع بین مدیران و ذینفعان عمل می‌کند.

آگیه و همکاران[2] (۲۰۲۲) به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری خارجی و حاکمیت شرکتی داخلی در ۳۳ کشور آفریقایی طی سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۹ با استفاده از روش GMM پرداختند. نتایج نشان داد در اقتصادهایی که با رعایت دقیق استانداردهای حسابرسی و گزارش‌دهی بین‌المللی، شرکت‌ها دارای رفتار اخلاقی، هیئت مدیره موثر و بازارهای امنیتی به خوبی تنظیم شده‌اند، تمایل به جذب سرمایه‌گذاری خارجی بیش‌تری دارند. همچنین نتایج نشان داد که اثربخشی مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی در سطح کشور می‌تواند تحت تأثیر نهادهای موجود قرار گیرد.

ژنگ و همکاران[3] (۲۰۲۳) در مطالعه خود برای کشور چین (شانگهای) نشان دادند که همراه با آزادسازی مالی و فعالیت شرکت‌های چندملیتی، کیفیت اطلاعات به طور قابل توجه در شرکت‌های داخلی بهبود یافته، به طوری که در شرکت‌های بدون سرمایه‌گذار خارجی قبلی و با محدودیت‌های تامین مالی بالا، حاکمیت شرکتی ضعیف و کیفیت حسابداری پایین‌تر مشهودتر است. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر حاکمیتی دارد.

احمدی و حضار مقدم[4] (۱۳۹۲) به بررسی تاثیر گسترش تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توسعه انسانی کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از روش GMM طی دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۲

---

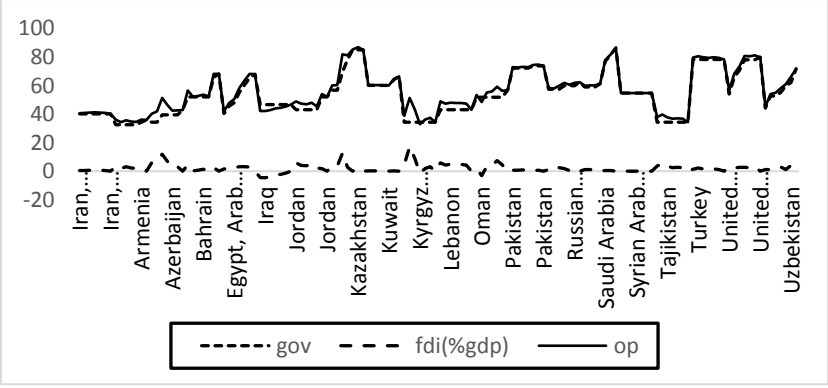
1. Romero & Araujo
2. Agyei et al.
3. Zhang et al.
4. Ahmadi & Hozar Moghadam

پرداختند. نتایج بیانگر تأثیر مثبت آزادسازی تجاری و افزایش حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر شاخص توسعه انسانی در ایران و سایر کشورهای درحال‌توسعه است.

طیبی و همکاران[1] (۱۳۹۲) به بررسی تاثیر درجه باز بودن تجاری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سرمایه‌گذاری داخلی و رشد اقتصادی ۱۰ کشور درحال‌توسعه آسیایی با استفاده از روش GMM طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج نشان داد رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری داخلی این کشورها دارند، اما درجه بازبودن تجاری اثر منفی و معنی‌دار بر سطح سرمایه‌گذاری این کشورها داشته است.

۳- حقایق آشکار شده

نمودار (۱) وضعیت هم‌بستگی شاخص حاکمیت شرکتی (GOV) را با توجه به مولفه‌های رقابت بین‌الملل یعنی درجه بازبودن تجاری (OP) و مالی (FDI) در کشورهای درحال‌توسعه منتخب نشان می‌دهد.



نمودار ۱: روند شاخص‌های حاکمیت شرکتی، درجه باز بودن تجاری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از آمارهای بانک جهانی

[1]. Tayebi et al.

بین درجه باز بودن تجاری و حاکمیت شرکتی رابطه مثبت تنگاتنگی برقرار است. همچنین شواهد آماری ارتباط مثبت تنگاتنگی بین تسهیل ورود و خروج سرمایه و حاکمیت شرکتی را در تایید می‌کند، علی‌رغم این‌که درصد جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این کشورها نسبتا پایین است. جدول (۱) وضعیت مقادیر متوسط شاخص حاکمیت شرکتی و زیر مولفه‌های آن طبق تعریف بانک جهانی برای کشورهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۴ را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشهود است سطح اعمال اصول حاکمیت شرکتی و اصول نظارت سرمایه‌گذاران نسبتا پایین است، به طوری که به طور متوسط ۵۳ است. به طور کلی، عملکرد کشورهای درحال‌توسعه نشان می‌دهد همچنان یکی از مهم‌ترین چالش‌های سطوح شرکتی، خلاهای قانونی در خصوص استقرار حاکمیت شرکتی است، به طوری که می‌توان گفت حاکمیت شرکتی با اهدافی چون اصلاح قواعد درون سازمانی شرکت‌ها، توجه به حقوق ذی‌نفعان، افشا و شفافیت، جایگاه لازم و مناسبی در کشورهای درحال‌توسعه را ندارد و مطلوب نیست.

جدول ۱: میانگین وضعیت شاخص حمایت از سرمایه‌گذاران خرد

	حمایت از سرمایه‌گذاران خرد	سهولت اقدام قضایی	شفافیت شرکت	مسئولیت مدیران	افشا	مالکیت و کنترل	حقوق سرمایه‌گذاران
الجزایر	۲۰	۵۰	۰	۱۰	۴۰	۰	۰
ونزوئلا	۲۴	۳۰	۱۴/۲۸	۲۰	۳۰	۲۸/۵۷	۱۶/۶۶
قطر	۳۴/۸۵	۲۰	۴۲/۸۵	۳۷/۱۴	۳۲/۸۵	۳۴/۶۹	۵۰
بولیوی	۳۸	۶۰	۲۸/۵۷	۵۰	۱۰	۱۴/۲۸	۶۶/۶۶
ارمنستان	۳۸/۸۵	۸۰	۰	۶۰	۵۴/۲۸	۰	۰
قرقیزستان	۴۰	۸۰	۰	۵۰	۷۰	۰	۰
تاجیکستان	۴۰	۶۰	۰	۶۰	۸۰	۰	۰
ایران	۴۰/۲۳	۱۰	۲۸/۵	۴۰	۷۰	۴۲/۸	۵۰
لبنان	۴۴	۵۰	۴۲/۸۵	۱۰	۹۰	۱۴/۲۸	۵۰
اردن	۴۴/۲۸	۲۲/۸۵	۷۵/۵۱	۴۰	۴۰	۷۵/۵۱	۲۱/۴۲
آذربایجان	۴۴/۸۵	۸۰	۰	۵۲/۸۵	۹۱/۴۲	۰	۰
عراق	۴۶	۵۰	۱۴/۲۸	۵۰	۴۰	۴۲/۸۵	۸۳/۳۳

	حمایت از سرمایه‌گذاران خرد	سهولت اقدام قضایی	شفافیت شرکت	مسئولیت مدیران	افشا	مالکیت و کنترل	حقوق سرمایه‌گذاران
عمان	۵۲/۵۷	۳۰	۴۲/۸۵	۵۰	۸۰	۵۹/۱۸	۵۲/۳۸
مصر	۵۳/۱۴	۳۰	۶۷/۳۴	۳۰	۷۱/۷۵	۶۹/۳۸	۵۷/۱۴
سوریه	۵۴	۳۰	۵۷/۱۴	۵۰	۷۰	۷۱/۴۲	۵۰
بحرین	۵۵/۷۱	۴۲/۸۵	۴۶/۹۳	۴۰	۸۰	۵۷/۱۴	۷۱/۴۲
ازبکستان	۵۷/۱۴	۷۰	۵۷/۱۴	۲۷/۱۴	۷۵/۷۱	۵۹/۱۸	۵۲/۳۸
روسیه	۵۷/۴۲	۷۰	۷۳/۴۶	۲۰	۶۰	۵۷/۱۴	۷۶/۱۹
تونس	۵۷/۷۱	۵۰	۶۱/۲۲	۷۰	۴۵/۷۱	۵۷/۱۴	۶۶/۶۶
کویت	۶۱/۴۲	۴۰	۸۷/۷۵	۹۰	۴۲/۸۵	۷۵/۵۱	۳۳/۳۳
آرژانتین	۶۲	۶۰	۷۱/۴۲	۲۰	۷۰	۷۱/۴۲	۱۰۰
برزیل	۶۲	۴۰	۸۵/۷۱	۸۰	۵۰	۵۷/۱۴	۶۶/۶۶
عربستان	۶۹/۱۴	۴۴/۲۸	۷۳/۴۶	۸۲/۸۵	۸۴/۲۸	۵۵/۱	۷۳/۸
نیجریه	۷۰/۲۸	۷۰	۸۵/۷۱	۷۰	۶۱/۴۲	۷۱/۴۲	۶۶/۶۶
پاکستان	۷۰/۸۵	۶۰	۷۱/۴۲	۶۴/۲۸	۶۰	۱۰۰	۸۳/۳۳
امارات	۷۲/۵۷	۳۸/۵۷	۶۵/۳	۸۸/۵۷	۹۴/۲۸	۸۵/۷۱	۵۹/۵۲
قزاقستان	۷۳/۷۱	۸۱/۴۲	۶۹/۳۸	۶۰	۸۰	۷۳/۴۶	۷۸/۵۷
ترکیه	۷۶	۶۰	۸۵/۷۱	۵۰	۹۰	۸۵/۷۱	۱۰۰
کلمبیا	۸۰	۸۰	۷۱/۴۲	۷۰	۹۰	۱۰۰	۶۶/۶۶

منبع: آمارهای بانک جهانی

٤- روش‌شناسی تحقیق

٤-١- تصریح مدل و معرفی متغیرها

در مطالعه حاضر، اثر درجه باز بودن اقتصادی (تجاری و مالی) بر حاکمیت شرکتی داخلی کشورهای درحال‌توسعه طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۱۴ مورد آزمون قرار می‌گیرد. همچنین با توجه به ظهور اقتصاد دانش‌بنیان و اهمیت سرمایه انسانی به عنوان منبع مهم مزیت رقابتی شرکت‌ها، الگوهای

رگرسیونی پانلی با توجه به مبانی نظری، به صورت زیر تصریح شده‌اند. کشورهای درحال‌توسعه مورد بررسی با توجه به ساختار همگن و در دسترس بودن داده‌های آماری انتخاب شده‌اند[1]:

$$Corp\ Gov_{it} = \beta_0 + \beta_1 Corp\ Gov_{it-1} + \beta_2 FDI_{it} + \beta_3 Human\ Capital_{it} + \beta_4 InterR\&D_{it} + \beta_5 Capital_{it} + \beta_6 GoveSize_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$Corp\ Gov_{it} = \beta_0 + \beta_1 Corp\ Gov_{it-1} + \beta_2 Trade_{it} + \beta_3 Human\ Capital_{it} + \beta_4 InterR\&D_{it} + \beta_5 Capital_{it} + \beta_6 GoveSize_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن:

جدول ۲: تعریف متغیرهای الگو

متغیر	نماینده	تعریف عملیاتی	منبع
Corp Gov	حاکمیت شرکتی	از شاخص جدید حمایت از سرمایه‌گذاران خرد معرفی شده توسط بانک جهانی در سال ۲۰۱۴ استفاده شد. این شاخص متشکل از سه مولفه بوده که عبارتند از: ۱) گستره حقوق سرمایه‌گذاران[2] (با الهام از اصول حاکمیت شرکتی سازمان OECD از قبیل معاملات اشخاص وابسته، تعارض منافع، تعهدات افشا...)، ۲) گستره مالکیت و کنترل (استقلال هیات مدیره، تفکیک وظایف، حسابرسی و ...) و ۳) گستره شفافیت شرکت (افشای اطلاعات مالی، پاداش مدیران ...)	بانک جهانی
FDI	درجه باز بودن مالی	جریان‌های خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (درصد از GDP)	بانک جهانی
Trade	درجه باز بودن تجاری	نسبت مجموع صادرات و واردات بر GDP	بانک جهانی
Human Capital	کیفیت سرمایه انسانی	شاخص توسعه انسانی (HDI)	برنامه توسعه سازمان ملل
Inter R&D	تحقیق و توسعه	کل مخارج تحقیق و توسعه بر حسب درصد از GDP	بانک جهانی
Capital	فعالیت بازار سهام	نسبت ارزش کل بازار سهام به GDP	بانک جهانی
Gov Size	اندازه دولت	نسبت مخارج دولت به GDP	بانک جهانی

منبع: شاخص‌های بانک جهانی و برنامه توسعه سازمان ملل

[1]. کشورهای منتخب عبارتند از: الجزایر، ایران، قطر، تاجیکستان، لبنان، قزاقستان، روسیه، اردن، مصر، عربستان، بحرین، تونس، آرژانتین، برزیل، کلمبیا، عراق، عمان، پاکستان، ازبکستان، سوریه، ترکیه، کویت، امارات، ارمنستان، آذربایجان، قرقیزستان، بولیوی، نیجریه، ونزوئلا.

[2]. Extent of Shareholder Rights Index, Extent of Ownership and Control Index, Extent of Corporate Transparency Index

جدول (۳) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. این پارامترها عمدتاً شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی، نظیر میانگین و میانه و همچنین اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی نظیر انحراف معیار است. مهم‌ترین شاخص مرکزی میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال، میانگین حاکمیت شرکتی برابر با ۵۳/۸۷ است که نشان می‌دهد بیش‌تر داده‌های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به طور کلی، پارامترهای پراکندگی معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها با یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از جمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای فعالیت بازار سهام برابر ۶۵/۵۶ و برای سرمایه انسانی برابر ۰/۱۱ بوده که نشان می‌دهد در میان متغیرهای پژوهش، به ترتیب دارای بیش‌ترین و کم‌ترین میزان پراکندگی هستند.

جدول ۳: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار
حاکمیت شرکتی	Corp Gov	۵۳/۸۷	۵۲/۱۰	۱۴/۹۷
درجه باز بودن مالی	FDI	۱/۹۲	۱/۳۵۲	۲/۸۴
درجه باز بودن تجاری	Trade	۶۷/۳۹	۶۴/۹۱	۴۰/۸۹
کیفیت سرمایه انسانی	Human Capital	۰/۷۰۷	۰/۷۲۷	۰/۱۱۴
تحقیق و توسعه	Inter R&D	۰/۱۸	۰	۰/۳۱۱
فعالیت بازار سهام	Capital	۵۲/۹۰	۲۳/۸۹	۶۵/۵۶
اندازه دولت	Gov Size	۱۵/۷۰۵	۱۴/۳۸	۵/۰۳۲

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از آمارهای بانک جهانی

٤-۲- روش برآورد الگوها

الگوهای رگرسیونی در این پژوهش با استفاده از روش پانل پویا (گشتاور تعمیم‌یافته GMM) و نرم‌افزار Eviews10 برآورد می‌شوند. از ویژگی‌های داده‌های پانل پویا آن است که با واردکردن زمان می‌توان پویایی بین متغیرها را تفسیر کرد. شکل کلی الگوی پانل پویا به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha\, Y_{it-1} + \beta\, X_{it} + \mu_t + v_{\mathrm{it}} \qquad (۳)$$

که X_{it} بردار متغیرهای مستقل، Y_{it} بردار متغیر وابسته، μ_t عامل خطا مربوط به مقاطع و v_{it} عامل خطای مقطع i در زمان t است. روش گشتاورتعمیم‌یافته GMM، اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد. هنگامی که در الگوی پانلی، متغیر وابسته باوقفه در طرف راست قرار دارد، دیگر برآوردگر OLS سازگار نیست (آرلانو- باند[1]، ۱۹۹۵) و باید از روش‌های حداقل مربعات دو مرحله‌ای 2SLS (اندرسون و هیسائو[2]) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM (آرلانو و باند) استفاده کرد. برآوردگر 2SLS ممکن است به دلیل مشکل انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب بدست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند. در نتیجه روش GMM (آرلانو و باند) برای حل این مشکل پیشنهاد شده است، به طوری که این روش از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری‌برآورد را افزایش می‌دهد:

$$(Y_{it} - Y_{it-1}) = \alpha\,(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta\,(X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{\mathrm{it}} - \varepsilon_{\mathrm{it-1}}) \qquad (۴)$$

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا بدین ترتیب بتوان اثرات مقاطع یا μ_i را از الگو حذف کرد و در مرحله دوم از پسماندهای باقی مانده مرحله اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس-کواریانس استفاده می‌شود. به عبارت دیگر این روش، متغیرهایی تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردها سازگار و بدون تورش باشند. برآوردگر سیستمی (GMM SYS) در حقیقت یک جایگزین برای برآوردگر تفاضل مرتبه اول GMM است. در این روش نیز برای رفع درون‌زایی از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود و چون یافتن ابزار قوی که سبب برآورد قابل اعتماد باشد بسیار مشکل است، برآوردگرهای DIF و SYS از ابزارهای موجود در مجموعه استفاده می‌کنند یعنی وقفه متغیر درون‌زا را به عنوان بهترین ابزار وارد مدل می‌کند. لازم به ذکر است برای اطمینان از صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری در روش‌های مبنی بر GMM، دو آزمون وجود دارد: اول، آزمون سارگن[3] است. در این آزمون، فرض صفر بیانگر عدم هم‌بستگی ابزارها با پسماند است.

---

[1]. Arrelano and Bonad
[2]. Anderson and Hsiao
[3]. Sargan Test

بنابراین رد فرض صفر، اعتبار نتایج را تایید می‌کند؛ دوم، آزمون هم‌بستگی پسماندها در مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) هستند. در این آزمون بایستی جملات اخلال دارای هم‌بستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و هم‌بستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نداشته باشند.

۵- نتایج تجربی و تحلیل آن

اولین گام برای‌برآورد الگوهای رگرسیونی آن است که از مانایی متغیرهای الگو، باید اطمینان حاصل شود. نتایج آزمون مانایی لوین- لین و چو[1] نشان داد که همه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مانا هستند. به عبارت دیگر، از درجه هم‌جمعی I(0) هستند[2]. نتایج برآورد الگوهای رگرسیونی با استفاده از روش GMM در جدول (۴) نشان داده شده است. در الگوی رگرسیونی اول که برای درجه باز بودن مالی (FDI) برآورد شده است، اثر جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر حاکمیت شرکتی کشورهای درحال‌توسعه، مثبت و نسبتا کوچک و معنی‌دار است. یعنی، باز بودن مالی به انطباق بیش‌تر استانداردهای حاکمیت شرکتی در کشورهای درحال‌توسعه کمک می‌کند. زیرا رقابت بر سر جذب FDI در این کشورها، شرکت‌های محلی را تشویق می‌کند تا حتی استانداردهای بیش‌تر و قوی‌تری از حاکمیت شرکتی را اجرا کنند. بنابراین مطابق پشتوانه نظری است. اگرچه ضریب برآوردی کوچک بوده که به دلیل سهم پایین جذب FDI در این کشورهاست.

در الگوی رگرسیونی دوم، نتایج نشان داد درجه باز بودن تجاری تاثیر محسوس و معنی‌داری بر ارتقای استانداردهای حاکمیت شرکتی و حمایت از سرمایه‌گذاران دارد. از آن‌جا که گسترش روابط تجاری منجر به شوک‌های مثبت بهره‌وری می‌شود که انتقال دانش و تکنولوژی، یا حتی جریان‌های ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان را به همراه دارد، مطابق پشتوانه نظری است. همچنین در هر دو الگوی برآودی، تاثیر سرمایه انسانی بر حاکمیت شرکتی مثبت و معنی‌دار است. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی نشانه پویایی و حرکت رو به جلو و به عنوان عامل مزیت رقابتی شرکت‌ها محسوب می‌شود، و از سوی دیگر، در کنار تعاملات شرکت‌های محلی با

[1]. Levin, Lin & Chu

[2]. با توجه به صفحات زیاد مقاله، نتایج مربوط به آزمون مانایی حذف شده است.

شرکت‌های چندملیتی، اثرات سرریز دانش و تکنولوژی نیز تقویت می‌شود. پس اقتصادهای محلی به سمت بهبود استانداردهای حاکمیت شرکتی و تنوع مهارت‌ها بویژه در سطح مدیران تشویق خواهند شد. بنابراین با ادبیات تحقیق سازگاری دارد.

جدول ٤: برآورد الگوهای رگرسیونی با استفاده از پانل پویا GMM

	مدل اول (باز بودن مالی و حمایت از سرمایه‌گذاران خرد)			مدل دوم (باز بودن تجاری و حمایت از سرمایه‌گذاران خرد)		
نام متغیر	مقدار ضریب	آماره t (SE)*	Prob.	مقدار ضریب	آماره t (SE)*	Prob.
حمایت از سرمایه‌گذاران با وقفه	۰/۷۷۲	۶/۶۶۰ (۰/۱۱۵)°	۰/۰۰۰	۰/۶۱۴	۶/۵۵۳ (۰/۰۹۳)°	۰/۰۰۰
باز بودن مالی	۰/۱۷۷	۲/۲۳۶ (۰/۰۷۹)	۰/۰۲۷	---	---	---
باز بودن تجاری	---	---	---	۱/۲۵۳	۲/۴۷۱ (۰/۵۰۷)	۰/۰۱۵
سرمایه انسانی	۰/۵۴۶	۴/۳۰۷ (۰/۱۲۶)	۰/۰۰۰	۰/۶۲۵	۵/۶۴۵ (۰/۱۱۰)	۰/۰۰۰
مخارج تحقیق و توسعه داخلی	۰/۰۶۳	۰/۶۸۲ (۰/۰۹۲)	۰/۴۹۵	۰/۰۷۷	۱/۰۵۰ (۰/۰۷۳)	۰/۲۹۴
فعالیت بازار سهام	۰/۲۰۹	۱/۸۷۷ (۰/۱۱۳)	۰/۰۶۱	۰/۱۶۴	۳/۳۴۳ (۰/۰۴۹)	۰/۰۰۱۱
اندازه دولت	-۰/۵۵۳	-۲/۹۳۶ (۰/۱۸۸)	۰/۰۰۴	-۰/۴۸۱	-۱/۷۱۸ (۰/۲۷۹)	۰/۰۸۶۹
آماره سارگان		۰/۳۳۷			۰/۴۴۸	
AR(1)		۰/۰۱۴۹			۰/۰۵۱	
AR(2)		۰/۵۹۶			۰/۵۶۳	

*اعداد داخل پرانتز بیان‌گر انحراف معیار (SE) هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

علاوه بر آن، ضریب برآوردی مخارج تحقیق و توسعه داخلی در هر دو الگوی رگرسیونی هرچند مثبت (البته کوچک)، اما غیر معنی‌دار بدست آمد. با وجود این، با توجه به افزایش روزافزون رقابت در بازار، شرکت‌ها باید استراتژی‌های نوآورانه پویا را مد نظر قرار دهند. از طرفی، شرکت‌های

محلی در کشورهای درحال‌توسعه به دلایل محدودیت منابع مالی و همچنین پرریسک و زمان‌بر بودن فعالیت‌های R&D، غالبا ترجیح می‌دهند تا بجای تحقیق و توسعه داخلی، اقدام به خرید تکنولوژی خارجی یا سایر روش‌های تعاملی با شرکت‌های خارجی کنند. از این رو، با ادبیات تحقیق سازگاری دارد.

به علاوه، نتایج نشان داد شاخص فعالیت بازار سهام تاثیر مثبت و کوچک و معنی‌داری بر حاکمیت شرکتی و حمایت از سرمایه‌گذاران خرد در کشورهای درحال‌توسعه دارد. از آن‌جا که توسعه بازار سهام به معنی تنوع شیوه‌های تامین مالی و بهبود نقدینگی برای شرکت‌ها است و همچنین با توجه به نهادهای نظارتی بازار سرمایه، شرکت‌ها به سمت بهبود استانداردهای حاکمیت شرکتی ملزم و تشویق خواهند شد. البته کوچک بودن ضریب برآوردی با توجه به ساختار بازار سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه بویژه نقش پررنگ دولت و عمق کم بازار سرمایه در این کشورها، با ادبیات تحقیق سازگاری دارد.

در نهایت، مدل اقتصاد سیاسی دولت مولفه دیگری است که نقش مهم در حمایت از سرمایه‌گذاران ایفا می‌کند. مداخله دولت در اقتصاد از طریق مخارج دولت بسته به نوع عملکرد، می‌تواند تأثیرگذاری کارا یا ناکارا داشته باشد. بدین ترتیب که اگر افزایش مخارج دولتی از نوع مولد باشند از قبیل تعیین حقوق مالکیت و ایجاد زیرساخت‌ها که افزایش بهره‌وری سرمایه‌گذاری خصوصی را در پی دارند، در نتیجه رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران نیز تنظیم شود و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ارتقاء یابد. اما نتایج هر دو الگوی برآوردی نشان داد که مداخله دولت در اقتصادهای درحال‌توسعه، تاثیر منفی و معنی‌دار بر حاکمیت شرکتی این کشورها دارد. این نتیجه با توجه به ساختار و حجم فعالیت‌های دولت در اقتصادهای درحال‌توسعه، سازگاری دارد.

گفتنی است نتایج آزمون‌های سارگن و خودهمبستگی AR(1) و AR(2) در هردو الگوی برآوردی با توجه به سطوح احتمال محاسبه‌شده، حاکی از سازگاری تخمین‌زننده GMM سیستمی و اعتبار برآوردهای انجام شده است. لازم به ذکر است به منظور بررسی استحکام یافته‌های تحقیق، الگوهای رگرسیونی با استفاده از روش اثرات ثابت (FE) نیز برآورد شده‌اند (جدول ۵). همان‌طور

که مشهود است تاثیر هر یک از متغیرهای اصلی تحقیق (مولفه‌های رقابت بین‌الملل و سرمایه انسانی) بر حمایت از سرمایه‌گذاران خرد در این روش نیز مورد تایید قرار گرفت (جدول ۵).

جدول ۵: برآورد الگوهای رگرسیونی با استفاده از اثرات ثابت (FE)

	مدل اول (باز بودن مالی و حمایت از سرمایه‌گذاران خرد)			مدل دوم (باز بودن تجاری و حمایت از سرمایه‌گذاران خرد)		
نام متغیر	مقدار ضریب	آماره t (SE)*	Prob.	مقدار ضریب	آماره t (SE)*	Prob.
AR(1)	۰/۸۶۳	۱۱/۹۱۴ (۰/۰۷۲)°	۰/۰۰۰	۰/۸۵۰	۱۰/۸۱۹ (۰/۰۷۸)°	۰/۰۰۰
باز بودن مالی	۰/۲۰۹	۳/۸۴۲ (۰/۰۵۴)	۰/۰۰۰۲	---	---	---
باز بودن تجاری	---	---	---	۲/۸۶۳	۵/۲۶۱ (۰/۵۴۴)	۰/۰۰۰
سرمایه انسانی	۱/۳۵۶	۳/۰۱۳ (۰/۴۵۰)	۰/۰۰۳۱	۱/۵۴۱	۲/۹۸۳ (۰/۵۱۶)	۰/۰۰۳۴
مخارج تحقیق و توسعه داخلی	۰/۰۵۴۶	۰/۴۲۰ (۰/۱۳۰)	۰/۶۷۵	۰/۰۲۹	۰/۵۶۰ (۰/۰۵۱)	۰/۵۷۶
فعالیت بازار سهام	۰/۱۴۱	۱/۷۶۲ (۰/۰۸۰)	۰/۰۸۱۰	۰/۰۸۳	۲/۰۵۱ (۰/۰۴۰)	۰/۰۴۲۷
اندازه دولت	-۰/۲۶۴	-۱/۴۰۷ (۰/۱۸۷)	۰/۱۶۲	-۰/۴۳۵	-۱/۷۹۳ (۰/۲۴۲)	۰/۰۷۵۹
آماره هاسمن (احتمال)	۸۸/۲۱۲ (۰/۰۰۰)			۱۰۱/۶۴۲ (۰/۰۰۰)		
R^2	۰/۷۷۶			۰/۸۲۷		
D.W	۲/۰۳۶			۲/۰۴۴		

*اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار (SE) هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

٦- بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله حاضر بررسی تاثیر درجه باز بودن اقتصادی (مالی و تجاری) و سرمایه انسانی بر حمایت از سرمایه‌گذاران خرد در کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از روش پانل پویا (GMM)

طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۴ است. نتایج الگوهای برآورد نشان دادند مولفه‌های رقابت بین‌الملل یعنی درجه باز بودن تجاری و تسهیل ورود و خروج سرمایه به انطباق بیش‌تر استانداردهای حاکمیت شرکتی در کشورهای درحال‌توسعه کمک می‌کند. البته اثر درجه باز بودن تجاری قوی‌تر است. به عبارت دیگر، می‌توان استدلال کرد قرارگرفتن مستقیم یا غیر مستقیم در بازارهای خارجی، تحلیل هزینه-فایده شرکت‌ها را به نفع سرمایه‌گذاران و بهبود استانداردهای حاکمیت شرکتی تغییر می‌دهد. یعنی، سیستم‌های حاکمیت شرکتی داخلی تحت تأثیر مقیاس جهانی‌سازی و رقابت خارجی قرار دارند و حاکمیت شرکتی خوب را می‌توان صادرات[1] کرد. این نتیجه با یافته‌های چن و همکاران[2] (۲۰۲۲) و چانگ و همکاران[3] (۲۰۲۲) مطابقت دارد. همچنین نتایج نشان داد کیفیت سرمایه انسانی به عنوان عامل مهم مزیت رقابتی شرکت‌ها، سبب بهبود استانداردهای حاکمیت شرکتی داخلی می‌شود. زیرا استراتژی رواج سرمایه انسانی تخصصی منجر به سوق دادن شرکت به سمت ترتیبات نهادی جدید و تقویت سلسله مراتب افقی شده، به طوری که به عنوان عامل تعدیل‌کننده برای هم‌سویی منافع بین مدیران و ذی‌نفعان عمل می‌کند. این نتیجه با یافته‌های لاجیلی و همکاران (۲۰۲۰) مطابقت دارد. مخارج تحقیق و توسعه داخلی، تاثیر مثبت کوچک بر کیفیت حاکمیت شرکتی کشورهای درحال‌توسعه دارد. البته ضریب برآوردی معنی‌دار نیست، اما با توجه به این‌که مخارج تحقیق و توسعه نوعی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها محسوب شده که بهره‌وری کل عوامل را بهبود بخشیده است و ارتقای ارزش بازار را در پی دارد، بنابراین مورد توجه مدیران شرکت‌ها قرار دارد. این نتیجه با یافته‌های ژیا و همکاران[4] (۲۰۱۹) مطابقت دارد. توسعه بازار سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه مولفه دیگر است که به طور معنی‌دار استانداردهای حاکمیت شرکتی داخلی را بهبود می‌بخشد. زیرا از یک سو، دستیابی شرکت‌ها به ابزارهای متنوع تامین مالی بلندمدت و تسهیم ریسک منجر به توزیع کاراتر منابع در سطح بنگاه‌ها و اجتناب از مدیریت سود شده و از سوی دیگر به دلیل

1. Export
2. Chen et al.
3. Chung et al.
4. Jia et al.

توجه به سیستم نظارتی و افشای اطلاعاتی در بازار سرمایه، در نتیجه مسئله نمایندگی بین مدیران و سرمایه‌گذاران خرد کاهش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های حق و همکاران[1] (۲۰۰۸) مطابقت دارد. سرانجام، مداخله دولت در اقتصاد نقش مهم در حمایت از سرمایه‌گذاران ایفا می‌کند که بسته به نوع عملکرد، می‌تواند تأثیرگذاری کارا یا ناکارا داشته باشد. چنان‌چه سهم مخارج دولتی از نوع مولد مانند تعیین حقوق مالکیت و ایجاد زیرساخت‌ها که افزایش بهره‌وری سرمایه‌گذاری خصوصی را در پی دارد، افزایش یابد، سبب می‌شود تا انگیزه شرکت‌ها جهت سرمایه‌گذاری خصوصی افزایش یابد. بدین ترتیب، رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران نیز تنظیم شده و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ارتقاء می‌یابد. اما در این مطالعه، ضریب برآوردی اندازه دولت بر حمایت از سرمایه‌گذاران خرد، منفی و معنی‌دار بوده که با توجه به واقعیت ساختار و ترکیب فعالیت دولت در اقتصادهای درحال‌توسعه، سازگار بوده و با یافته‌های بوریسوا و همکاران[2] (۲۰۱۲) و پیوسن[3] (۲۰۲۰) مطابقت دارد.

در مجموع، با توجه به نتایج بدست آمده، گسترش روابط تجاری و تسهیل ورود و خروج سرمایه، این کشورها را برای سرمایه‌گذاران خارجی جذاب‌تر کرده و بدین ترتیب، شرکت‌های داخلی برای رقابت با شرکت‌های خارجی به سمت ارتقای استانداردهای حاکمیت شرکتی و حمایت از سرمایه‌گذاران تشویق می‌شوند. به عبارت دیگر، سیستم‌های حاکمیت شرکتی داخلی تحت تأثیر مقیاس جهانی‌سازی و رقابت خارجی قرار دارند. نکته قابل توجه آن است که قرار گرفتن در معرض رقابت بین‌المللی، هر چند مزایایی برای شرکت‌های محلی دارد و استانداردهای حاکمیت شرکتی را بهبود می‌بخشد اما ممکن است چالش‌هایی برای کشورهای درحال‌توسعه ایجاد کند که باید از طریق چارچوب‌های نظارتی قوی مورد توجه قرار گیرند. زیرا با تسهیل ورود و خروج سرمایه و گسترش روابط تجاری، مدیران ممکن است منافع کوتاه‌مدت را بر پایداری بلندمدت اولویت دهند.

---

1. Haque et al.
2. Borisova et al.
3. Pevcin

از سوی دیگر، مکانیزم‌های نظارتی ضعیف در کشورهای درحال‌توسعه ممکن است نتواند با پیچیدگی‌های بازارهای بین‌المللی همگام شود و امکان سوء رفتار مدیران شرکت‌ها و کاهش کیفیت حاکمیت را فراهم کند. بررسی این چالش‌ها می‌تواند برای تحقیقات آتی مورد استفاده قرار گیرد. همچنین نقش کیفیت سرمایه انسانی (سرمایه‌گذاری نیروی انسانی) در انتقال اثرات سرریز حاکمیت شرکتی و به عنوان عامل تعدیل‌کننده برای هم‌سویی منافع بین مدیران و ذی‌نفعان انکارناپذیر است که این نتیجه از سیاست‌های استراتژیک مدیریت منابع انسانی در سطوح بین‌المللی حمایت می‌کند. علاوه بر آن، دولت‌ها بایستی در راستای حمایت از سرمایه‌گذاران خرد، محیط بازار سهام را با زیرساخت‌های نهادی قوی بهبود بخشند تا از این طریق، اعتماد سرمایه‌گذاران خارجی را افزایش داده و انگیزه‌های لازم برای افزایش سرمایه‌گذاری‌های فرامرزی در اقتصادهای میزبان را فراهم کنند.

References

Adeel-Farooq, R. M., Bakar, N. A., & Raji, J. O. (2017). Trade Openness, Financial Liberalization and Economic Growth: The Case of Pakistan and India. *South Asian Journal of Business Studies*, **6**(3), 229-246.

Agyei, S.K., Obuobi, N.K., Isshaq, M. Z., Abeka, M.J. , Gatsi, J.G. , Boateng, E., & Amoah, E.K. (2022). Country-Level Corporate Governance and Foreign Portfolio Investments in Sub-Saharan Africa: The Moderating Role of Institutional Quality. *Cogent Economics and Finance*, **10**(1), 1-23.

Agyemang, O.S., Gbettey, C., Gatsi, J. G. & Acquah, S. K. (2019). Country-Level Corporate Governance and Foreign Direct Investment in Africa, *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, **19**(5), 1133-1152.

Ahmadi, A.M. & Hozar Moghadam, N. (2013). Impact of Trade Liberalization on HDI in Developed Country. *Journal of Strategic Studies of Public Policy*, **4**(11), 109-134. (In Persian).

Alsubaie, A. N. (2012, December). The Influence of Foreign Direct Investment on Corporate-Governance Practices: A Conceptual Framework. *International Conference on Arts, Economics and Literature (ICAEL)*, Singapore, 14-15.

Ananchotikul, N. (2008). Does Foreign Direct Investment Really Improve Corporate Governance? Evidence from Thailand. *Working Papers No. 2008-09: Monetary Policy Group, Bank of Thailand*.

Appiah-Kubi, S.N.K.; Malec, K., Mansoor, M., Kutin, S.B., Panavoka, L., Phiri, J. & Zaganjori, O. (2020). The Impact of Corporate Governance Structures on Foreign Direct Investment: A Case Study of West African Countries. *Sustainability*, **12**, 15-37.

Asamoah, M. E., Adjasi, C. & Alhasan, A.L. (2016). Macroeconomic Uncertainty, Foreign Direct Investment and Institutional Quality: Evidence from Sub-Saharan Africa. *Economic Systems*, **40**(4), 612-621.

Bae, K.H., Ozoguz, A., Tan H., & Wirjanto T. (2012). Do Foreigners Facilitate Information Transmission in Emerging Markets?. *Journal of Financial Economics*, **105**(1), 209–227.

Bandiera, O., Andrea, P., Sadun, R., & Wulf, J. M. (2014). Span of Control and Span of Attention. *Working Paper No. 12-053: Harvard Business School Strategy Unit, Columbia Business School Research Paper No. 14-22*.

Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2011). Financial Openness and Productivity. *World Development*, **39**(1), 1-19.

Borisova, G., Paul Brockman, P., Salas, M. J., & Zagorchev, A. (2012). Government Ownership and Corporate Governance: Evidence from the EU. *Journal of Banking and Finance*, **36**(11), 2917-2934.

Carati, G. & Tourani Rad, A. (2000), Convergence of Corporate Systems, *Managerial Finance*, **26**(10), 66-73.

Chen, Y., J. Huang, X. Li, & Q. Yuan. (2022). Does Stock Market Liberalization Improve Stock Price Efficiency? Evidence from China. *Journal of Business Finance Accounting*, **49** (7-8): 1175-1210.

Chung, C. Y., H. Kim, & K. Wang. (2022). Do Domestic or Foreign Institutional Investors Matter? The Case of Firm Information Asymmetry in Korea. *Pacific-Basin Finance Journal*, **72**: 101727.

Erdal, L., & Göçer, I. (2015). The Effects of Foreign Direct Investment on R&D and Innovations: Panel Data Analysis for Developing Asian Countries. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, **195**, 749-758.

García-Castro, R., Ariño, M., Rodriguez, M., & Ayuso, S. (2008). Cross-National Study of Corporate Governance and Employment Contracts. *Business Ethics*, **17**(3), 259-284.

Han, M., Ding, A., & Zhang, S. (2022). Foreign Ownership and Earnings Management. *International Review of Economics and Finance*, **80**, 114-133.

Haque, F., Arun, T., & Kirkpatrick, C. (2008). Corporate Governance and Capital Markets: A Conceptual Framework. *Corporate Ownership and Control*, **5**(2), 264-276.

Jia, N., Huang, K. G. & Zhang, C. M. (2019). Public Governance, Corporate Governance, and Firm Innovation: An Examination of State Owned Enterprise. *Academy of Management Journal*, **62**(1), 220-247.

Kar, M., Peker, O. & Kaplan, M. (2008). Trade Liberalization, Financial Development and Economic Growth in the Long Term: The Case of Turkey. *South East European Journal of Economics and Business*, **3**(2), 25-38.

Lajili, K., Yu-Hsin Lin, L., & Rostamkalaei, A. (2020). Corporate Governance, Human Capital Resources, and Firm Performance: Exploring the Missing Links. *Journal of General Management*, **45**(4).

Lee, H., Staats, J.L. & Biglaiser, G. (2012). The Importance of Legal Systems for Portfolio Investment in the Developing world. *International Area Studies Review*, **15**(4): 339-358.

Lien, Y.C., Piess, J., Strange, R., & Filatotchev, I. (2005). The Role of Corporate Governance in FDI Decisions: Evidence from Taiwan, *International Business Review*, **14**(6): 739-763.

Pevcin, P. (2020). Government Size and Quality of Governance: Does State Size Matter. *International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research*, **13**(3): 7-14.

Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2002). Investor Protection and Corporate Valuation. *The Journal of Finance*, **57**(3): 1147-1170.

Riley, S. M., Michael, S. C., & Mahoney, J. T. (2017). Human Capital Matters: Market Valuation of Firm Investments in Training and the Role of Complementary Assets. *Strategic Management Journal*, **38**(9), 1895-1914.

Romero, F.T. & Araujo, F. E. (2022). The Influence of Corporate Governance Characteristics on Human Capital Disclosure: The Moderating Role of Managerial Ownership. *Journal of Intellectual Capital*, **23**(2), 324-374.

Saha, S., Sadekin, N. & Saha, S.K. (2022). Effects of Institutional Quality on Foreign Direct Investment Inflow in Lower-Middle Income Countries, *Heliyon*, **8**, 108-128.

Shabbir, M. F., Xin, Y. & Hafeez, S. (2020). Corporate Governance and Firm Efficiency: an Application of Internet Companies of China, Emerging Markets Finance and Trade. *Taylor & Francis Journals*, **56**(12), 2874-2890.

Su, Z. X., Wright, P. M., & Ulrich, M. D. (2018). Going Beyond the Shrm Paradigm: Examining Four Approaches to Governing Employees. *Journal of Management*, **44**(4), 1598-1619.

Tayebi, S. K., Pourshahabi, F., KhaniZadeh Amiri, M., & Kazemi, E. (2013). The Effects of the Foreign Direct Investment and Openness on the Domestic Investment and Economic Growth: Case Study of 10 Asian Developing Countries. *Journal of Economic Research and Policies*, **21**(67), 131-152. (In Persian).

Wang, H. C., He, J., & Mahoney, J. T. (2009). Firm-Specific Knowledge Resources and Competitive Advantage: The Roles of Economic- and Relationship-Based Employee Governance Mechanisms. *Strategic Management Journal*, **30**, 1265-1285.

Yoon, A. (2017). The Role of Private Disclosures in Markets with Weak Institutions: Evidence from Market Liberalization in China. *The Accounting Review*, **96**(4), 433–455.

Zhang, L., Li, Zh., Liao, Y., Wang, Y. & Ning Hu, N. (2023). Foreign Investment and Information Quality-A Quasi-Experiment from China. *International Review of Financial Analysis*, **90**, 102796.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 235-261

Studying the construction budget allocation pattern in the parliamentary budget approval process: Application of a spatial econometric approach

Fateme Mardani[1], Hadi Qavami[*2], Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri[3], Ali Cheshomi[4]

Received: 14-10-2023 Accepted: 20-02-2024

Extended Abstract

Purpose: While the parliament role in budgeting process is defined by countries' constitution or other relevant laws, in almost all democratic societies, it is necessary for politicians, especially individual representatives, to prove themselves to voters that they deserve a parliamentary position by budgeting in favor of economically vulnerable groups. Discretionary earmarked budgeting is deemed as a suitable means of showing MPs' competence. This article aims to study the budgeting behavior of the individual representatives during the 9th and 10th terms of the Islamic Consultative Assembly in Iran (2012-2019). The study focuses on the increase of the figures in the first appendix documents of the national budget bill and the dedication of the provincial construction budget. The theoretical framework is based on the responsibility of individual representatives reported in the literature on distributive politics. To this end, three defined criteria are used to consider equity-efficiency trade-off and the deviations from it. So, the research question is 'which one plays a main role in the geographic distribution of government budget across 31 province of Iran?'

Methodology: Spatial econometrics is concerned with spatial externalities of economic variables which often arise when observations are collected from points or regions located in space. Such spatial externalities take the form of spatial interaction

[1]. Ph.D. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Science, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: fa.mardani@um.ac.ir
[2]. Corresponding Author. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Science, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: qavami_h@um.ac.ir
[3]. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Science, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: shadmri@um.ac.ir
[4]. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Science, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: a.cheshomi@um.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 235-261

(spatial autocorrelation) or spatial structure (spatial heterogeneity) in regression models, cross sectional data, or panel data. A spatial weighted matrix is a representation of the spatial structure of data which crucially depends on the definition of a set of neighborhoods in each observation. This research uses a rook contiguity-based spatial weighted matrix which defines neighbors with the existence of a common edge between two spatial units. In this research, the dependent variable is the change in the provincial construction budget based on the comparison of the bill and the budget act in the 9th and 10th terms of the Iranian Islamic Consultative Assembly (2012-2019). The independent variables include the efficiency index (the annual share of each province's GDP in the total country's GDP), the equality index (the ratio of the country's GDP per capita to the province's GDP per capita), and the political index (the ratio of the number of the effective MPs in a province). The spatial panel data equation is also derived.

Findings and discussion: Applying Spatial Durbin Model with fixed effects confirms the effects of equity-efficiency trade-off and the deviation from it due to political factors on the provincial construction budget. In other words, any increase in the provincial share of the country's GDP and in the number of provincial representatives would have significant effects on the amount of the provincial construction fund**.** However, the equality criterion is not statistically significant. It seems that the MPs' behavior were not compatible with some of their duties, which relates to following regional issues in order to reduce inequality and remove deprivation in the given regions. As a result, MPs tend to favor the provinces that have a higher level of development over those with greater needs.

Conclusions and policy implications: This paper has analyzed the main determinants of geographic distribution of government budget across 31 provinces in Iran. Based on the results, due to the significance influence of political variables, the Iranian parliament has deviated from the task of monitoring and evaluating the government's financial performance in the budgeting process, which would disrupt the programmatic function of the budget. It seems that MPs use governmental budget for future electoral supports via parliamentary authorities. In addition, as the only politicians who are familiar with regional needs, MPs are expected to follow up the constituency issues and take equity indices into account. To achieve this goal, some structural reforms need to be made.

Keywords: Distributional political economy, Responsibility approach of parliamentary members, Construction budget, Spatial econometrics

JEL Classification: H61, H5 4, H72, C31**.**

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۲۳۵-۲۶۱

بررسی الگوی تخصیص بودجه عمرانی در فرایند پارلمانی تصویب بودجه با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی

فاطمه مردانی[۱]، هادی قوامی*[۲]، محمدطاهر احمدی شادمهری[۳]، علی چشمی[۴]

دریافت: ۲۲-۰۷-۱۴۰۲ پذیرش: ۰۱-۱۲-۱۴۰۲

چکیده

دامنه اختیارات قوه مقننه در فرایند بودجه‌ریزی کشورها متأثر از قانون اساسی یا سایر قوانین موضوعه تعیین می‌شود. در نظام سیاسی ایران، قوه مقننه نهادی اثرگذار بر بودجه بوده و تغییر ارقام در مصوبه قانون بودجه نسبت به لایحه پیشنهادی، به یک روال متداول تبدیل شده است. هدف این مقاله، مطالعه رویکرد نمایندگان دوره نهم و دهم مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۱-۱۳۹۸) در افزایش ارقام ردیف‌های پیوست لایحه بودجه ناظر به اعتبارات طرح‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای از محل درآمد ملی معطوف به رویکرد مسئولیت‌پذیری نمایندگان استانی بر اساس ادبیات اقتصاد سیاسی توزیع است. نتایج اقتصادسنجی پانل فضایی نشان می‌دهد کنش نمایندگان استان در فرآیند تصویب پارلمانی مجلس متأثر از شاخص کارایی (سهم GDP استان از GDP کشور) و شاخص سیاسی (سهم استان از جایگاه‌های ویژه مجلس) بوده است. جهت‌گیری برای ایجاد زیرساخت‌های توسعه با رویکرد برابری‌محور (نسبت GDP سرانه کشور به GDP سرانه استان) به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. پس این رویکرد با یکی از وظایف نمایندگی مبنی بر تلاش برای پیگیری و رفع مشکلات منطقه و کاهش نابرابری و محرومیت‌زدایی غیر منطبق است.

واژگان کلیدی: اقتصاد سیاسی توزیع، رویکرد مسئولیت‌پذیری نمایندگان مجلس، بودجه عمرانی.

طبقه‌بندی JEL: H61, H54, H72, C31

[۱]. دانشجوی دکترای اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
fa.mardani@um.ac.ir

[۲]. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
qavami_h@um.ac.ir

[۳]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
shadmri@um.ac.ir

[۴]. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
a.cheshomi@um.ac.ir

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۲۳۵-۲۶۱

۱- مقدمه

چگونگی حضور پارلمان در فرآیند بودجه‌ریزی به منظور انجام اقدامات تجویزی و نظارتی بر اساس قانون اساسی هر کشور یا سایر قوانین موضوعه تعیین می شود و حدود مداخله قوه مقننه آن را نسبت به سایر کشورها متفاوت می‌کند. با این حال، ویژگی مشترک نظام‌های مردم سالار، لزوم پاسخ‌گویی مقامات سیاسی به رأی‌دهندگان و اثبات توانایی رهبری، کنترل و یا استفاده از منابع عمومی جهت رفع مشکلات حوزه انتخابیه و گروه‌های فشار است؛ زیرا تداوم حضور آن‌ها در قدرت به این توانایی‌ها بستگی دارد و بودجه آزمون مناسبی برای اثبات این قبیل توانایی‌هاست.

در نظام سیاسی ایران، نحوه تعامل بودجه‌ای قوه مقننه، در میانه طیف قدرت نامحدود و قدرت محدود اثرگذاری بر فرآیند بودجه‌ریزی قرار می‌گیرد. به این ترتیب، که قوه مقننه در ایران نه مانند ایالات متحده، اختیار ارائه طرح بودجه جایگزین را دارد و نه مانند کشورهایی است که برای هرگونه اصلاح در لایحه بودجه باید پیش از آن، موافقت دولت را جلب کند؛ بنابراین، نمایندگان مجلس شورای اسلامی به لحاظ قانونی این امکان را دارند که از فرصت بررسی بودجه برای پیگیری تمام حقوق نمایندگی خود استفاده کنند. نظام انتخاباتی غیر حزبی ایران سبب می‌شود نمایندگان مجلس با مطالبات غیر متشکل وارد مجلس شوند؛ هریک از نمایندگان دارای تعلقات ملی و منطقه‌ای، گرایش‌ها، تخصص‌ها و تجارب خاص خود هستند که سبب می‌شود خواسته‌های منحصر به فردی داشته باشند و موضوعات خاصی را نیز در مجلس پیگیری کنند (قاسمی و همکاران[1]، ۱۳۸۷؛ فاتحی‌زاده و همکاران[2]، ۱۳۹۱). از این رو، می‌توان مهم‌ترین چالش نمایندگان مجالس قانون‌گذاری را چگونگی تعیین اولویت میان توجه به موضوعات ملی و رسیدگی به مسائل موضوعی و محلی در حوزه‌های انتخابیه دانست. در واقع، دغدغه پیگیری وعده‌های انتخاباتی با هدف افزایش محبوبیت و متعاقباً افزایش احتمال انتخاب مجدد آن‌ها، برخی نمایندگان را وادار می‌کند با اعمال نظرات منطبق با منافع سیاسی خود، به تغییر اعتبارات ردیف‌های بودجه و افزایش مبالغ و تعداد طرح‌ها و پروژه‌های

---

1. Qasemi et al.
2. Fatehizadeh et al.

عمرانی اقدام کنند.

واقعیت این است که گزینش طرح‌های سرمایه‌ای در کشور به میزان زیادی حاصل مناقشات بازتوزیعی گروه‌های ذی نفع سیاسی، فشارهای اجتماعی، ملاحظات خاص سیاسی و امنیتی، سلایق بروکراتیک و ... است. می‌توان پروژه‌هایی را به بودجه تحمیل کرد که اصولاً توجیه اقتصادی- اجتماعی ندارند و یا پروژه‌های دارای ماهیت انتفاعی را که قاعدتاً اعتبار مربوط به آن‌ها به صورت وام است و باید بعد از اتمام پروژه به خزانه برگشت داده شوند، از طریق مبادله موافقت‌نامه‌های مربوط به پروژه‌های غیر انتفاعی از منابع عمومی بودجه تأمین مالی کرد (خضری[1]، ۱۳۸۴: ۲۳۲).

در این شرایط، تصاحب جایگاه‌ها و موقعیت‌های اثرگذار مجلس بر فرآیند بودجه‌ریزی کل کشور نظیر حضور در هیأت رییسه مجلس، ریاست کمیسیون‌های تخصصی، عضویت در کمیسیون برنامه و بودجه و یا حضور در کمیسیون تلفیق موقعیتی ویژه را برای نمایندگان فراهم می‌کند تا راحت‌تر بتوانند تغییر ارقام لایحه و یا افزایش ردیف بودجه از محل درآمدهای ملی را پیگیری کنند. این تلاش‌ها که از زمان تنظیم و تدوین لایحه بودجه در سازمان برنامه و بودجه و ورود به فضای چانه‌زنی با کارشناسان سازمان تا تقدیم بودجه به مجلس و ارائه حجم انبوه پیشنهادات مورد نظر به کمیسیون‌های ذی‌ربط، لابی با اعضای کمیسیون تلفیق و در نهایت تصویب قانون بودجه در صحن علنی مجلس ادامه می‌یابد، متأثر از قدرت نفوذ نمایندگان حوزه انتخابیه در اعمال نظر در ارقام ردیف‌های بودجه است.

در کنار انگیزه‌های انتخاباتی و غیر انتخاباتی نمایندگان، توسعه نامتوازن استان‌های کشور نیز یکی از دلایل تشدید فرآیندهای چانه‌زنی نمایندگان برای جذب بودجه بیشتر به نفع حوزه انتخابیه است. نتایج مطالعات مختلف در خصوص شاخص‌های توسعه در کشور نشان می‌دهد که ساختار حاکم در مقیاس ملی و منطقه‌ای دارای ساختار فضایی مرکز - پیرامون است و بعضاً بودجه های بیشتر، به استان های خاص اختصاص می یابد (ابونوری و همکاران[2]، ۱۳۸۹،

[1]. Khezri
[2]. Abounoori et al.

ملک‌الساداتی[1]، ۱۳۹۲، محمدزاده و همکاران[2]، ۱۳۹۵). عدم تعادل منطقه‌ای آثار و عواقب زیان‌بار فراوانی برای کشـــور به همراه دارد که از جمله آن ها می توان به افزایش فرآیند تمرکزگرایی، افزایش بسترهای نارضایتی اقتصادی-اجتماعی، ادامه روند مهاجرت و حاشیه‌نشینی، گسستگی پیوند ارگانیک میان بخش‌های مختلف اقتصـادی و مناطق مختلف کشـور، افزایش تخریب محیط زیست و فشارهای اکولوژیکی به ویژه در اثر رشد بی‌رویه شهرهای بزرگ، عدم بهبود در وضع اشـتغال و ادامه روند بیکاری و ... اشـاره کرد. بنابراین، گاه فرد نماینده به عنوان تنها فرد مسـئول و صاحب‌نفوذی شناخته می‌شود که دغدغه حل معضلات منطقه را دارد.

رویکرد مقاله حاضر، بررسی برآیند کنش نمایندگان مجلس شورای اسلامی در ایجاد تغییرات در ارقام لایحه بودجه در فرآیند تصویب پارلمانی است که با تمرکز بر سرمایه‌گذاری‌های عمرانی در استان‌های کشور از محل منابع ملی صورت می‌گیرد که می‌توان از آن به «بازدهی اقتصادی تخصیص منابع برای رأی‌دهندگان» تعبیر کرد و حاکی از تلاش نماینده در جهت اثرگذاری بر سیاست‌های توزیعی تنظیم بودجه شناخته می‌شود که در این مقاله به لحاظ حاکمیت دیدگاه‌های اقتصادمحور (معیارهای کارایی/ برابری) یا حاکمیت ملاحظات سیاسی و قدرت نفوذ نمایندگان منطقه در فرآیند توزیع با استفاده از مدل رگرسیون پانل فضایی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در ادامه، در بخش دوم ادبیات نظری موضوع با عنوان امور سیاسی [باز]توزیع ارائه می‌شود. بخش سوم به مطالعات تجربی اختصاص دارد. سپس، روش تحقیق و یافته‌های تحقیق خواهد آمد. در نهایت، بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- امور سیاسی [باز]توزیع

ادبیات امور ســیاســی [باز]توزیع در مطالعه عملکرد دولت در دو حوزه پاســخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری دسته‌بندی می شود. در رویکرد پاسخ‌گویی، تحلیل علمکرد دولت از طریق ایجاد ارتباط میان تمایل ســیاســت‌مداران به حفظ موقعیت خود در ازای جلب رضــایت رأی‌دهندگان

1. Malekosadati
2. Mohammadzadeh et al.

(رأی‌جویی) صورت می‌گیرد که به نوعی زمینه‌ساز ایجاد انحراف در مخارج دولتی و بنابراین، بروز مشکل منبع مشاع در فرآیند بودجه‌ریزی کشور است (دِوَن و شپسل[1]، ۲۰۱۱؛ گولدن و مین[2]، ۲۰۱۳؛ فریتز و فِلد[3]، ۲۰۲۰). رویکرد متعارف در این حوزه، بررسی چگونگی مواجهه مقامات بخش عمومی با تخصیص منافع متمرکز جغرافیایی به هزینه تمام رأی‌دهندگان است که منفعت خاصی را برای گروهی اقلیت تأمین می‌کند (شپسل و وینگست[4]، ۱۹۸۱؛ وینگست و همکاران، ۱۹۸۱). در این رابطه می‌توان به مفاهیمی نظیر برر سی توزیع مبتنی بر هواداری سیا سی (کیچلت و ویل‌کینسون[5]، ۲۰۰۷) و دسته‌بندی رأی‌دهندگان مصمم و مردد (کوکس و مک‌کوبین[6]، ۱۹۸۶؛ لیندبک و ویبول[7]، ۱۹۸۷؛ دیکسیت و لاندرگان[8]، ۱۹۸۸)، مطالعه چرخه‌های تجاری سیاسی (نوردهوس[9]، ۱۹۷۵؛ هیبز[10]، ۱۹۷۷؛ روگوف و سیبرت[11]، ۱۹۸۸) و بررسی بازدهی انتخاباتی تخصیص‌های دولتی برای سیاست‌مدار حاکم به‌معنای بررسی توفیق یا عدم توفیق انتخاباتی سیاست‌مدار در نتیجه اجرای سیاست‌های توزیعی (دیون و هورویتز[12]، ۲۰۱۶؛ گالیانی و دیگران[13]، ۲۰۱۹؛ اسپَک[14]، ۲۰۲۱) اشاره کرد. پیش‌فرض تمامی این مطالعات این است که هدف سیاست‌مدار، اختصاص منابع بر اساس اهداف انتخاباتی و تابعی از تلاش برای ابقاء سیاسی است.

در طرف دیگر، بر اساس رویکرد مطالعه عملکرد دولت بر اساس مسئولیت‌پذیری، بر میزان

---

1. Dewan & Shepsle
2. Golden & Min
3. Fritze & Feld
4. Shepsle & Weingast
5. Kitschelt & Wilkinson
6. Cox & McCubbins
7. Lindback & Weibull
8. Dixit & Londregan
9. Nordhaus
10. Hibbs
11. Rogoff & Sibert
12. Dionne & Horowitz
13. Galiani et al.
14. Späč

تحقق معیارهایی نظیر برابری و رفاه عمومی در نتیجه فعالیت‌های دولت تأکید می‌شود و هرگونه انحراف از معیارهای مد نظر، بیان‌گر احتمال بروز تسخیر سیاسی[1] دولت توسط گروه‌هایی خاص نظیر لابی‌های صنعتی است (گولدن و مین، ۲۰۱۳؛ آشورث[2]، ۲۰۱۲). به عبارت دیگر، مسئله اصلی بررسی برآیند سیاست‌های توزیعی در قالب سنجش درجه اولویت‌های اقتصادی و یا در مقابل، تمرکز بر ملاحظات سیاسی در فرآیند توزیع بودجه است.

در رویکرد اقتصادی یا برنامه‌ای، توزیع بودجه بر اساس معیارهای اقتصادی و شاخص‌های «کارایی» و «برابری» در منطقه است. تخصیص کارایی‌محور به معنای تخصیص بودجه به مناطقی است که مصرف‌کنندگان بیشتری برای زیرساخت‌ها وجود دارند. این استراتژی در نهایت توجیه‌کننده سرمایه‌گذاری در استان‌های غنی و ثروتمند است که به منظور تأمین نیازهای کنونی یا جبران کمبود آن‌ها صورت می‌گیرد. در مقابل این استراتژی، تخصیص برابری‌محور قرار دارد که سعی در توزیع یکسان امکانات در کشور دارد و توجه عمده خود را معطوف به مناطق کم‌درآمد می‌کند (یامانو و اُکاوارا[3]، ۲۰۰۰؛ کستلز و سوله-اوله[4]، ۲۰۰۵؛ سوله-اوله، ۲۰۱۳).

رویکرد تاکتیکی یا اثرگذاری عوامل سیاسی به‌معنای توزیع مبتنی بر ملاحظات سیاسی و انتخاباتی برای حفظ و تحکیم قدرت از طریق تأمین رضایت رأی‌دهندگان است. چانه‌زنی‌ها در جهت دست‌یابی به یک نتیجه توزیعی که به انتظارات حوزه انتخابیه نزدیک باشد، نتیجه‌ای جز تخصیص ناکارای منابع به همراه نخواهد داشت. بنابراین، قدرت چانه‌زنی متأثر از موقعیت سیاسی نماینده نظیر سرانه تعداد نمایندگان ایالت یا منطقه در بدنه قوه مقننه و میزان نفوذ در پارلمان، ارشدیت و سابقه نمایندگی در مجلس سنا و هم‌حزبی بودن با قوه مقننه می‌تواند سبب تشدید تورش بودجه‌ای شود (ژنگ و دیگران[5]، ۲۰۱۳؛ سوله-اوله، ۲۰۱۳؛ لیورت و گاینزا[6]، ۲۰۱۸؛ سلبیز

1. Political Capture
2. Ashworth
3. Yamano & Ohkawara
4. Castles & Solé-Ollé
5. Zheng et al.
6. Livert & Gainza

و دیگران[1]، ۲۰۱۹).

در نهایت عوامل فضایی، بر اثرگذاری متقابل سرمایه‌گذاری مناطق مختلف بر یکدیگر تأکید دارد. در واقع، سطح مخارج عمومی صورت گرفته در هر منطقه، بر اساس مفاهیمی نظیر اثرات سرریز[2]، رقابت معیار محور[3] و رقابت مالیاتی[4] شناخته می‌شوند. منظور از اثرات سرریز مخارجی است که توسط دولت در یک منطقه انجام می‌شود و می‌تواند بر مناطق مجاور اثرات مطلوب یا نامطلوبی داشته باشد که در نتیجه آن، نیاز به سرمایه‌گذاری دولتی در این مناطق را کاهش و یا افزایش می‌دهد. در رقابت معیارمحور، رأی‌دهندگان بی‌اطلاع[5] در یک منطقه، خدمات عمومی و مالیات‌های مناطق مجاور را به عنوان معیاری برای سنجش کیفیت و کارایی خدمات مشابه در منطقه خود قرار می‌دهند. در نهایت، سیاست‌های مالیاتی در یک منطقه، سبب بروز سیاست‌هایی مشابه در مناطق مجاور خواهد شد که نتیجه آن رقابت‌های مالی میان دولت‌های محلی برای جذب افراد و فعالیت‌های تجاری است (کلینگنسمیت[6]، ۲۰۱۴؛ موهانتی و دیگران[7]، ۲۰۱۷).

نتایج به د ست آمده بسته به نوع حاکمیت، اندازه جغرافیایی و شرایط محیطی، ویژگی‌های جمعیتی، اقتصادی و نهادی مناطق مختلف با یکدیگر متفاوت است و بعضاً، دامنه اثرگذاری هر کدام از این مؤلفه‌ها در طول زمان تغییر می‌کند.

۳- مطالعات تجربی

کستلز و سوله- اوله (۲۰۰۵) بر اساس یک مدل GMM به بررسی بده بستان کارایی-برابری در انباشت سرمایه در بخش حمل و نقل کشور اسپانیا (۱۹۸۷-۱۹۹۶) پرداخته‌اند. برآورد نشان می‌دهد که معیار کارایی نقش محدودی در توزیع جغرافیایی سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های این کشور دارد. در نهایت، نیازهای منطقه و عوامل سیاسی، به‌عنوان عوامل اثرگذار شناسایی شدند.

---

1. Celbiş et al.
2. Spillover Effects
3. Yardstick Competition
4. Tax Competition
5. Ill-Informed Voters
6. Klingensmith
7. Mohanty et al.

کادوت و همکاران[1] (۲۰۰۶) با استفاده از رویکرد اقتصاد سیاسی و مسئله بودجه پروژه‌های اختصاصی[2]، به بررسی سرمایه‌گذاری در حوزه حمل و نقل منطقه در کشور فرانسه (۱۹۹۲-۱۹۸۵) پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد اگر متغیرهای سیاسی مؤثر در جذب بودجه نظیر خرید رأی[3] و لابی‌گری[4] در مدل کنترل شوند، هدف سرمایه‌گذاری‌های زیرساختی در این کشور انتخابات پیش رو و بقای سیاسی است.

سوله-اوله (۲۰۱۳) در بررسی تخصیص منطقه‌ای سرمایه‌گذاری زیرساختی در کشور اسپانیا با استفاده از مدل داده‌های پانل، اثرگذاری عوامل اقتصادی، سیاسی و وضعیت جغرافیایی را مورد تأیید قرار می‌دهد. در این بررسی، سرمایه‌گذاری سرانه زیرساختی در هر منطقه اسپانیا متأثر از درآمد سرانه و قدرت سیاسی آن منطقه شناسایی شده است.

در بررسی سرمایه‌گذاری‌های کشور یونان طی دوره ۳۳ ساله بر اساس رویکرد فضایی، موناس‌تریوتیس و سایچاریس[5] (۲۰۱۴) به این نتیجه می‌رسند که رویکرد برابری‌محور یا کارایی‌محور نمی‌تواند توضیح‌دهنده روند سیاست‌گذاری‌های سرمایه‌گذاری در این کشور باشد و این به معنای لزوم تجدید نظر در اولویت‌گذاری‌های سیاستی است.

لوکا و رودریگز-پوز[6] (۲۰۱۵) به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری منطقه‌ای در کشور ترکیه بر اساس معیارهای سیاسی و کارایی است و بنابراین، منابع در مناطق غنی‌تر متمرکز می‌شوند. سلبیز و دیگران (۲۰۱۹) با اضافه کردن مفهوم فضا در قالب یک مدل فضایی، ضمن تأیید اثرگذاری متغیرهای اقتصادی در این کشور، به این نتیجه می‌رسند که متغیرهای سیاسی علاوه بر اثرگذاری در جذب بودجه منطقه‌ای با اثرگذاری منفی بر حجم سرمایه‌گذاری مناطق همجوار، عامل تشدید رقابت مناطق مختلف برای جذب بودجه بیشتر در دو حوزه حمل و نقل و ارتباطات در کشور ترکیه می‌شوند.

---

1. Cadot et al.
2. Pork Barrel Project
3. Vote Buying
4. Lobbing
5. Monastiriotis & Psycharis
6. Luca & Rodríguez-Pose

موهانتی و دیگران (۲۰۱۷) با استفاده از متغیر مخارج زیرساختی در کشور هند به بررسی عوامل مؤثر در شکل‌گیری عدم تعادل منطقه‌ای در این کشور با استفاده از عوامل اقتصادی، سیاسی و فضایی می‌پردازند. مخارج سرمایه‌گذاری در دوره قبل، تحرک منابع، درآمد سرانه و ثبات سیاسی در مناطق مورد بررسی به عنوان متغیرهای اصلی شناسایی شده‌اند. نتیجه‌گیری نهایی حاکی از سرمایه‌گذاری برابری‌محور با اثرگذاری عوامل فضایی و سیاسی است.

کاوارتیوک و هرزفلد[1] (۲۰۲۱) توزیع یارانه بخش کشاورزی در روسیه را از منظر امور سیاسی بازتوزیع مورد بررسی قرار می‌دهند. سؤال اصلی این است که آیا رویکرد استراتژیک و مبادله یارانه در ازای رأی، می‌تواند مبنای تحلیل این تخصیص باشد. نتایج به دست آمده از مدل داده‌های تابلویی برای دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۸ نشان می‌دهد هدف اصلی تخصیص‌های فدرال و محلی، حفظ حزب حاکم است و در مناطقی که رقابت سیاسی شدیدتر بوده و رأی‌دهندگان مردد هستند، توجه به گروه‌های ذی‌نفع - مزارع و شرکت‌های بزرگ - در اولویت قرار می‌گیرد و حجم بیشتری از منابع با هدف تقویت این کارگزاران رأی[2] سرازیر می‌شود.

روچا و دیگران[3] (۲۰۲۲) به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع بودجه احداث بزرگراه ــ به عنوان عامل اصلی ایجاد رشد جمعیت و اشتغال شهری ــ در کشور پرتغال پرداخته‌اند. عوامل مورد توجه در این مطالعه، وضعیت اولیه جاده‌های مناطق مورد بررسی، برخی متغیرهای فیزیکی و جغرافیایی (نظیر میزان هموارى منطقه)، دسترسی به شبکه جاده‌ای بین شهری، سطح فعالیت‌های اقتصادی منطقه و نیز همترازی حزبی دولت محلی با دولت مرکزی است. نتایج به دست آمده به تفاوت اقتصاد سیاسی ساخت بزرگراه در مناطق با تراکم بالا و تراکم کم اشاره دارد. ساخت بزرگراه در مناطق کم‌تر متراکم بیش از مسئله کارایی متأثر از انگیزه‌های حامی‌پروری است.

میر شجاعیان حسینی و رهبر[4] (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با عنوان شناخت الگوی اقتصاد سیاسی

---

1. Kvartiuk & Herzfeld
2. Vote Brokers
3. Rocha et al.
4. Mirshojaeian Hosseini & Rahbar

بودجه‌ریزی منطقه‌ای به بررسی کمی متغیرهای اقتصادی و سیاسی مؤثر بر شیوه تخصیص بودجه‌های استانی (جاری، عمرانی و بودجه کل استان) در قالب مدل داده‌های تابلویی طی دوره (۱۳۷۹-۱۳۸۶) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه مذکور نشان داد که رفتار بودجه‌ریزی استانی در ایران بر اساس استراتژی‌های کارایی‌محور و نه برابری‌محور است. علاوه بر این، دو متغیر سرمایه اولیه استان و تراکم جمعیت، رابطه منفی با حجم بودجه‌های سرانه تخصیص‌یافته دارند و متغیر سیاسی انتخابات ریاست‌جمهوری نیز نشان می‌دهد انتقال بودجه بیشتری به نفع استان‌های دارای تعداد بیشتر رأی‌دهندگان مردد و نرخ مشارکت انتخاباتی کمتر، صورت گرفته است.

قاسمی و دیگران (۱۳۹۴) نحوه توزیع بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی با سه معیار کارایی، برابری و تاکتیکی با استفاده از روش داده‌های تابلویی (۱۳۷۹-۱۳۹۰) را مورد مقایسه قرار داده‌اند. نتایج به دست آمده از مدل اقتصادی، مدل سیاسی و مدل ترکیبی نشان‌دهنده اثرگذاری مثبت و معنی‌دار متغیرهای تاکتیکی، کارایی و شاخص برابری بر بودجه تملک دارایی استانی است.

ایزدخواستی[1] (۱۳۹۸) در تحلیل الگوی تخصیص اعتبارات سرمایه‌ای استانی بر اساس تعمیم مدل کستلز و سوله-اوله (۲۰۰۵) و سوله-اوله (۲۰۱۳) در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۴ به این نتیجه رسید که تخصیص اعتبارات سرمایه‌ای کارایی‌محور بوده و با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه استان رابطه مثبت و معنی‌دار دارد. علاوه بر این، با افزایش نرخ مشارکت استانی، نسبت اعتبارات سرمایه‌ای به کل هزینه‌های استان افزایش یافته است.

٤- روش تحقیق

استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی این امکان را فراهم می‌کند که جزء مکانی متغیرهای اقتصادی و اثرگذاری منطقه‌ای آن‌ها در مدل اقتصادی مورد توجه قرار گیرد و بنابراین، توصیف دقیق‌تری را از اثرگذاری متغیرها بر یکدیگر ارائه می‌دهد.

---

[1]. Izadkhasti

اقتصادسنجی فضایی شاخه‌ای از اقتصادسنجی است که به رابطه متقابل فضایی[1] (وابستگی یا خودهمبستگی فضایی)[2] و ساختار فضایی[3] (ناهمسانی فضایی)[4] در مدل‌های رگرسیونی ــ داده‌های مقطعی یا داده‌های پانل ـــــ توجه دارد (بالتاجی[5]، ۲۰۲۱: ۳۲۱). استفاده از داده‌های مکان‌مند در مدل‌سازی روابط می‌تواند با بروز وابستگی فضایی میان مشاهدات و نیز ناهمسانی فضایی و بنابراین نقض فروض گاوس-مارکوف[6] در اقتصادسنجی مرسوم، در برآورد ضرایب ایجاد اشکال کند. در حالت وابستگی فضایی یک مشاهده مربوط به مکان (فرضاً i) در ارتباط با مشاهدات مکان‌های دیگر j $(i \neq j)$ قرار می‌گیرد:

$$Y_i = f(y_j) \qquad i = 1.2. \ldots . n, \qquad i \neq j \qquad (۱)$$

در حالت ناهمسانی فضایی انتظار می‌رود که در هر نقطه از فضا یک رابطه متناوب به صورت زیر وجود داشته باشد (بالتاجی، ۲۰۱۳: ۱۴):

$$Y_i = f_i(x_i b_i + e_i) \qquad (۲)$$

برای وارد کردن مکان در مدل‌های رگرسیونی، از ماتریس‌های وزنی فضایی استفاده می‌شود که بر اساس فاصله (طول و عرض جغرافیایی) یا رابطه مجاورت[7] تعریف می‌شوند. در ماتریس نوع اول، فاصله هر نقطه در فضا یا هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه، نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه می‌شود؛ زیرا، انتظار می‌رود مشاهداتی که به یکدیگر نزدیک‌تر هستند، نسبت به سایر مناطق، دارای وابستگی فضایی بالاتری با شند. در ماتریس نوع دوم، اثرات فضایی از طریق رابطه مجاورت تعریف می‌شود. مجاورات و همسایگی، منعکس‌کننده موقعیت نسبی یک واحد منطقه‌ای در فضا نسبت به واحدهای دیگر است. معیار نزدیکی و مجاورت بر اطلاعات به دست آمده مبتنی بر نقشه جامعه مورد مطالعه خواهد بود و بر اساس این اطلاعات

---

1. Spatial Interaction
2. Spatial Dependence
3. Spatial Structure
4. Spatial Heterogeneity
5. Baltagi
6. Gauss-Markov
7. Contiguity

می‌توان تعیین کرد که کدام مناطق مجاور یکدیگر و دارای مرز مشترک هستند. بنابراین، با در نظر گرفتن وابستگی فضایی، واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، باید درجه وابستگی فضایی بالاتری را نشان دهند (الهورست[1]، ۲۰۱۲).

در این تحقیق، ماتریس مجاورت، بر اساس وجود مرز مشترک و همسایگی استان‌ها تعیین می‌شود. مجاورت از نوع رخ‌مانند[2] دوطرفه بوده که بر این اساس، دو منطقه‌ای که با یکدیگر مجاور هستند، عدد یک و سایر مناطق عدد صفر خواهند داشت.

به طور کلی، یک مدل پانل فضایی را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$Y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{N} W_{ij} Y_{ij} + X_{it}\beta + \sum_{j=1}^{N} W_{ij} X_{ij}\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که بنا به تعریف، یک مدل دوربین فضایی[3] (SDM) است و W_{ij} یک عنصر از ماتریس وزنی فضایی خواهد بود که ترتیب فضایی واحدهای مورد بررسی را در یک ماتریس غیر منفی از مرتبه N نشان می‌دهد.

اگر در این مدل، فرض صفر $\gamma = 0$ مورد آزمون قرار گیرد، مشخص می‌شود که آیا می‌توان مدل دوربین فضایی را به یک مدل وقفه فضایی[4] (SAR) تقلیل داد یا خیر. تصریح مدل خطای فضایی[5] (SEM) نیز از طریق پذیرش فرض صفر $\gamma + \beta\delta = 0$ تأیید می‌شود. هر دو آزمون بر اساس نسبت درستنمایی و توزیع χ^2 با K درجه آزادی است (الهورست، ۲۰۱۴).

مدل داده‌های تابلویی مورد بررسی در این مقاله به صورت زیر تصریح شده است:

$$Y_{it+1} = \alpha + \beta_1 Eff_inx_{it} + \beta_2 Equ_inx_{it} + \beta_3 Pol_inx_{it} + \beta_4 WEff_inx_{it} + \beta_5 Equ_inx_{it} + \beta_6 WPol_inx_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

متغیر وابسته Y_{it+1} تغییر اعتبارات طرح‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای ملی در فرایند تصویب بودجه است که از مقایسه میان لایحه و قانون بودجه کل کشور منطبق با دوره‌های نهم و

---

1. Elhorest
2. Rook Contiguity
3. Spatial Durbin Model
4. Spatial Autoregressive Model
5. Spatial Error Model

دهم مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۹-۱۳۹۲) به دست آمده و محدود به یک استان است.

Eff_inx_{it} شاخص کارایی[1] (کستلز و سوله-اوله، ۲۰۰۵) است که با استفاده از رابطه $Eff_inx_{it} = \frac{gdp_{it}/n_{it}}{GDP_t/N_i}$ به دست می‌آید که معادل سهم تولید ناخالص داخلی استان در هر سال از تولید ناخالص کل کشور است. $WEff_inx_{it}$ نشان‌دهنده اثر شاخص کارایی استان مجاور (سهم تولید ناخالص داخلی استان مجاور از تولید ناخالص داخلی کل کشور) بر حجم بودجه عمرانی افزایش‌یافته در فرآیند تصویب پارلمانی بودجه است.

Equ_inx_{it} شاخص برابری[2] (موناس‌تریوتیس و سایچاریس، ۲۰۱۴) است که از تقسیم سرانه تولید ناخالص داخلی کل کشور بر سرانه تولید ناخالص داخلی استان در طی ۸ سال مورد مطالعه به دست می‌آید. بدیهی است کوچکتر بودن عدد به دست آمده نسبت به عدد یک نشان‌دهنده وضعیت نامساعد استان نسبت به سرانه کل کشور است. به طور مشابه، متغیر $WEqu_inx_{it}$ اثرگذاری وضعیت برابری در استان مجاور را بر حجم بودجه عمرانی افزایش یافته ناشی از کنش نمایندگان استان نشان می‌دهد.

در نهایت، Pol_inx_{it} به عنوان شاخص سیاسی، نسبت تعداد نمایندگان مؤثر استان را که در جایگاه‌های اثرگذار مجلس حضور دارند، نشان می‌دهد. در این مطالعه، بر اساس مصاحبه با خبرگان، چهار موقعیت عضویت در هیأت رییسه مجلس، ریاست کمیسیون‌های تخصصی، عضویت در کمیسیون برنامه و بودجه و در نهایت عضویت در کمیسیون تلفیق مجلس شورای اسلامی به عنوان موقعیت‌هایی شناسایی شده‌اند که نماینده را در موقعیت برتر اثرگذاری بر ارقام لایحه بودجه قرار می‌دهد. بنابراین، انتظار می‌رود با افزایش تعداد نمایندگان استانی حاضر در این موقعیت‌ها، بودجه عمرانی بیشتری در فرآیند تصویب بودجه به استان مزبور اختصاص یابد. مشابه قبل، متغیر $WPol_inx_{it}$ برای در نظر گرفتن اثر سرریز فضایی موقعیت نمایندگی استان‌های مجاور بر افزایش بودجه عمرانی استان است.

---

1. Efficiency Criterion
2. Equality Criterion

جمع‌آوری داده‌ها از طریق سایت مرکز آمار ایران و اطلاعات سایت رسمی مجلس شورای اسلامی برای دوره‌های نهم و دهم (۱۳۹۸-۱۳۹۱) و تصویب بودجه سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۹۲ صورت گرفته است.

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- تحلیل توصیفی داده‌ها

در این بخش، با توجه به الگوی تصریح شده، مقادیر آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق در جدول (۱) ارائه شده‌اند. بر اساس اطلاعات جدول (۱)، بیشترین مقدار تغییر در اعتبارات طرح‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای ملی (موضوع پیوست یک لایحه و قانون بودجه) برای دو دوره مجلس نهم و دهم متعلق به استان تهران (تصویب بودجه ۱۳۹۸) و کمترین رقم با ثبت عدد منفی، به استان سمنان (تصویب بودجه ۱۳۹۲) مربوط می‌شود که به‌دلیل حذف ردیف‌های بودجه‌ای مربوط به انتقال آب از دریای مازندران به استان سمنان با کاهش جدی مواجه شده است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل

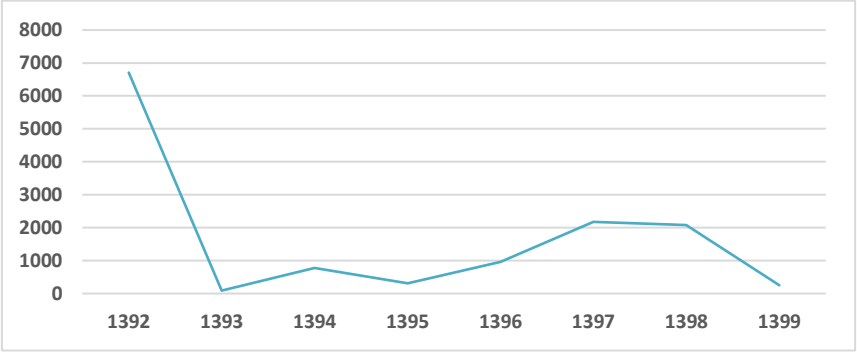
متغیرها	شاخص	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
Y	تغییر در اعتبارات طرح‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای ملی (میلیارد ریال)	۴۵۸/۲۷۲۵	۱۴۹/۴۹۹۵	۷۵۰/۵۲۵۲	-۱۰۸/۱۳	۶۳۳۲/۸۱۵
Eff_inx	شاخص کارایی	۰/۰۳۱۴	۰/۰۱۶۱	۰/۰۴۶۱	۰/۰۰۴۴	۰/۲۴۹۶
Equ_inx	شاخص برابری	۰/۹۵۱۹	۰/۷۰۴۹	۰/۸۰۲۸	۰/۳۲۶۱	۵/۱۳۳۶
Pol_inx	شاخص سیاسی	۰/۰۳۲۱	۰/۰۲۸۸	۰/۰۲۴۲	۰	۰/۱۳۱۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بهترین استان‌ها به لحاظ شاخص کارایی، برابری و سیاسی مد نظر این مقاله، به ترتیب شامل استان‌های تهران (سال ۱۳۹۴)، تهران (سال ۱۳۹۱) و بوشهر (سال ۱۳۹۵) و پایین‌ترین شاخص کارایی و برابری در دوره مورد نظر شامل استان‌های خراسان جنوبی (سال ۱۳۹۲) و سیستان و بلوچستان (سال ۱۳۹۶) است. صفر بودن شاخص سیاسی در مجموع برای شش استان به دست آمده

است که برای استان سیستان و بلوچستان (سال ۱۳۹۶)، البرز (سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳)، کردستان (سال‌های ۱۳۹۲، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵)، کل دوره نهم برای استان اردبیل (۱۳۹۴-۱۳۹۱)، کل دوره دهم برای استان خراسان جنوبی (۱۳۹۸-۱۳۹۵) و هر دو دوره نهم و دهم برای استان بوشهر (۱۳۹۸-۱۳۹۱) ثبت شده است که نشان می‌دهد در زمان‌های مذکور، نماینده‌ای از استان در جایگاه‌های اثرگذار شناسایی شده این مقاله، حضور نداشته است.

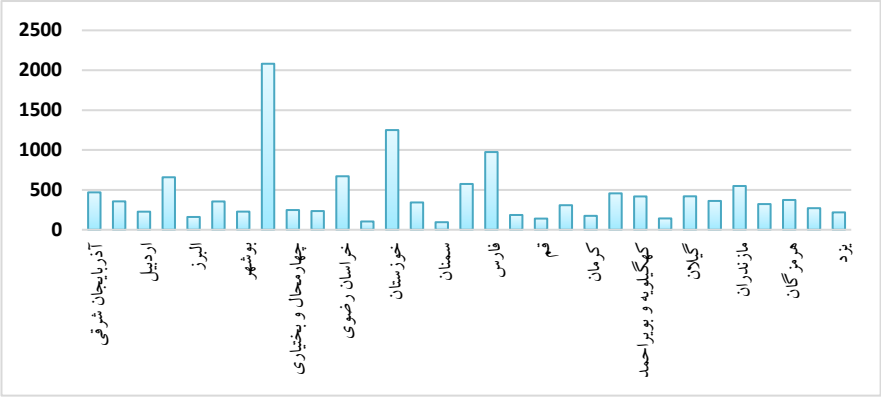
نمودار (۱) مجموع تغییر واقعی اعتبارات طرح های تملک دارایی های سرمایه‌ای ملی (موضوع پیوست یک لایحه بودجه) را به تفکیک سال و به ارزش واقعی برای دوره مورد نظر نشان می‌دهد. بیشترین میزان اعمال تغییر در ارقام پیوست یک لایحه بودجه مربوط به سال اول دوره نهم و تصویب بودجه سال ۱۳۹۲ است که در سال بعد (بودجه سال ۱۳۹۳) با کاهش ۹۸ در صدی در افزایش بودجه عمرانی استانی از محل درآمد ملی به رقم ۹۰ میلیارد ریال رسیده و کمترین میزان مداخله و کنش بودجه‌ای نمایندگان طی این هشت سال را رقم زده است. به استثنای بودجه ۱۳۹۲ و در یک برداشت کلی، کنش بودجه‌ای نمایندگان در سال قبل از انتخابات، بیشتر از سال انتخابات بوده و احتمالاً سال آخر به سایر فعالیت‌های انتخاباتی نمایندگان اختصاص می‌یابد. در مقایسه میان دو دوره نیز، ارزش واقعی کنش بودجه نمایندگان دوره نهم معادل ۷۸۸۷ میلیارد ریال و در دوره دهم معادل ۵۴۷۱ میلیارد ریال بوده است.



نمودار ۱: تغییر اعتبار طرح‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای ملی (میلیارد ریال/ به قیمت‌های ثابت ۱۳۹۵)

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار (۲) مجموع تغییر اعتبارات طرح‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای ملی (موضوع پیوست یک لایحه بودجه) را به تفکیک استان‌های کشور و به ارزش واقعی نشان می‌دهد.



نمودار ۲: تغییر اعتبار طرح‌های عمرانی ملی به تفکیک استان (میلیارد ریال/ به قیمت‌های ثابت ۱۳۹۵)

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس اطلاعات نمودار (۲)، در مجموع هشت سال، استان تهران بیشترین افزایش اعتبارات معادل ۲۰۸۱ میلیارد ریال را تجربه کرده است و پس از آن، استان‌های خوزستان و فارس با افزایش بودجه عمرانی ۱۲۵۰ و ۹۷۴ میلیارد ریالی در این رتبه‌بندی قرار می‌گیرند. کمترین افزایش بودجه عمرانی به ترتیب متعلق به استان‌های سمنان با افزایش اعتباری معادل ۹۴، خراسان شمالی ۱۰۳ و قم ۱۴۰ میلیارد ریال است.

۵-۲- برآورد مدل پانل فضایی

اولین گام برای برآورد مدل رگرسیون، بررسی مانایی متغیرها است. به این منظور، جدول (۲) نتایج به دست آمده از آزمون لوین، لین و چو[1] (LLC) و آزمون برایتنوگ[2] را نشان می‌دهد.

[1]. Levin, Lin & Chui (2002)
[2]. Breitung (2000)

جدول ۲: آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو و آزمون برایتونگ

متغیرها	توضیحات	ارزش احتمال (LLC)	ارزش احتمال (برایتونگ)	نتیجه
Y	حجم بودجه عمرانی افزایش یافته استانی در فرآیند تصویب پارلمانی بودجه ناظر به پیوست یک لایحه	۰/۰۰۰**	۰/۰۰۳۳**	I(۰)
Eff_inx	شاخص ضابطه کارایی	۰/۰۲۰۶*	۰/۰۰۰۱**	I(۰)
Equ_inx	شاخص ضابطه برابری	۰/۰۰۰**	۰/۰۰۰۴**	I(۰)
Pol_inx	شاخص ضابطه سیاسی	۰/۰۰۰**	۰/۰۰۰۱**	I(۰)

** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد، * معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج به‌دست آمده، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد مطالعه، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود و بنابراین، تمام متغیرها مانا هستند.

در مرحله بعد، می‌بایست نسبت به تعیین ویژگی داده‌ها برای انتخاب میان مدل تلفیقی یا مدل داده‌های پانل اقدام کرد. فرض صفر این آزمون، تأیید تلفیقی بودن داده‌ها است. با توجه به نتیجه آزمون چاو در جدول (۳) می‌توان جهت برآورد مدل از روش داده‌های پانل استفاده کرد.

جدول ۳: آزمون مربوط به انتخاب مدل داده‌های پانل یا تلفیقی

آزمون	مقدار محاسبه شده	ارزش احتمال	نتیجه
آزمون چاو	۸۷/۸۶۴۵	۰/۰۰۰۰*	انتخاب مدل داده‌های پانل

* معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی برای برآورد مدل داده‌های پانل فضایی، نیازمند تأیید وجود وابستگی‌های فضایی میان متغیرهای مدل است. جدول (۴) با استفاده از آزمون موران آی[1] و جری سی[2] و ضریب خطای لاگرانژ، وجود وابستگی فضایی در مدل تصریح شده را مورد بررسی قرار می‌دهد؛ فرض صفر هر دو آزمون مبنی بر عدم وجود وابستگی فضایی میان متغیرهای مدل،

1. Moran I
2. Geary C

در سطح احتمال ۹۹ درصد رد می‌شود.

برای تعیین مدل وابستگی فضایی از دو آزمون مبتنی بر حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود که فرض پذیرش مدل خطای فضـــایی (SEM) و مدل وقفه فضـــایی (SAR) را در مقابل فرض پذیرش مدل دوربین فضایی (SDM) مورد بررسی قرار می‌دهد.

ســپس با تعیین نوع مدل، با اســتفاده از آزمون هاســمن فضــایی، نوع ارتباط میان خطای رگرسیون برآوردی با متغیرهای مستقل مدل تعیین خواهد شد. جدول (۴) نتایج آزمون‌های مذکور را نشان می‌دهد.

جدول ٤: آزمون‌های مربوط به تصریح مدل فضایی

آزمون	مقدار محاسبه شده	ارزش احتمال	نتیجه
Moran	۰/۳۸۶۰	۰/۰۰۰**	تأیید وجود وابستگی فضایی
Geary	۰/۵۹۵۲	۰/۰۰۰**	تأیید وجود وابستگی فضایی
Getis-Ord	-۱/۸۴۲۹	۰/۰۰۰**	تأیید وجود وابستگی فضایی
RLM	۵/۳۵	۰/۰۴۷۸*	رد مدل SEM
LM	۴/۰۵	۰/۰۳۶۱*	رد مدل SAR
آزمون هاسمن	۹/۰۱	۰/۰۲۴۲*	تأیید وجود اثرات ثابت فضا

** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد، * معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به این ترتیب، مدل فضایی تصریح شده، یک مدل داده‌های پانل با اثرات ثابت است که بر اساس مدل دوربین فضایی برای ۳۱ استان کشور در دوره زمانی (۱۳۹۹-۱۳۹۲) و مطابق رابطه (۴) برآورد می‌شود. نتایج به دست آمده از نرم‌افزار استتا در قالب جدول (۵) ارائه شده است.

بر اســاس نتایج به دســت آمده از جدول (۵)، می‌توان نتیجه گرفت افزایش اعتبارات بودجه تملک دارایی‌های ســرمایه‌ای در فرآیند تصــویب بودجه کشــور بر اســاس معیارهای اقتصــادی (کارایی‌محور) و ســیاســی قابل توضــیح اســت؛ به طوری که ســهم اســتان در تولید ناخالص داخلی کشــور و تعداد نمایندگان مؤثر اســتان در فرآیند تصــویب لایحه بودجه، اثر معنی‌داری بر بودجه تخصیص‌یافته به استان‌های کشور دارند و این به معنای اثرگذاری رویکرد اقتصادی کارایی‌محور و

رویکرد سیاسی در کنش نمایندگان مجلس شورای اسلامی در زمان تصویب بودجه است. معنی‌دار نبودن شاخص اقتصادی برابری‌محور در دامنه معنی‌داری تعریف شده، به معنای عدم توجه به ایجاد ظرفیت‌های عمرانی لازم برای متوازن سازی توسعه اقتصادی در استان‌های کم‌تر برخوردار خواهد بود.

جدول ۵: برآورد الگوی تغییر اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در فرآیند تصویب پارلمانی بودجه

متغیر	برآورد ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
Eff_inx	۵۵۶/۵۰۲	۲۹/۶۵۷	۱۸/۷۶	۰/۰۰۰ **
Equ_inx	۴۷۴/۹۹۲	۴۷۴/۴۸۲	۱/۰۰	۰/۳۱۸
Pol_inx	۲۰۶/۵۳۷	۳۶۵/۰۱۳	۲/۶۲	۰/۰۰۹ **
$WEff_inx$	۴۴/۱۸۰	۳۱۱۸/۱۸۴	۳/۴۹	۰/۰۰۱ **
$WEqu_inx$	۲۴۶/۴۵۸	۷۵/۴۳۳	۱/۲۱	۰/۲۲۷
$WPol_inx$	۵۳/۴۱۸	۸۳۶/۷۷۷	۲/۶۶	۰/۰۰۸ **
$Cons$	-۴۴۴/۹۶۷	۷۷/۳۳۶	-۰/۲۹	۰/۷۷۰

** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد، * معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضرایب $WEff_inx$، $WEqu_inx$ و $WPol_inx$ در جدول (۵) حاصل ضرب ماتریس مجاورت در متغیرهای توضیحی را نشان می‌دهد که در مورد شاخص کارایی و شاخص سیاسی به لحاظ آماری معنی‌دار است و وجود سرریزهای فضایی را تأیید می‌کند.

جدول (۶) اثرات مستقیم و غیر مستقیم تغییر در شاخص‌های تعریف شده را بر تغییر ردیف بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای محدود به استان مبتنی بر پیوست یک سند بودجه نشان می‌دهد. در واقع، این تفکیک بر اساس منطق مدل‌های اقتصادسنجی فضایی و ارتباط پیچیده میان مشاهدات مکان‌مند است. اثر مستقیم هر متغیر، نشان‌دهنده تأثیرگذاری مستقیم تغییر هر کدام از شاخص‌های مرتبط با استان i، بر میزان مداخله بودجه‌ای نمایندگان همان استان است؛ در حالی که اثر غیر مستقیم (سرریز فضایی) نشان می‌دهد که تغییر و ضعیت هر کدام از شاخص‌های تعریف

شده در استان i، چه تأثیری بر کنش نمایندگان استان‌های مجاور خواهد داشت. اثر کل نیز که از مجموع دو اثر مستقیم و غیر مستقیم به دست می‌آید حاکی از آن است که در ازای تغییر در هر کدام از شاخص‌ها، همه استان‌ها (من جمله استان i) چه تغییری را در رابطه با افزایش ارقام بودجه تجربه خواهند کرد.

جدول ٦: برآورد اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل

متغیر	اثرات مستقیم	اثرات غیرمستقیم	اثرات کل
Eff_inx	°۵۴۲/۲۳۷	۱۵۰/۹۷۳	°۶۹۳/۲۱۰
Equ_inx	۴۶۴/۵۸۹	۱۳۷۰/۷۱	۱۸۳۵/۳۰
Pol_inx	°۱۵۵/۳۱۱	°۳۵۹/۴۳۵	°۵۱۴/۷۴۵

° معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول (۶) هر واحد تغییر در شاخص کارایی، تقریباً معادل ۵۴۲ میلیارد ریال تغییر در بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای مربوط به سال آتی استان مزبور را به همراه خواهد داشت. این عدد در مورد شاخص سیاسی معادل ۱۵۵ واحد است که در هر دو مورد، ضریب به دست آمده در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار است. در این مدل، اثرگذاری تغییر شاخص برابری در خصوص کنش بودجه‌ای نمایندگان معنی‌دار نیست.

معنی‌داری اثرات غیر مستقیم تغییر شاخص‌ها، تنها به شاخص سیاسی محدود می‌شود و به این معنا است که با افزایش تعداد نمایندگان مؤثر استان، استان‌های مجاور معادل ۳۵۹ میلیارد ریال تغییر در بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای خود را در فرآیند تصویب پارلمانی مجلس تجربه می‌کنند. اثرات کل به عنوان مجموع اثرات مستقیم و سرریز فضایی، اثرگذاری تغییر شاخص‌های کارایی و سیاسی را بر تغییر بودجه استانی از محل درآمدهای ملی در سطح ۹۹ درصد تأیید می‌کند.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله به بررسی رویکرد نمایندگان در افزایش بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای محدود به استان از منابع درآمد ملی و ناظر به پیوست یک لایحه بودجه کل کشور پرداخته شد که با استفاده از مدل پانل فضایی برای دوره ۱۳۹۸-۱۳۹۱ متقارن با دو دوره نهم و دهم مجلس شورای اسلامی و در ارتباط با ۳۱ استان کشور مورد مطالعه قرار گرفت. متغیرهای توضیحی در این برآورد شامل شاخص کارایی، شاخص برابری و شاخص سیاسی است که بنا به تعریف، به ترتیب معادل استفاده از سهم استان در تولید ناخالص داخلی کشور، نسبت سرانه تولید ناخالص داخلی استان به سرانه تولید ناخالص داخلی کل کشور و نسبت تعداد نمایندگان مؤثر استان شامل مجموع تعداد نمایندگان استانی عضو هیأت رییسه مجلس شورای اسلامی، تعداد رؤسای کمیسیون‌های تخصصی، تعداد اعضای کمیسیون برنامه و بودجه و در نهایت، تعداد اعضای کمیسیون تلفیق در نظر گرفته شد که نسبت به ظرفیت کل این موقعیت در دو دوره مجلس محاسبه شده است.

نتیجه به دست آمده از برآورد کنش بودجه‌ای نمایندگان نسبت به وضعیت شاخص‌های مزبور در استان‌های کشور بر اساس مدل دوربین فضایی با اثرات ثابت، نشان‌دهنده تأیید اثرگذاری شاخص کارایی و شاخص سیاسی بر افزایش بودجه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای اختصاصی استان در فرآیند تصویب بودجه است به طوری که افزایش سهم استان در تولید ناخالص داخلی کشور و نیز افزایش تعداد نمایندگان مؤثر در فرآیند تصویب بودجه کل کشور اثر معنی‌داری بر اعمال تغییر در پیوست یک لایحه بودجه کل کشور دارد و این اثرگذاری در مجموع اثرات مستقیم و غیر مستقیم در سطح ۹۹ در صد معنی‌دار است. معنی‌داری اثرگذاری متغیر سیاسی به معنای انحراف پارلمان ایران از وظیفه نظارت و ارزیابی عملکرد دولت بر اساس اهداف تنظیم لایحه بودجه بوده و کارکرد برنامه‌ای بودجه را دچار اختلال می‌کند. صلاحیت تصویبی مجلس شامل بررسی راهبردهای دولت در بودجه، میزان انطباق راهبردهای بودجه با شرایط کلان کشور، مبانی قانونی آن‌ها و در نهایت آثار کلان و بخشی راهبردهای بودجه‌ای است که با نامناسب بودن شکل و ساختار لایحه بودجه، حجم بالای مطالب مندرج در سند، فرصت اندک، عدم شفافیت، ناهماهنگی میان مصارف و منابع و نیز نبود تصویر روشن از درآمدها و هزینه‌ها و تأثیرگذاری آن‌ها بر

متغیرهای اقتصادی و بهره‌گیری از سند به عنوان فرصتی برای قانون‌گذاری، سبب می‌شود فعالیت‌ها به درخواست عملکرد تبصره‌ها و احکام تنزل یابد.

در این مطالعه، مسئله توجه به شاخص‌های برابری‌محور به منظور رفع نابرابری‌های موجود به لحاظ بهره‌مندی از زیرساخت‌های توسعه و ارتقای قابلیت‌ها، به عنوان شاخص مورد توجه نمایندگان مجلس شناسایی نشد. شاید بتوان این مسئله را ناشی از دغدغه‌های مرتبط با امکان جذب بودجه تخصیص‌یافته دانست که سبب انصراف از توجه به جنبه برابری و سرمایه‌گذاری برای ایجاد زمینه‌های توسعه می‌شود. با این حال، نظر به وظیفه پیگیری مشکلات و کمبودهای حوزه انتخابیه و اشراف بیشتر نمایندگان استان از نیازهای منطقه و با هدف کاهش نابرابری‌های اقتصادی و توزیع متوازن فرصت‌های توسعه در جهت ایجاد امنیت اقتصادی و ثبات سیاسی، این مهم باید همواره مدنظر نمایندگان باشد.

References

Abounoori, E., Khoshkar, A. & Davoudi, P. (2010). An Analysis of Thiel Inequality Index in Terms of Different Provinces in Iran. *Economics Research*, **10**(1), 201-222. (In Persian)

Ashworth, S. (2012). Electoral Accountability: Recent Theoretical and Empirical Work. *Annual Review of Political Science*, **15**(1), 183-201.

Baltagi, B. H. (2013). *Econometrics Analysis of Panel Data*. 5th ed. Chichester: UK. John Willey and Sons.

Baltagi, B. H. (2021). *Econometrics Analysis of Panel Data*. 6th ed. USA. Springer Texts in Business and Economics.

Cadot, O. Röller L-H, & Stephan, A. (2006). Contribution to Productivity or Pork Barrel? The Two Faces of Infrastructure Investment. *Public Economic*, **90**(6-7), 1133-1153.

Castells, A. & Solé-Ollé, A. (2005). The Regional Allocation of Infrastructure Investment; the Role of Equity Efficiency and Political Factors. *European Economic Review*, **49**(5), 1165-1205.

Celbiş, M. G., Crombrugghe, D. & Muysken, J. (2019). Competition for Infrastructure among Regions in Turkey. *Bölgesel Araştırmalar Dergisi,* **3**(2), 115-161.

Cox, G. W. & McCubbins, M. (1986). Electoral Politics as a Redistributive Game. *Politics*, **48**(2), 379-389.

Dewan .T, & Shepsle, K. A. (2011). Political Economy Models of Elections. *Annual Review of Political Science*, **14**(1), 311-330.

Dionne, K. Y. & Horowitz, J. (2016). The Political Effects of Agricultural Subsidies in Africa: Evidence from Malawi. *World Development*, **87**, 215-226.

Dixit, A., & Londregan, J. (1998). Ideology, Tactics and Efficiency in Redistributive Politics. *Economics*, **113**(2), 497-529.

Elhorst, J. P. (2012). Dynamic Spatial Panels: Models, Methods and Inferences. *Geographical Systems*, **14**(1), 5-28.

Elhorst, J. P. (2014). *Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer Heidelberg New York Dordrecht London.

Fatehizade, M., Hosseini, M. & Samarin, S. M. (2012). Analyzing the Budgetary Proposals in Majlis. Unpublished Research Project, Tehran, Islamic Parliament Research Center of Iran. (In Persian)

Fritz, B. & Feld, L. P. (2020). Common Pool Effects and Local Public Debt in Amalgamated Municipalities. *Public Choice*, **183**(5), 69-99.

Galiani, S., Hajj, N., McEwan, P. J., Ibarrarán, P. & N. Krishnaswamy, N. (2019). Voter Response to Peak and End Transfers: Evidence from a Conditional Cash Transfer Experiment. *Economic Policy*, **11**(3), 232-260.

Golden, M. & Min, B. (2013). Distributive Politics around the World. *Annual Review of Political Science*, **16**, 73-99.

Hibbs, D. A. (1977). Political Parties and Macroeconomic Policy. *American Political Science Review*, **71**(4), 1467-1487.

Izadkhasti, H. (2019). Analysis the Model of Provincial Capital Funds Allocation in Iran: Efficiency-Based and Equality- Based Approach. *Economic Studies and Policies*, **6**(1), 131-154. (In Persian)

Khezri, M. (2008). The Political Economy of Rent-Seeking in Iran Government Budgeting. *Iranian Political Science Association*, **3**(4), 39-72. (In Persian)

Kitschelt, H. & Wilkinson, S. I. (2007). Citizen-politician linkages: an introduction. In H. Kitschelt & S. I. Wilkinson (Eds.). *Patrons, Clients, and Policies: Patterns of Democratic Accountability and Political Competition* (pp. 1-49). New York: Cambridge University Press.

Klingensmith, J. Z. (2014). The Political Economy of Pork-Barrel Spending. PhD Dissertation, *University of West Virginia*.

Kvartiuk, V. & Herzfeld, T. (2021). Redistributive Politics in Russia: The Political Economy of Agricultural Subsidies. *Comparative Economic Studies*, **63**, 1-30.

Lindbeck, A. & J. Weibull (1987). Balanced-Budget Redistribution as the Outcome of Political Competition. *Public Choice*, **52**, 272-297.

Livert, F. & Gainza, X. (2018). Distributive Politics and Spatial Equity: The Allocation of Public Investment in Chile. *Regional Studies*, **52**(3), 403-415.

Luca, D., & Rodríguez-Pose, A. (2015). Distributive Politics and Regional Development: Assessing the Territorial Distribution of Turkey's Public Investment. *Development Studies*, **51**(11), 1518-1540.

Malekosadati, S. (2013). Electoral Institutions and Common Pool Problem in Iran's Development Budgeting. PhD Dissertation in Economics, *Ferdowsi University of Mashhad.* (In Persian)

Mirshojaeian Hosseini, H. & Rahbar, F. (2012). A Quantitative Analysis on Political Economy of Provincial Budget Allocation in Iran. *Iran's Economic Essays; an Islamic Approach*, **9**(17), 107-138. (In Persian)

Mohammadzadeh, A., Shahiki Tash, M. N. & Akbari, F. (2017). Spatial Pattern on the Allocation of Costs and Acquisition of Capital Assets in the Iranian Provinces: A Political Economy Analysis. *Majlis & Rahbord*, **24**(89), 5-34. (In Persian)

Mohanty, B., Bhanumurthy, N. R. & Dastidar, A. G. (2017). What Explains Regional Imbalances In Public Infrastructure Expenditure? Evidence from Indian States. *Asia-Pacific Development*, **24**(2), 113-139.

Monastiriotis, V., & Psycharis, Y. (2014). Between Equity, Efficiency and Redistribution: An Analysis of Revealed Allocation Criteria of Regional Public Investment in Greece. *European Urban and Regional Studies*, **21**(4), 445-462.

National Budget Act (2013-2020). Appendix 1: Construction Credit. (In Persian)

National Budget Bill (2013-2020). Appendix 1: Construction Credit. (In Persian)

Nordhaus, W. D. (1975). The Political Business Cycles. *The Review of Economic Studies*, **42**(2), 169-190.

Qasemi, M. R., Arbabian, S., Moeeni, S. & Salimi, B. (2015). Analysis of the Distribution Assets Acquisition of Capital Budget in State of Iran (2000-2011). *Planning & Budgeting*, **20**(1), 37-66.

Qasemi, M., Panahi, A., Khezri, M. & Mokhber, A. (2008). *Budgeting in Iran: Budget and Stakeholders (Survey).* Tehran, Islamic Parliament Research Center of Iran. (In Persian)

Rocha, B. T., Afonso, N., Melo, P. C. & Silva, J. A. (2022). What Drives The Allocation Of Motorways? Evidence from Portugal's Fast-Expanding Network. *Transport Geography*, **102**(6), 1033-1084.

Rogoff, K., & Sibert, A. (1988). Elections and Macroeconomic Policy Cycle. *Review of Economic Studies*, **55**(1), 1-16.

Shepsle, K. A. & Weingast, B. R. (1981). Political Preferences for the Pork Barrel: A Generalization. *Political Science*, **25**(1), 96-111.

Solé-Ollé, A. (2013). Inter-Regional Redistribution through Infrastructure Investment: Tactical or Programmatic?. *Public Choice*, **156**(1), 229-252.

Spáč, P. (2021). Pork Barrel Politics and Electoral Returns at the Local Level. *Public Choice*, **188**(3), 479-501.

Weingast, B. R., Shepsle, K. & Johnsen, C. (1981). The Political Economy of Benefits and Costs: A Neoclassical Approach to Distributive Politics. *Political Economy*, **89**(4), 642-664.

Yamano, N. & Ohkawara, T. (2000). The Regional Allocation of Public Investment: Efficiency or Equity?. *Regional Science*, **40**(2), 205-229.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 262-306

An analysis of Nash, Berge, and Greedy equilibrium in the context of a mixed game involving monetary and financial policymakers in normal form: An application of the Prisoner's Dilemma

Davoud Mahmoudinia*[1], Davoud Foroutannia[2]

Received: 10-05-2024 Accepted: 12-08-2024

Extended Abstract

Purpose: During the last decades, the strategic interaction between the monetary authority, i.e. the central bank, and the financial authority, i.e. the central government, has attracted the attention of many economic policymakers, in both developing and advanced countries. A method that plays an important role in the analysis of the strategic confrontation between these two institutions is analysis based on the game theory. This theory has wide applications in various branches of science, including economics, engineering, biology, political science, and military science. The behaviour of each person or player is not only affected by the individual's own decisions, but also it depends on the behaviour and decisions of other players.

The government aims to foster robust economic growth through budgetary expenses, while the central bank aims to maintain the stability of inflation through interest rate mechanisms. Studies show that the different goals of the central bank and the government are a challenge for the economic stability of a country. The optimal solution for officials is to coordinate their actions and decisions, because coordination improves the situation of the decision makers in both arenas. In Iran's economy, the issue of coordination or lack of it in the implementation of macroeconomic policies is of particular importance for monetary and financial authorities. Therefore, in this study, the interaction between these two groups of authorities is investigated through the game theory in normal forms.

Methodology: Regarding policy coordination between the government and the

[1]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economic, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran.
Email: d.mahmoudinia@vru.ac.ir
[2]. Associate Professor, Department of Mathematics, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran.
Email: foroutan@vru.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 262-306

central bank, there are two types of strategic interaction, which are very useful and important in the analysis of equilibrium solutions. One includes non-cooperative games between two officials, and the other includes cooperative games. The games in which joint action contracts are applicable are called cooperative games, but the games in which such joint actions are not possible and individual participants must be allowed to act in their own interests are called non-cooperative games.

To establish equilibrium in this game, three concepts are used, including Nash equilibrium, Berge equilibrium and Greedy Scaler equilibrium. In a Nash case, each player individually and self-interestedly seeks to maximize his profit. Conversely, in Berge equilibrium, players exhibit altruistic behaviours versus their opponents. In Greedy equilibrium, however, players engage in a semi-cooperative game, striving to advance their shared interests through the formation of coalitions. Also, the Prisoner's Dilemma has been investigated for the strategic confrontation of the two groups of policy makers. This game is a classic cooperation and choice problem based on the assumption of selfish human motives. Blinder (1983) designed a policy decision-making problem in the framework of the Prisoner's Dilemma.

Findings and discussion: The outcomes of this game reveal that, in a two-strategy situation, the Nash equilibrium occurs when both the government and the central bank adopt contractionary policy strategies. In this game, the economy does not enter into the prisoner's dilemma, but it is the Pareto optimal. Conversely, in the Berge equilibrium, the scenario arises where the government pursues an expansionary fiscal strategy while the central bank implements a contractionary monetary strategy. In addition, many situations of Greedy equilibrium include both Nash and Berge equilibria. The results for Iran's economy show that the implementation of a balanced and optimization Nash policy by the government and the central bank (contraction fiscal and monetary policy) brings the most benefits for the government. The implementation of an optimal Berge policy by the government and the central bank involves the most benefits for the central bank. However, the results show that, in the first scenario, based on the reviewed information, there are two Greedy equilibria, Nash equilibrium and Berge equilibrium. The first Greedy equilibrium corresponds to the Nash equilibrium, and the second one corresponds to the Berge equilibrium. Therefore, if the government and the central bank follow a semi-cooperative game, both Nash and Berge equilibria can be reached. The equilibrium extracted from the second scenario is more beneficial than the one from the first scenario. Also, in the semi-cooperative game, a more favourable balance can still be achieved. So, the government and the central bank seek the highest profit by forming a coalition and cooperating with each other.

During the first development plan, the Nash equilibrium brings the most economic growth for the government, and, during the third and fourth development plans, the central bank faces the lowest inflation in the Nash equilibrium. However, in the Berge balance, the government experiences the highest economic growth in the third development plan. In this situation, the central bank sees the lowest level of inflation

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 262-306

in both the third and fourth development plans. In addition, in the optimal Nash equilibrium, compared to the other equilibria, the government achieves the maximum result, and, in the optimal policy of the central bank, it will achieve the lowest inflation.

Conclusions and policy implications: It is suggested to the policymakers to pay attention to the type of game designed in adopting their policies. So, if these authorities seek to achieve a non-cooperative game, they should follow the strategy of contractionary monetary and financial policies. Also, to reach an altruistic equilibrium and mutual support, the central bank should follow a contractionary monetary policy, and the government should follow an expansionary fiscal policy. For future studies, it is suggested that the role of a third actor, such as speculators or parliament (legislature), be seen in the game between the government and the central bank.

Keywords: Game theory, Nash equilibrium, Berge equilibrium, Greedy equilibrium, prisoner's dilemma, monetary and financial policy

JEL Classification: O53, E6, E52, C71, C72.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۲۶۲-۳۰۶

تعادل نش، بِرگ و حریصانه در چارچوب بازی ترکیبی بین دو سیاست‌گذار پولی و مالی در فرم نرمال: کاربردی از بازی معمای زندانی

داود محمودی‌نیا*[۱]، داود فروتن‌نیا[۲]

دریافت: ۱۴۰۳-۰۲-۲۱ پذیرش: ۱۴۰۳-۰۵-۲۲

چکیده

در این مطالعه تعامل استراتژیک بین دو مقام پولی (بانک مرکزی) و مالی (دولت) در چارچوب نظریه بازی در فرم نرمال مورد برر سی قرار می‌گیرد. برای د ستیابی به تعادل در این بازی از سه مفهوم تعادلی در نظریه بازی از جمله تعادل نش، تعادل بِرگ و تعادل برداری حریصانه استفاده شده است. در تعادل نش هر بازیکن به طور فردی به دنبال حداکثر کردن سود خود است، اما در تعادل بِرگ بازیکنان یک رفتار نوع دوستانه (حمایت متقابل) را در مقابل رقیب خود اعمال می‌کنند و از طرف دیگر در تعادل برداری حریصانه بازیکنان وارد یک بازی شبه‌همکارانه می شوند. نتایج این بازی نشان می‌دهد که تعادل نش جایی ا ست که دولت و بانک مرکزی هر دو استراتژی سیاست انقباضی را دنبال می‌کنند. از طرف دیگر تعادل بِرگ جایی است که دولت استراتژی سیاست مالی انبساطی و بانک مرکزی استراتژی سیاست پولی انقباضی را دنبال می‌کنند و تعادل حریصانه شامل هم تعادل نش و هم تعادل بِرگ است. همچنین نتایج برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد که اجرای یک سیاست تعادلی و بهینه نش توسط دو سیاستگذار برای دولت بیشترین مطلوبیت را به همراه دارد و از طرف دیگر اجرای یک سیاست تعادلی و بهینه بِرگ توسط دولت و بانک مرکزی بیشترین پیامد را برای بانک مرکزی به همراه دارد. همچنین در این بازی‌ها اقتصاد وارد بازی معمای زندانی نمی‌شوند.

واژگان کلیدی: نظریه بازی، تعادل نش، تعادل بِرگ، تعادل حریصانه، سیاست پولی و مالی.

طبقه‌بندی JEL: C71،C72،E52 ،E6 ، O53

[۱]. نویسنده مسئول. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه ولی‌عصر(عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران d.mahmoudinia@vru.ac.ir

[۲]. دانشیار، گروه ریاضی، دانشگاه ولی‌عصر(عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران foroutan@vru.ac.ir

۱- مقدمه

در طی دهه‌های اخیر تعامل استراتژیک بین دو مقام پولی یعنی بانک مرکزی و مالی یعنی دولت مرکزی و همچنین درجه استقلال یا وابستگی بین این دو نهاد توجه بسیاری از سیاست‌گذاران اقتصادی چه در کشورهای درحال‌توسعه از جمله ایران و چه در کشورهای پیشرفته را به خود جلب کرده است (استاوسکا و همکاران[۱]، ۲۰۲۳؛ توکلیان و همکاران، ۱۳۹۸). یکی از روش‌هایی که نقش مهمی در تجزیه و تحلیل تقابل استراتژیک بین این دو نهاد ایفا می‌کند، به کارگیری روش تحلیلی بر اساس نظریه بازی[۲] است (آفونسو و همکاران[۳]، ۲۰۱۹؛ انجوردا و همکاران[۴]، ۲۰۱۶؛ ون‌آرله و همکاران[۵]، ۱۹۹۵). نظریه بازی کاربردهای گسترده‌ای در شاخه‌های مختلف از علوم از جمله اقتصاد، علوم مهندسی، زیست شناسی، علوم سیاسی، علوم نظامی و غیره دارد به طوری که رفتار هر فرد یا بازیکنان نه تنها متاثر از تصمیمات خود فرد است بلکه به رفتار و تصمیمات سایر بازیکنان نیز وابسته است. در چارچوب نظریه بازی سارجنت و والاس[۶] (۱۹۸۱) ادعا می‌کنند که در سیاست مالی همراه با کسری بودجه مزمن مقام پولی نمی‌تواند در بلندمدت کنترلی بر تورم داشته باشد. کیدلند و پرسکات[۷] (۱۹۷۷) مسئله ناسازگاری زمانی[۸] در سیاست‌گذاری دولت را مطرح کردند. بر اساس مطالعه استاوسکا و همکاران (۲۰۲۳) و کوتنر[۹] (۲۰۰۲) اهداف (و/یا ترجیحات) متفاوت بانک مرکزی و دولت چالشی در زمینه ثبات اقتصاد یک کشور است. راه حل بهینه برای مقامات این است که اقدامات و تصمیمات خود را هماهنگ کنند، زیرا هماهنگی وضعیت هر دو تصمیم گیرنده را

---

۱. Stawska et al. (2019)

2. Game Theory
3. Afonso et al. (2019)
4. Engwerda et al. (2013)
5. Van Aarle et al. (1995)
6. Sargent & Wallace (1981)
7. Kydland & Prescott (1977)
8. Time Inconsistency

ناسازگاری زمانی، به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن دولت یک نوع سیاست‌گذاری صلاحدیدی را به کار می‌گیرد و به دلیل عدم ترسیم اطلاعات آینده، نمی‌تواند به طور کامل اطلاعات سیاست‌های آتی را در اختیار کارگزاران اقتصادی قرار دهد.

9. Kuttner (2002)

بهبود می‌بخشد به گونه‌ای که هرچه اختلاف بین ترجیحات بانک مرکزی و دولت بیشتر باشد، ترکیب سیاست‌های اجرایی نامطلوب‌تر است.

با این حال در این تعاملات سیاست‌گذاران اقتصادی به دنبال پاسخ به این سوال هستند که تحت چه استراتژی و سیاست‌هایی، این بازیکنان می‌توانند با استفاده از ابزارهای سیاست‌های پولی و مالی، به دنبال نرخ‌های بهینه و مطلوب برای رشد اقتصاد و تورم باشند (استاوسکا و همکاران[1]، ۲۰۱۹؛ دیکسیت و لامبرتینی[2]، ۲۰۰۳). سیاست‌گذاران و اقتصاددانان تقریباً در تمامی کشورهایی که سیاست‌های پولی و مالی مستقلی را اجرا می‌کنند، معتقدند که کشورهای‌شان از کسری بودجه و نرخ‌های بهره واقعی بالا رنج می‌برند که این عوامل پیامدهایی از جمله از بین رفتن سطح مطلوب سرمایه‌گذاری خصوصی و رشد بلندمدت تولید بالقوه را به همراه دارد (نوردهاوس[3]، ۱۹۹۴). با این حال دستیابی به اهداف مدنظر مقامات پولی و مالی مستلزم استفاده از ابزارهای سیاستی مناسب و مطلوب جهت اثر بخشی بالای سیاست‌های پولی و مالی است اما رسیدن به این اهداف نیازمند هماهنگی میان دو سیاست‌گذار حوزه پولی و مالی است. کامینسکی و همکاران[4] (۲۰۰۴) نشان دادند که سیاست مالی در بسیاری از اقتصادهای درحال‌توسعه و نوظهور، با افزایش مخارج دولت در طول دوره رونق اقتصادی، از نوع سیاست‌های موافق چرخه‌ای[5] هستند. در این صورت بار تثبیت اقتصاد کلان بر دوش بانک مرکزی خواهد بود؛ که باید سیاست پولی بیش از حد انقباضی را اجرا کند. نرخ‌های بهره بالا و اثر برون رانی[6] ناشی از این ترکیب سیاست‌ها می‌تواند رشد اقتصادی بلندمدت را کاهش دهد. از سوی دیگر، شکست بانک مرکزی در پیگیری یک سیاست انقباضی مناسب

---

1. Stawska et al. (2019)
2. Dixit & Lambertini (2003)
3. Nordhaus (1994)
4. Kaminsky et al. (2004)
5. Procyclical

سیاست‌های موافق چرخه‌ای یا سیاست‌های مالی دوره ای زمانی است که دولت‌ها تصمیم می‌گیرند در دوره رونق مخارج دولت را افزایش دهند و مالیات‌ها را کاهش دهند، اما در دوران رکود، مخارج را کاهش دهند و مالیات‌ها را افزایش دهند.

6. Crowding out Effect

بر این اساس زمانی که اقتصاد در تعادل باشد، اگر افزایش مخارج دولت با افزایش در حجم پول دنبال نشود، منجر به افزایش نرخ بهره و در نتیجه کاهش سرمایه گذاری بخش خصوصی می‌شود.

اهداف تثبیت اقتصاد کلان را به خطر می‌اندازد (دمید[1]، ۲۰۱۸). در مباحث پیرامون مسئله انتخاب ترکیب سیاست پولی و مالی در ارتباط با استقلال بانک مرکزی دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. دیدگاه‌های موافق با اثربخشی بیشتر استقلال بانک مرکزی در مقابله با تورم، به تغییرپذیری کمتر تورم و همچنین تأثیر مثبت بر تولید اشاره داشت. اما مخالفان بیان می‌کنند که استقلال بانک مرکزی ممکن است مشکلات قطعی در هماهنگی سیاست پولی و مالی ایجاد کند و منشأ این مشکلات نیز در اهداف مختلف مقامات پولی و مالی و در ارزیابی‌های متفاوت از آثار بالقوه سیاست‌های کلان اقتصادی نهفته است.

در ارتباط با هماهنگی سیاستی بین دولت و بانک مرکزی دو تقسیم‌بندی بسیار مهم در این تعامل استراتژیک وجود دارد که در تجزیه و تحلیل راه‌حل‌های تعادلی بسیار مفید و حائز اهمیت است؛ یکی شامل بازی‌های غیرهمکارانه[2] بین دو مقام و دیگری شامل بازی‌های همکارانه[3] است (انجوردا و همکاران، ۲۰۱۳؛ دیکسیت و لامبرتینی، ۲۰۰۳؛ تابلینی[4]، ۱۹۸۶). بازی‌هایی که در آنها قراردادهای اقدام مشترک[5] قابل اجرا هستند، بازی‌های همکارانه نامیده می‌شوند اما بازی‌هایی که در آن‌ها چنین اقدامات مشترکی امکان‌پذیر نیست و باید به شرکت‌کنندگان فردی اجازه داده شود تا در راستای منافع خود عمل کنند، بازی‌های غیرهمکارانه گفته می‌شوند. توانایی در اجرای توافق‌ها، تجزیه و تحلیل بازی‌های همکارانه را بسیار متفاوت از بازی‌های غیرهمکارانه می‌کند و در هر مدل فرض بر این است که همه بازیگران مفهوم یکسانی از عقلانیت دارند که در بین مدل‌ها متفاوت است (کارمایکل[6]، ۲۰۰۵؛ دیکسیت و همکاران[7]، ۲۰۱۵).

بر اساس مطالعه نش[8] (۱۹۵۰، ۱۹۵۱) مفهوم راه حل در یک بازی غیرهمکارانه، دستیابی به تعادل نش در این نوع بازی‌ها است. به طوری که در این بازی‌ها فرض می‌شود بازیکنان خودخواه[9]

1. Demid (2018)
2. Non-Cooperative Game
3. Cooperative Game
4. Tabellini (1986)
5. Joint-Action Agreements
6. Carmichael (2005)
7. Dixit et al. (2003)
8. Nash
9. Selfish

و دنبال منافع شخصی خود هستند. از این رو در تعادل نش هیچ بازیکنی نمی‌تواند با تغییر یک طرفه استراتژی خالص یا ترکیبی خود، سود مورد انتظار خود را بهبود بخشد (کورلی[1]، ۲۰۱۷). با این حال تعادل نش ممکن در وضعیت‌های مختلف دارای جواب بهینه نباشد و از این رو در برخی بازی‌ها بهینه پارتو[2] نیست. به عنوان نمونه در بازی معمای زندانی[3] نشان داده می‌شود که رفتار خودخواهانه افراد که تعادل نش را به دنبال دارد ممکن است با منافع گروهی یا تیمی متضاد باشد و از این رو در این بازی هر بازیکن می‌تواند با همکاری پیامد بهتری را کسب کند و از این رو تعادل نش در این بازی بهینه پارتو نیست (چاکروارتی و همکاران[4]، ۲۰۱۵). کاربرد تعادل نش در بررسی چگونگی تصمیم‌گیری‌های سیاستی بین دولت و بانک مرکزی در مطالعات متعددی مورد بررسی قرار گرفته است (استاوسکا و همکاران[5]، ۲۰۱۹). از طرف دیگر برخی نظریه‌پردازان در نظریه بازی به دنبال مفهوم راه حلی متفاوت یا جایگزین در تعادل نش بودند که یکی دیگر از این تعادل‌ها مشهور به تعادل برگ[6] توسط ریاضیدانی به نام کلود برگ[7] (۱۹۵۷) معرفی شده است. این تعادل مبتنی بر مفهوم نوع دوستی ارائه شده است، به طوری که در تعادل نش بازیکنان به دنبال حداکثر کردن سود خود به طور فردی هستند، اما در تعادل برگ هدف هر بازیکن به‌حداکثر رساندن سود همه بازیکنان است (زاپاتا و همکاران[8]، ۲۰۲۴) و این مفهوم می‌تواند در تعیین تعادل استراتژی بهینه بین دو سیاست‌گذار پولی و مالی نقش مهمی داشته باشد. در این تعادل ما به دنبال پاسخ به این سوال هستیم که دو سیاست‌گذار پولی و مالی برای دستیابی به سطح اهداف از پیش تعیین شده آیا وارد یک رفتار نودوستانه یا ایثارگرانه بایکدیگر می‌شوند یا خیر؟ از طرف دیگر دسته‌ای از بازی‌های ترکیبی به شکل استراتژیک، با جنبه‌های بازی‌های غیرهمکارانه و همکارانه وجود دارد که به آن، بازی‌های شبه همکارانه[9] اطلاق می‌شود. این بازی‌ها ممکن است شامل مذاکره توسط بازیکنان یا داوری

1. Corley
2. Pareto Optimal
3. Prisoner's Dilemma
4. Chakravarty et al. (2015)
5. Stawska et al. (2019)
6. Berge Equilibrium
7. Claude Berge
8. Zapata et al. (2024)
9. Semi-Cooperative game

خارجی[1] باشند. نمونه اولیه چنین بازی توسط نش (۱۹۵۰) در نظر گرفته شد که راه حل منحصر به فردی را برای یک مسئله چانه زنی دو نفره به شکل استراتژیک با اطلاعات کامل ارائه می‌دهد. در ادامه راه حل‌هایی توسط برخی محققین از جمله کورلی[2] (۲۰۱۷) برای حل بازی‌های شبه همکارانه در چارچوب تعادل برداری حریصانه[3] ارائه شد. در این تعادل فرض بر این است که بازیکنان حریص و خواهان بالاترین بازدهی مشترک هستند که می‌تواند کاربردهای بسیار مهمی در تعامل بین دو بازیکن دولت و بانک مرکزی داشته باشد به طوری که در این بازی به دنبال پاسخ به این سوال هستیم که در یک بازی شبه همکارانه برای دستیابی به بالاترین اهداف دو سیاستگذار، دولت و بانک مرکزی چه استراتژی را اتخاذ خواهند کرد؟

در اقتصاد ایران نیز مسئله هماهنگی یا عدم هماهنگی در اجرای سیاست های کلان اقتصادی بین دو مقام پولی و مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از جمله مهمترین هدف دولت در اقتصاد ایران رسیدن به رشد اقتصادی با به کارگیری ابزار بودجه‌ای و مهمترین هدف بانک مرکزی نیز کنترل تورم با استفاده از ابزار سیاست‌های پولی است. با این حال عدم هماهنگی در اجرای سیاست-های پولی و مالی سبب تشدید بی‌ثباتی در متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تورم و رشد اقتصادی و عدم تثبیت بودجه بوده است. از این رو با توجه به این مباحث هدف این مقاله بررسی وضعیت تعادل در تقابل استراتژیک بین دولت و بانک مرکزی در اقتصاد ایران جهت رسیدن به اهداف سیاستی خود در چارچوب بازی‌های غیرهمکارانه و شبه همکارانه است و برای دستیابی به آن از سه تعادل نش، تعادل برگ و تعادل برداری حریصانه استفاده شده است، تا این مهم بررسی شود که در اقتصاد ایران چه تعادلی بین سیاست‌گذاران قابل دستیابی است و آیا تعادل از نوع منفعت طلبانه است یا ایثارگرانه؟ همچنین در این بازی‌ها مفهوم کارایی پارتو در چارچوب معمای زندانی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این بازی‌ها فرض می‌شود دو مقام دارای اهداف بلندمدتی در اقتصاد از جمله دستیابی به رشد بلندمدت و ثبات تورم هستند و برای این منظور از ابزارهای سیاستی نرخ بهره و کسری بودجه جهت اجرای سیاست‌های پولی و مالی انبساطی و انقباضی استفاده خواهند کرد.

---

1. External Arbitration
2. Corley
3. Greedy Scalar Equilibrium

همچنین برای تحلیل عددی این بازی از یک بازی استراتژیک در فرم نرمال استفاده‌شده است. در ارتباط با نوآوری این مطالعه باید بیان کرد که تا آنجا که توسط محققین این مطالعه بررسی شد، بازی‌های متعددی در ارتباط با تعامل بین دو سیاست‌گذار پولی و مالی در اقتصاد ایران مورد تحلیل قرار گرفته است (عرفانی و همکاران، ۱۴۰۱؛ محمودی‌نیا و همکاران، ۱۴۰۲؛ هاشم لو و همکاران، ۱۳۹۸؛منصوری و همکاران ۱۳۹۵؛ محمودی‌نیا و همکارن، ۱۳۹۶)، اما تحلیل این سبک از بازی در فرم نرمال و استراتژیک و تجزیه و تحلیل انواع تعادل‌ها از جمله تعادل نش، بِرگ و حریصانه برای اولین بار است که مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین در ارتباط با مطالعات خارجی نیز این مطالعه به بسط و توسعه مفهوم تعادلی در مطالعات ورونیچکا-لسیجویچ (۲۰۱۰)، و بنت و لویاز[1]، (۲۰۰۱) می‌پردازد. از این رو سازماندهی این مطالعه به این شکل است که در بخش بعدی ادبیات موضوع ارائه خواهد شد و سپس مدل پایه‌ای مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت. در ادامه تجزیه و تحلیل تجربی بررسی خواهد شد و بخش نهایی به جمع‌بندی و پیشنهادها اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع در ارتباط با نظریه بازی و انواع تعادل

در این بخش به بررسی ادبیات مربوط به نظریه بازی‌ها و مفهوم آن و همچنین در بخش‌های بعدی به تحلیل تعادل نش، تعادل بِرگ ، تعادل برداری حریصانه و بازی معمای زندانی پرداخته‌شده است، زیرا از این تعاریف برای بررسی تعادل در بازی سیاست‌گذاری پولی و مالی استفاده خواهدشد.

۲-۱- نظریه بازی

زندگی اجتماعی با طیف گسترده‌ای از همکاری‌ها و تضادها مواجه است که در قالب بازی شکل می‌گیرد. در این بازی بازیکنان زیادی وجود دارند که می‌توانند با هم همکاری و در کنار یکدیگر قرار گیرند و با پیچیده‌تر شدن این تعاملات اندیشمندان در شاخه‌های مختلف از علوم تلاش‌های قابل توجهی را برای درک این تضادها و همکاری‌ها شکل دادند و نظریه‌بازی قادر به پاسخ گویی و درک این سوالات است (محمودی‌نیا و همکاران، ۱۳۹۶). از دیدگاه راسموسن[2]

[1]. Bennett & Loayza (2000)
[2]. Rasmusen (2006)

(۲۰۰۶) نظریه بازی به اقدامات تصمیم‌گیرندگان مربوط می‌شود و این افراد از این موضوع آگاه هستند که اقداماتشان بر دیگر بازیکنان تأثیر می‌گذارد. از طرف دیگر نظریه بازی به استفاده از ابزارهای ریاضی برای مدل‌سازی و تحلیل موقعیت‌های تصمیم‌گیری در شرایط تعاملی[1] اشاره دارد که شامل چندین تصمیم‌گیرنده (به نام بازیکنان) با اهداف متفاوت هستند که در آن تصمیم هر فرد یا بازیکن بر نتیجه بازی همه تصمیم‌گیرندگان در بازی تأثیرگذار است (ماشلر و همکاران[2]، ۲۰۱۳). بر اساس مطالعه هوتز[3] (۲۰۰۶) مفهوم نظریه بازی زبان متعارفی برای فرمول‌بندی، ساختاربندی، تجزیه و تحلیل و درک سناریوهای متفاوت از استراتژی‌ها را فراهم می‌کند و به طور عموم به بررسی تقابل بین عوامل و تصمیم‌های آنان در موقعیت‌های تعاملی می‌پردازد.

پایه و اساس نظریه بازی توسط فن نیومن و مورگنسترن[4] (۱۹۴۴) در کتابی با عنوان « نظریه بازی و رفتار اقتصاد[5]» شکل گرفت، بعد از آن جان نش در چهار مقاله بنیادی با عنوان «بازی‌های غیرهمکارانه»، « بازی‌های همکارانه دو نفره»، « مسئله چانه‌زنی» و « نقطه تعادل در بازی‌های n نفره» در بین سال‌های ۱۹۵۰-۱۹۵۳ به توسعه این نظریه پرداخت. با این حال قبل از این افراد، در قرن ۱۸ام نظریه‌پردازانی همانند برنولی[6] در ارتباط با استراتژی مختلط، مونت مورت[7] در ارتباط با بازی شانس، والگریو[8] در ارتباط با بازی مینی -ماکس، کورنو[9] در ارتباط با انحصار چند جانبه و زرملو[10] در ارتباط با بازی شطرنج به بررسی دیدگاه‌های اولیه در ارتباط با نظریه بازی‌ها پرداختند (آزبورن[11]، ۲۰۰۲، محمودی‌نیا، ۱۴۰۲). همچنین در ارتباط با طراحی یک بازی استراتژیک به اجزایی شامل بازیکنان در بازی، استراتژی بازیکنان، وابستگی متقابل استراتژی، پیامدها (بردها)، تعادل در بازی و عقلانیت در بازی مورد نیاز است.

---

1. Interactive Decision Making
2. Maschler et al. (2013)
3. Hotz (2006)
4. Von Neumann & Morgenstern (1944)
5. Theory of Games and Economic Behavior
6. Bernoulli
7. Montmort
8. Walgrave
9. Cournot
10. Zerlmreo
11. Osborne (2002)

۲-۲. تعادل نش[1]

در نظریه بازی، تعادل نش که توسط جان نش[2] (۱۹۵۰) ارائه شد، راه حلی برای یک بازی است که دو یا چند بازیکن دارد، که در آن فرض می‌شود هر بازیکن استراتژی‌های تعادل سایر بازیکنان را می‌داند و هیچ بازیکنی با تغییر یک‌طرفه استراتژی خود سودی بدست نمی‌آورد. از این رو مفهوم تعادل نش اشاره به این دارد که هر بازیکن استراتژی را انتخاب می‌کند که سود خود را در برابر هر یک از استراتژی‌های رقبای خود به حداکثر می‌رساند و یا بهترین پاسخ را در برابر استراتژی انتخابی رقبای خود بر می‌گزیند؛ به‌عبارت‌دیگر تعادل نش شامل ترکیبی از استراتژی‌های بازیکنان است که بهترین واکنش نسبت به رقیب است و بازیکنان تمایلی به انحراف از آن ندارند (محمودی‌نیا، ۱۴۰۲). از این رو در شرایطی که بازیکن i فقط دو استراتژی در دسترس دارد، به حداکثر رساندن بازده به معنی انتخاب استراتژی است که بالاترین بازده را برای او به همراه دارد و استراتژی‌های رقبای او به‌عنوان پیش‌فرض در نظر گرفته می‌شود (اسپینولا-آردوندو و مونوز-گارسیا[3]، ۲۰۲۳). همچنین تعادل نش اغلب به عنوان یک تعادل[4] و گاهی اوقات به عنوان یک نقطه تعادل[5] نیز شناخته می‌شود و کاربرد این نظریه در بازی‌های غیرهمکارانه قابل توجه است.

با این حال، تعادل نش لزوماً به معنی بهترین بازده یا پیامد برای همه بازیکنان درگیر در بازی نیست. در بسیاری از موارد، همه بازیکنان ممکن است سود خود را بهبود بخشند، اگر بتوانند به نحوی بر روی استراتژی‌هایی متفاوت از تعادل نش توافق کنند: همانند بازی معمای زندانی که در ادامه به آن خواهیم پرداخت. بر اساس مطالعه آزبورن (۲۰۰۲) نظریه راه حلی در نظریه بازی دارای دو جزء است. ابتدا، هر بازیکن با توجه به تصورش نسبت به اقدام دیگر بازیکنان، اقدام و رفتار خود را بر اساس مدل انتخاب عقلایی[6] انتخاب می‌کند. ثانیاً، باور[7] هر بازیکن در مورد رفتار و عمل سایر بازیکنان صحیح است. این دو جزء در این تعریف قرار می‌گیرند:

---

1. Nash Equilibrium
2. John F. Nash (1950)
3. Espinola-Arredondo & Muñoz-Garcia (2023)
4. Equilibrium
5. Equilibrium Point
6. Rational Choice
7. Belief

«تعادل نش یک نمایه اقدام یا عمل a^* با این ویژگی است که هیچ بازیکن i نمی‌تواند با انتخاب یک عمل متفاوت از a_i^* در وضعیت بهتری قرار گیرد، با توجه به اینکه هر بازیکن دیگری j به a_j^* پایبند است».

از این رو ابتدا مفهوم یک بازی استراتژیک در تعریف (۱) و سپس تعادل نش در تعریف (۲) ارائه می‌شود:

تعریف(۱): با فرض اینکه یک بازی غیرهمکارانه در فرم استراتژیک برای استراتژی‌های خالص به صورت $G = \{I, (S_i), (u_i)\}$ تعریف شود که در این بازی تعداد بازیکنان برابر $I = \{1, \dots, n\}$ و S_i نشان‌دهنده مجموعه محدود از استراتژی‌ها (اقدامات) بازیکن i ام به طوری که $s = (s_1, \dots, s_n) \in S$ و $u_i(s)$ نیز نشان‌دهنده تابع مطلوبیت (تابع پیامد یا تابع سود) بازیکن i ام به طوری که ماتریس پیامد n تایی به صورت $u(s) = \{u_1(s), \dots, u_n(s)\}$ تعریف شود و همچنین با فرض اینکه تابع G یک تابع مطلوبیت انتقال‌پذیر[1] باشد، آنگاه تعادل نش را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

تعریف (۲): نمایه اقدام یا عمل s^* یک تعادل نش برای G است اگر و فقط اگر

$$u_i(s^*) = \max_{s_i \in S_i} u_i(s_i, s^*_{-i}), \forall\, i \in I. \qquad (۱)$$

این تعریف بر این موضوع دلالت ندارد که یک بازی استراتژیک لزوماً دارای تعادل نش است و یا این که حداکثر یک تعادل دارد. بلکه بازی‌های زیادی وجود دارد که فاقد تعادل نش یا دارای چند تعادل نش هستند. بر اساس این تعریف در یک تعادل نش، اگر بازیکن i از استراتژی خود منحرف شود، نمی‌تواند سود خود را بهبود بخشد (زاپاتا و همکاران، ۲۰۲۴).

۲-۳- تعادل بِرگ [2]

درک اولیه مفهوم راه‌حل تعادل بِرگ در کتابی که در سال ۱۹۵۷ توسط ریاضیدان کلود برگ[3] (۱۹۵۷) منتشر شد گنجانده شد که در آن مفهوم تعادل یک ائتلاف نسبت به ائتلاف دیگر

[1]. Transferable utilities
[2]. Berge Equilibrium
[3]. Claude Berge

ارائه شده است. ژوکوسکی[۱] (۱۹۸۵) با به کارگیری این مفهوم از منظر فردگرایانه، تعادل برگ-ژوکوفسکی[۲] را معرفی کرد و متعاقباً، وایسمن[۳] (۱۹۹۴) و وایسمن و ژوکوسکی[۴] (۱۹۹۴) مطالعه دقیق‌تری از تعادل برگ و ویژگی‌های آن انجام دادند و توصیف ریاضی دقیقی از این مفهوم را ارائه کردند. تعادل برگ در مقابل تعادل نش است و این تعادل می‌تواند به عنوان یک راه حل جایگزین زمانی که تعادل نش وجود ندارد یا زمانی که تعداد زیادی تعادل وجود دارد استفاده شود. بر اساس مطالعه ساویسکی و همکاران[۵] (۲۰۱۹) در حالی که تعادل نش مبتنی بر خودگرایی[۶] یا فردگرایی است یعنی هر بازیکن قصد دارد تا بازدهی خود را به حداکثر برساند، تعادل برگ بر اساس نوع-دوستی[۷] ارائه می‌شود به طوری که هدف هر بازیکن به حداکثر رساندن سود همه بازیکنان دیگر است. بر اساس مطالعه کولمن و همکاران[۸] (۲۰۱۱) تعادل برگ را می‌توان به‌عنوان دلالتی از جهت‌گیری ارزش اجتماعی نوع دوستانه نظریه وابستگی متقابل در نظر گرفت و در مقابل تعادل نش انعکاس دهنده‌ی جهت‌گیری فردگرایانه است.

به طور کلی تعادل برگ یک نمایه استراتژی خالص[۹] است که در آن هر $n-1$ بازیکن استراتژی‌هایی را انتخاب می‌کنند که بازده باقی‌مانده بازیکن را به حداکثر می‌رساند. در این تعادل هیچ تغییر یک‌جانبه استراتژی توسط بازیکن نمی‌تواند سود بازیکن دیگر را بهبود بخشد (کورلی، ۲۰۱۷). بر اساس تعریف (۱)، می‌توان مفهوم تعادل برگ از جنبه ریاضی را در تعریف (۳) ارائه کرد:

تعریف(۳): نمایه اقدام یا عمل s^* یک تعادل برگ برای G است اگر و فقط اگر

$$u_i(s^*) = \max_{s_{-i} \in S_{-i}} u_i(s_i^*, s_{-i}), \forall\, i \in I. \qquad (۲)$$

---

1. Zhukovskiy (1985)
2. Berge–Zhukovskiy equilibrium.
3. Vaisman (1994)
4. Vaisman & Zhukovskiy (1994)
5. Sawicki Et al.
6. Egoism
7. Altruism
8. Colman
9. Pure strategy profile

بر اساس این تعریف در تعادل برگ، با مشخص بودن وضعیت بازیکن i، اگر یک یا چند بازیکن به غیر از بازیکن i از استراتژی‌های خود منحرف شوند، آنگاه بازده بازیکن i بهبود نمی‌یابد (زاپاتا و همکاران، ۲۰۲۴).

۲-٤- تعادل حریصانه[1]

در حالت عمومی در یک تعادل برداری حریصانه فرض بر این است که بازیکن حریص است و خواهان بالاترین بازدهی مشترک است. به طوری که تعادل در این بازی از نوع بازی شبه‌همکارانه[2] است و از این رو به تعادل در این نوع بازی‌ها، تعادل شبه‌همکارانه حریصانه[3] نیز گفته می‌شود. همچنین بازی‌های شبه همکارانه بازی‌هایی هستند که هر دو خاصیت بازی‌های غیرهمکارانه[4] و بازی‌های همکارانه[5] را دارند (دوبنگ و کورلی[6]، ۲۰۲۲؛ کورلی[7]، ۲۰۱۷). تفاوت اساسی بین نظریه بازی‌های غیرهمکاری و همکارانه این است که بازی‌های غیرهمکارانه بر فعالیت‌هایی که افراد می‌توانند به تنهایی انجام دهند تمرکز می‌کند، در حالی که بازی‌های همکارانه بر آنچه گروه‌ها می‌توانند در صورت همکاری با یکدیگر انجام دهند، تمرکز دارند (دوبنگ و کورلی،۲۰۲۲). در تعریف دیگر در یک نگاه کلی بازی‌هایی که در آن توافقی بین بازیکنان در حین بازی انجام گیرد و آن توافق عملی و الزام‌آور باشد به عنوان بازی‌های همکارانه و اگر توافقی بین بازیکنان صورت نگیرد و این توافق عملی نباشد به عنوان بازی‌های غیرهمکارانه شناخته می‌شوند (محمودی‌نیا، ۱۴۰۲). با این حال بازی‌های شبه همکارانه ممکن است شامل مذاکره توسط بازیکنان یا داوری خارجی باشند. نمونه اولیه چنین بازی توسط نش (۱۹۵۰) بررسی شد که راه حل منحصر به فردی را برای یک مسئله چانه زنی دو نفره به شکل استراتژیک با اطلاعات کامل ارائه می‌دهد. در ادامه راه حل‌هایی توسط برخی محققین از جمله کورلی (۲۰۱۷) برای حل بازی‌های شبه همکارانه در

1. Greedy Equilibrium
2. Semi-Cooperative Game
3. Greedy Semi-Cooperative Equilibrium
4. Non-Cooperative Games
5. Cooperative Games
6. Dwobeng & Corley (2022)
7. Corley

چارچوب تعادل حریصانه ارائه شد. که در این تعادل فرض بر این است که بازیکنان حریص و خواهان بالاترین بازدهی مشترک هستند.

تعریف (٤): فرض کنیم که $G = \langle I, (S_i)_{i\in I}, (u_i)_{i\in I}\rangle$ یک بازی با n بازیکن باشد که در آن مجموعه بازیکن به صورت رابطه $I = \{1, \dots, n\}$ نشان داده می‌شود، و همچنین $S_i = \{s_i^1, \dots, s_i^{m_i}\}$ مجموعه محدود از استراتژی‌های خالص برای بازیکن i ام باشد به طوری که $m_i > 2$ و از طرف دیگر $u_i(s)$ نیز نشان‌دهنده مطلوبیت قابل انتقال[1] برای بازیکن i ام در بردار استراتژی $s = (s_1, \dots, s_n) = S$ را نشان دهد. همچنین $m_1 \times \dots \times m_n$ ماتریس از n تایی $\big(u_i(s), \dots, u_n(s)\big)$ برای تمامی $s \in S$ یک ماتریس پیامد[2] برای G نامیده می‌شود و یک بازی مشخص بر حسب ماتریس پیامد، به طور معمول به عنوان بازی در فرم نرمال[3] نامگذاری می‌شود. برای بازی G، فرض کنید که هر بازیکن حریص است و می‌خواهد تا جایی که ممکن است بازدهی بالایی داشته باشد. تابع مطلوبیت برداری $T_G: u(S) \to \mathbb{R}$ که توسط کورلی (۲۰۱۷) تعریف شده است را به صورت رابطه (۳) در نظر بگیرید:

$$T_G(u(s)) = \prod_{i\in I} \frac{1}{M_i - u_i(s) + 1}, s \in S \qquad (۳)$$

که در این معادله $M_i = \max_{s\in S} u_i(s)$ است. یک بردار استراتژی s^* یک تعادل برداری حریصانه برای G نامیده می‌شود اگر و فقط اگر s^* تابع $T_G(u(s))$ بر روی S را حداکثر کند. از معادله (۳)، یک تعادل برداری حریصانه از s^* این ویژگی را دارد که هر $u(s^*)$ تا حد امکان نزدیک به M_i متناظر است. علاوه بر این، کورلی (۲۰۱۷) اثبات کرد که در تعادل برداری حریصانه یک بیشینه پارتو[4] در تمام استراتژی‌های G وجود دارد.

---
[1]. Transferable Utility
[2]. Payoff Matrix
[3]. Normal-form Game
[4]. Pareto Maximal

۲-۵- بازی معمای زندانی و بهینه پارتو

بازی معمای زندانی[1] یک مسئله همکاری و انتخاب کلاسیک بر اساس فرض انگیزه‌های خودخواهانه انسانی است. این بازی یکی از بازی‌های کلاسیک است و توجه زیادی از سوی محققان در رشته‌های ریاضیات و اقتصاد در سراسر جهان به خود جلب کرده است (دنگ و دنگ[2]، ۲۰۱۵). این بازی توسط فلود[3] و دراشر[4] از شرکت راند[5] در سال ۱۹۵۰ ارائه شد. این نظریه بر این اساس است که دو جنابتکار برای ارتکاب به جرمی دستگیر می‌شوند و در اتاق‌های جداگانه تحت بازجویی قرار می‌گیرند. هر زندانی می‌تواند به جرم خود اعتراف کند و یا می‌تواند جرم خود را انکار کند. اگر هر دو انکار کنند به مدت یکسال زندانی می‌شوند، زیرا قاضی در مجرم بودن این افراد تردید دارد. اگر هر دو مجرم به جرم خود اعتراف کنند قاضی هیچ تردیدی در مجرم بودن آن‌ها ندارد و هر کدام پنج سال زندانی می‌شوند. اگر همچنین یکی انکار و دیگری اعتراف کند قاضی از جرم بازیکنی که اعتراف کرده، چشم پوشی می‌کند و به او حکم تعلیقی می‌دهد و دیگری که انکار کرده به ۱۰ سال زندان محکوم می‌شود (کارمایکل[6]، ۲۰۰۵؛ دیکسیت و همکاران[7]، ۲۰۱۵، محمودی نیا، ۱۴۰۲).

ماتریس ۱: بازی معمای زندانی

		بازیکن ب	
		اعتراف	انکار
بازیکن الف	اعتراف	-5,-5	0,-10
	انکار	-10,0	-1,-1

منبع: کارمایکل (۲۰۰۵)؛ دیکسیت و همکاران (۲۰۱۵)

در این بازی استراتژی {انکار، انکار} به استراتژی همکارانه معروف است و استراتژی {اعتراف، اعتراف} به استراتژی قصور[8] (خیانت) معروف است. به طوری که بازیکنان می‌توانند با

1. The Prisoners' Dilemma
2. Deng & Deng (2015)
3. Flood
4. Dresher
5. Rand
6. Carmichael (2005)
7. Dixit et al. (2015)
8. Defect Strategy

همکاری کردن به پیامد مطلوب‌تری دست یابند (زمان زندان این افراد کاهش می‌یابد). با این حال تعادل نش این بازی {اعتراف، اعتراف} است، زیرا بهترین پاسخ هر بازیکن به استراتژی رقیبش اعتراف است؛ با اینکه {انکار، انکار} پیامد مطلوب‌تری دارد و طول دوره زندانی کمتری برای مجرمین به ارمغان می‌آورد. از این رو این بازی به معمای زندانی معروف است. تعادل نش {اعتراف، اعتراف} بهینه پارتو[1] (کارآمد پارتو[2]) نیست، زیرا بازیکنان می‌توانند با تغییر استراتژی خود به سمت استراتژی {انکار، انکار} پیامد بهتری کسب کنند و از این رو استراتژی {اعتراف، اعتراف} به استراتژی ناکارآمد پارتو (عدم بهینه پارتو) معروف است. با این حال حتی اگر استراتژی همکارانه توسط دو بازیکن انتخاب شود، اما همچنان این استراتژی تعادلی نیست زیرا تعادل نش جایی است که دو بازیکن استراتژی خیانت را انتخاب می‌کنند.

از این رو بهینگی پارتو[3] یک مفهوم برجسته در نظریه بازی‌ها به ویژه در معمای زندانی است. هدف در این بازی دستیابی به همکاری متقابل بین دو بازیکن است، اما نتیجه مطلوب برای هر بازیکن خیانت به دیگری است. بهینه پارتو به نتیجه‌ای اشاره دارد که در آن هیچ یک از بازیکنان نمی‌توانند نتیجه خود را بدون کاهش نتیجه بازیکن دیگر بهبود بخشند. از این رو نمونه‌ای از بهینه بودن پارتو در معمای زندانی زمانی است که هر دو بازیکن همکاری کنند که منجر به کاهش مجازات برای هر دو می‌شود (کارمایکل، ۲۰۰۵). با این حال هر بازی در فرم زیر به عنوان یک بازی معمای زندانی در نظر گرفته می‌شود:

ماتریس ۲: بازی در فرم معمای زندانی

		بازیکن ب	
		خیانت	همکاری
بازیکن الف	خیانت	b, b	d, c
	همکاری	c, d	a, a

منبع: ورونیکا لچیویچ (۲۰۱۰) و یافته‌های پژوهش

[1]. Pareto Optimal
[2]. Pareto-Efficient
[3]. Pareto Optimality

که در اینجا فرض می‌شود که $d > a > b > c$ است. همچنین به پیامد a پیامد «پاداش[1]» گفته می‌شود و در صورت همکاری به دو بازیکن پرداخت می‌شود. به پیامد b پیامد «مجازات[2]» اطلاق می‌شود که در صورت خیانت دو بازیکن به آنان تعلق می‌گیرد. همچنین پیامد d، به پیامد «وسوسه[3]» معروف است که در صورت خیانت یک بازیکن به تنهایی دریافت می‌کند و در نهایت پیامد c به پیامد «احمق[4] (آدم ساده لو)» گفته می‌شود که در صورت همکاری یک بازیکن به تنهایی دریافت می‌کند.

بلایندر[5] (۱۹۸۳) در چارچوب بازی معمای زندانی، مسئله تصمیم‌گیری سیاستی را به شکل ماتریس (۳) طراحی کرد. در اینجا فرض می‌شود هر بازیکن تنها دو استراتژی سیاست انبساطی و انقباضی دارد و ارجحیت بازیکنان نسبت به استراتژی‌ها متفاوت است (۴ بالاترین ارجحیت و ۱ پایین‌ترین ارجحیت است). تمایل دولت اجرای سیاست پولی انبساطی برای رسیدن به بالاترین رشد اقتصادی درحالی‌که تمایل بانک مرکزی اجرای سیاست پولی انقباضی در جهت ثبات تورم است. با این حال بیشترین پیامد برای دولت و کمترین پیامد برای بانک مرکزی زمانی به دست می‌آید که دولت سیاست مالی انبساطی (پیامد ۴) و بانک مرکزی سیاست پولی انبساطی (پیامد ۱) را انتخاب کند. همچنین از آن جا که هدف بانک مرکزی کنترل و ثبات تورم است از این رو بهترین پیامد بانک مرکزی اجرای یک سیاست پولی انقباضی است.

ماتریس ۳: معمای زندانی در بازی دو سیاست‌گذار

بانک مرکزی / دولت	سیاست پولی انقباضی	سیاست پولی انبساطی
سیاست مالی انقباضی	4 / 1	3 / 3
سیاست مالی انبساطی	2 / 2	1 / 4

نکته: ارجحیت بازیکن به این شکل است ۴>۳>۲>۱

[1]. Reward
[2]. Punishment
[3]. Temptation
[4]. Sucker
[5]. Blinder

همچنین بالاترین پیامد بانک مرکزی زمانی استخراج می‌شود که بانک مرکزی سیاست پولی انقباضی (پیامد ۴) و دولت نیز سیاست مالی انقباضی (پیامد ۱) را اجرا کند. با این حال زمانی که دو بازیکن به طور مستقل از هم رفتار کنند تعادل نش جایی است که بانک مرکزی سیاست پولی انقباضی و دولت سیاست مالی انبساطی را انتخاب می‌کند و پیامد ۲ را هر بازیکن کسب خواهد کرد. زیرا بهترین پاسخ دولت به سیاست پولی انقباضی بانک مرکزی، انتخاب سیاست مالی انبساطی است و همچنین بهترین پاسخ بانک مرکزی به اجرای سیاست مالی انبساطی، انتخاب سیاست پولی انقباضی است. با اینکه این دو بازیکن با همکاری با یکدیگر و انتخاب سیاست مالی انقباضی توسط دولت و انتخاب سیاست پولی انبساطی توسط بانک مرکزی به پیامد بالاتر ۳ دست می‌یافتند. از این رو تعادل نش در بازی ارائه شده توسط بلایندر (۱۹۸۳) بهینه پارتو نیست و در چارچوب معمای زندانی قرار می‌گیرد.

۲- بازی بین دو سیاست‌گذار پولی و مالی در فرم نرمال

در این بخش بر اساس مطالعه ورونیچکا-لسیجویچ (۲۰۱۰؛ ۲۰۱۵)، و بنت و لویاز (۲۰۰۱) موضوع تجزیه و تحلیل بازی بین دو سیاست‌گذار پولی و مالی و ماهیت آن بر اساس جدول (۱) مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این بازی دو بازیکن وجود دارد یعنی $i = 1,2$ ؛ شامل مقام پولی (بانک مرکزی) و مقام مالی (دولت). این بازی یک بازی با جمع غیر صفر است و هر یک از بازیکنان به طور مستقل با در نظر گرفتن واکنش احتمالی بازیکن دیگر تصمیم می‌گیرد. همچنین برای هر بازیکن یک استراتژی خالص[۱] تعریف می‌شود. استراتژی‌های دولت سیاست‌های بودجه‌ای جهت رشد اقتصادی است که سیاست‌های بودجه‌ای انبساطی و انقباضی را شامل می‌شود و معیار ارزیابی و پویایی تغییرات در سیاست‌های مالی بر اساس تغییرات در نسبت سطح کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی است. این سیاست از سطح سیاست‌های انقباضی به سمت سیاست‌های انبساطی در حال تغییر است، به طوری که افزایش کسری بودجه نشاندهنده سیاست مالی انبساطی و کاهش آن نشاندهنده سیاست مالی انقباضی است. همچنین استراتژی‌های بانک مرکزی جهت تثبیت تورم نیز سیاست‌های انبساطی و انقباضی پولی است که معیار تغییرات این سیاست بر اساس تغییر در

[۱] Pure Strategies

ارزش نرخ بهره واقعی است. همچنین این سیاست نیز از سطح سیاست‌های انقباضی به سمت سیاست‌های انبساطی در حال تغییر است. افزایش نرخ بهره نشاندهنده سیاست پولی انقباضی و کاهش آن نشاندهنده سیاست پولی انبساطی است.

ماتریس ٤: ماتریس پیامد دو سیاستگذار برای انتخاب n استراتژی

مرکزی / بانک / دولت		سیاست های انقباضی ←		.....	→ سیاست های انبساطی
		استراتژی پولی C_1 (نرخ بهره R_1)	استراتژی پولی C_2 (نرخ بهره R_2)	.....	استراتژی پولی C_n (نرخ بهره R_n)
سیاست های انقباضی ↓	استراتژی مالی F_1 (کسری بودجه D_1)	π_{11} / G_{11}	π_{12} / G_{12}		π_{1n} / G_{1n}
	استراتژی مالی F_2 (کسری بودجه D_2)	π_{21} / G_{21}	π_{22} / G_{22}		π_{2n} / G_{2n}
	.....				
سیاست های انبساطی ↓	استراتژی مالی F_m (کسری بودجه D_m)	π_{m1} / G_{m1}	π_{m2} / G_{m2}		π_{mn} / G_{mn}

منبع: برگرفته از مطالعه ورونیچکا-لسیجویچ (۲۰۱۵) و بنت و لویزا (۲۰۰۰)

پیامد این بازی به این صورت است که هدف دولت دست‌یابی به بالاترین رشد اقتصاد (G) و هدف بانک مرکزی ثبات سطح قیمت‌ها (π) است. در این بخش پیامد G_{mn} برای دولت نشان‌دهنده آن است که دولت استراتژی مالی F_m و بانک مرکزی استراتژی پولی C_n را انتخاب می‌کند. همچنین پیامد π_{mn} نیز نشان‌دهنده بازده بانک مرکزی زمانی که دولت استراتژی مالی F_m و بانک

مرکزی استراتژی پولی C_n را انتخاب می‌کند. از طرف دیگر نماد D نشان‌دهنده نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی مربوط به استراتژی مالی است، در حالی که R نشان‌دهنده نرخ بهره واقعی است که به استراتژی پولی نسبت داده می‌شود. در این بازی فرض بر این است که مقامات مالی و پولی به طور مستقل تصمیم می‌گیرند و وضعیت دستیابی به تعادل نش، تعادل برگ و تعادل حریصانه در چنین بازی با انتخاب ترکیب خاصی از سیاست‌های بودجه‌ای و پولی مطابقت دارد.

برای تحلیل این بازی، وضعیتی را در نظر بگیرید که هر بازیکن دو استراتژی را انتخاب می کند: استراتژی سیاست انقباضی و دیگری استراتژی سیاست انبساطی. از این رو ماتریس (۴) را می‌توان به صورت ماتریس (۵) نشان داد. بانک مرکزی با هدف کاهش تورم (π)، بین سیاست پولی انقباضی که با نرخ بهره بالاتر (R_1) و سیاست پولی انبساطی که با نرخ بهره واقعی پایین‌تر (R_2) مشخص می‌شود یکی را در تصمیم‌گیری‌های بهینه خود انتخاب می‌کند. دولت نیز هنگام تصمیم گیری در مورد سیاست بودجه‌ای، بین یک سیاست انقباضی (D_1) با سطح پایین‌تر از کسری بودجه دولت، یا یک سیاست بودجه ای انبساطی (D_2) (با سطح کسری بودجه بالا) با هدف دستیابی به رشد واقعی بالاتر در اقتصاد یکی را انتخاب می‌کند.

جدول ۵: ماتریس پیامد بازی استراتژیک بین دولت و بانک مرکزی با دو استراتژی

بانک مرکزی / دولت		سیاست پولی انقباضی R_1	سیاست پولی انبساطی R_2
سیاست مالی انقباضی	D_1	π_{11} G_{11}	π_{12} G_{12}
سیاست مالی انبساطی	D_2	π_{21} G_{21}	π_{22} G_{22}

منبع: برگرفته از مطالعه ورونیچکا-لسیجویچ (۲۰۱۵) و یافته های پژوهش

همچنین در این بازی استراتژیک با توجه به تغییرات سیاست‌های مالی و پولی، دو فرض زیر را لحاظ می‌شود به طوری که Δ نشاندهنده عملیات تفاضل مرتبه اول است:

$$\Delta D = D_2 - D_1 > 0 \qquad (۴)$$

$$\Delta R = R_2 - R_1 < 0 \qquad (۵)$$

این فرض نشان‌دهنده طراحی جدول پیامد بازی است که بر اساس آن استراتژی‌های سیاست مالی و پولی را از سیاست‌های محدود کننده‌تر (سیاست انقباضی) به سیاست‌های گسترده‌تر (سیاست انبساطی) مرتب می‌کند، به طوری که افزایش انبساط سیاست مالی با افزایش کسری بودجه و افزایش انبساط سیاست پولی با کاهش نرخ بهره همراه است.

ماتریس (۵) را می‌توان بر اساس تغییر در مشتقات جزیی بین آثار نرخ بهره و کسری بودجه بر نرخ رشد اقتصادی و سطح تورم و با فرض الگوبرداری از یک مدل خطی به فرم ماتریس (۶) طراحی کرد. بر اساس این ماتریس، دستیابی به بالاترین رشد اقتصادی و یا پایین‌ترین سطح تورم وابسته به مشتقات جزیی این متغیرها نسبت به تغییرات نرخ بهره واقعی و کسری بودجه است.

ماتریس ٦: بازی بین دو سیاست‌گذار پولی با فرض آثار تغییرات نرخ بهره واقعی و کسری بودجه

دولت / بانک مرکزی		سیاست پولی انقباضی R_1	سیاست پولی انبساطی R_0
سیاست مالی انقباضی	D_1	π G	$\pi + \frac{d\pi}{dR}\Delta R$ $G + \frac{dG}{dR}\Delta R$
سیاست مالی انبساطی	D_0	$\pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D$ $G + \frac{dG}{dD}\Delta D$	$\pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D + \frac{d\pi}{dR}\Delta R$ $G + \frac{dG}{dD}\Delta D + \frac{dG}{dR}\Delta R$

منبع: برگرفته از مطالعه ورونیچکا-لسیجویچ (۲۰۱۰) و یافته‌های پژوهش

از این رو تعیین سطح بهینه تورم و رشد اقتصادی به مشتقات جزیی بر اساس روابط ماتریس (۶) وابسته است. این روابط را می‌توان با استفاده از روابط (۶) تا (۷) ارائه کرد. به طوری که وابسته به هر اقتصادی علامت‌های مشتقات جزیی قابل تفسیر و تغییر است.

$$\frac{dG}{dR} > 0 , \frac{dG}{dR} < 0 \quad (۶)$$

$$\frac{dG}{dD} > 0 , \frac{dG}{dD} < 0 \quad (۷)$$

$$\frac{d\pi}{dD} > 0 , \frac{d\pi}{dD} < 0 \quad (۸)$$

$$\frac{d\pi}{dR} > 0 , \frac{d\pi}{dR} < 0 \quad (۹)$$

همچنین بر اساس ماتریس (۶)، معادلات $\frac{dG}{dR}\Delta R$ و $\frac{dG}{dD}\Delta D$ به ترتیب نشان‌دهنده تغییر در نرخ رشد اقتصاد به دلیل تغییرات نرخ بهره و کسری بودجه و همچنین $\frac{d\pi}{dR}\Delta R$ و $\frac{d\pi}{dD}\Delta D$ نیز به ترتیب نشان‌دهنده تغییرات تورم به دلیل تغییرات در نرخ بهره و کسری بودجه است.

٤-تحلیل تعادل در بازی با دو استراتژی برای دو سیاست‌گذار

در این بخش در ابتدا سعی می‌شود تا برای اقتصادی ایران، علامت مربوط به مشتقات جزیی معادله‌های (۶) تا (۹) طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۰ بر اساس آمار و ارقام سایت بانک مرکزی ایران استخراج شود. از این رو در چارچوب رگرسیون حداقل مربعات معمولی، رگرسیون دو مرحله‌ای و رگرسیون گشتارو تعمیم یافته این ضرایب بر اساس معادله‌های (۱۰) تا (۱۳) ارائه شده‌اند. همچنین در ابتدا قبل از برآورد مدل، همبستگی بین متغیرها، آزمون‌های پایایی (تایید پایایی متغیرها در سطح) و آزمون VIF جهت همخطی بین متغیرها مورد بررسی قرار گرفت و از این رو صحت نتایج مورد تایید و جداول مربوط به آزمون‌ها در ضمیمه الف ارائه شد.

بر اساس معادله (۱۰) ارتباط بین نرخ رشد اقتصادی و نرخ بهره در سطح معنی‌داری بالایی مثبت و مستقیم است که این دیدگاه سازگار با الگوی مکینون- شاو است که بر اساس مطالعه فرای[۱] (۱۹۸۶) افزایش نرخ بهره و نرخ سود منجر به افزایش سطح پس‌انداز و تقاضای واقعی پول و در نتیجه افزایش واقعی اعتبار در اقتصاد می‌شود و این به نوبه‌ی خود منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و سرمایه‌گذاری در گردش و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین بر اساس معادله (۱۱) اثر کسری بودجه بر رشد اقتصاد منفی است که متناظر با دیدگاه سنتی کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها است به طوری که بر اساس این دیدگاه افزایش کسری بودجه و کاهش مالیات‌ها منجر به افزایش مصرف می‌شود که باعث می‌شود پس‌انداز بخش خصوصی متناظر با کسری بودجه افزایش نیابد که به‌نوبه خود سبب کاهش پس‌انداز ملی و در نتیجه رشد اقتصادی می‌شود. همچنین افزایش کسری بودجه می‌تواند استقراض از بانک مرکزی را به دنبال داشته باشد که نتیجه آن اثر منفی بر رشد

۱. Fry (1986)

اقتصادی است (مولایی و گلخندان، ۱۳۹۲). معادله (۱۲) ارتباط منفی بین تورم و نرخ بهره را تایید می‌کند. از آنجایی که نرخ بهره آثار چشمگیری بر تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی دارد از این رو به عنوان یک متغیر سیاستی مهم در اقتصاد کلان به شمار می‌رود. در یک دیدگاه نئوکلاسیکی افزایش نرخ بهره به عنوان یک سیاست پولی انقباضی می‌تواند منجر به کاهش سطح تورم در اقتصاد شود و از طرف دیگر افزایش نرخ بهره همراه با افزایش در سطح پس‌انداز خانوار نقش مهمی در افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد دارد که این موضوع می‌تواند افزایش سطح تولید در اقتصاد و در نتیجه کاهش سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال داشته باشد. در نهایت معادله (۱۳) نشان‌دهنده ارتباط منفی نرخ تورم و سطح کسری بودجه در اقتصاد است. با این حال در سطح معنی‌داری پایین این رابطه در اقتصاد ایران مورد تایید قرار گرفت. این نتایج شاید تایید دیدگاه کینزی باشد مبنی بر این که، آثار تورمی کسری بودجه مقام مالی بستگی به دوره‌های رکود یا رونق در اقتصاد دارد به طوری که زمانی که اقتصاد با رکود شدید مواجه است احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه کمتر و دوره‌ای که اقتصاد در شرایط رونق به سر می‌برد و اقتصاد در وضعیت اشتغال کامل قرار دارد احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه دولت بیشتر می‌شود.

$$G = \underset{(2/62)}{0/03} + \underset{(2/09)}{0/22}R + u\ , \qquad \frac{dG}{dR} > 0 \qquad (۱۰)$$

$$G = \underset{(3/11)}{0/04} - \underset{(-2/70)}{0/83}D + u\ , \qquad \frac{dG}{dD} < 0 \qquad (۱۱)$$

$$\pi = \underset{(19/1)}{0/12} - \underset{(-18/9)}{0/96}R + u\ , \qquad \frac{d\pi}{dR} < 0 \qquad (۱۲)$$

$$\pi = \underset{(10/1)}{0/22} - \underset{(-1/76)}{0/49}D + u\ , \qquad \frac{d\pi}{dD} < 0 \qquad (۱۳)$$

نتایج نشان می‌دهد که همگی ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دار هستند (آماره t در پرانتز مشخص شده است). در ادامه با توجه به علامت ضرایب استخراج شده و بر اساس ماتریس (۶)، برای بررسی وضعیت تعادل در بازی سیاست‌گذاری پولی و مالی بر اساس چهار سناریو اقدام می‌شود.

٤-١- تحلیل بازی در سناریوی اول

در اولین سناریو با توجه به ضرایب استخراج شده در بخش قبل فرض می‌شود که در سمت پیامد دولت، $\frac{dG}{dD}\Delta D$ – بزرگتر از $\frac{dG}{dR}\Delta R$ – و در سمت پیامد بانک مرکزی قدر مطلق $\frac{d\pi}{dD}\Delta D$ بزرگتر از $\frac{d\pi}{dR}\Delta R$ باشد. از این رو معادله (۱۴) به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$-\frac{dG}{dD}\Delta D > -\frac{dG}{dR}\Delta R \quad , \quad \left|\frac{d\pi}{dD}\Delta D\right| > \left|\frac{d\pi}{dR}\Delta R\right| \qquad (۱۴)$$

با توجه به این فرض در سمت مقام مالی بالاترین سلول مربوط به بالاترین رشد اقتصادی بر اساس معادله (۱۵) استخراج می‌شود و از این رو با توجه به ماتریس (۶) به بالاترین سلول رقم ۴ (نشان‌دهنده بالاترین رشد اقتصادی) و به پایین‌ترین سلول رقم ۱ (نشان‌دهنده پایین‌ترین رشد اقتصادی) اختصاص داده می‌شود و پیامد این بازی در ماتریس (۷) نشان داده می‌شود:

$$G > G + \frac{dG}{dR}\Delta R > G + \frac{dG}{dD}\Delta D > G + \frac{dG}{dD}\Delta D + \frac{dG}{dR}\Delta R \qquad (۱۵)$$

با توجه به هدف بانک مرکزی که رسیدن به پایین‌ترین سطح تورم است از این رو ترتیب ارجحیت بازده بانک مرکزی نیز بر اساس معادله (۱۶) مرتب می‌شود که به پایین تورم در سلول رقم ۴ و به بالاترین تورم در سلول رقم ۱ اختصاص داده می‌شود که در ماتریس (۷) این ارجحیت و رتبه‌بندی مشخص شده است:

$$\pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D < \pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D + \frac{d\pi}{dR}\Delta R < \pi < \pi + \frac{d\pi}{dR}\Delta R \qquad (۱۶)$$

با توجه به این فروض حال می‌توان بر اساس تعاریف (۱) تا (۴) سه تعادل را در این بازی استخراج کرد. در این بخش نحوه بدست آوردن تعادل‌ها به طور کامل مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و در سناریوی‌های بعدی، برای پرهیز از تکرار مجدد از توضیحات کامل خودداری می‌شود.

در ابتدا بر اساس ماتریس (۷) و جدول (۱) تعادل نش بررسی می‌شود. همان‌طور که بیان شد در تعادل نش هر بازیکن با دنبال کردن منفعت شخصی به دنبال بالاترین پیامد و مطلوبیت در بازی است. از این رو بر اساس ماتریس (۷) اگر دولت استراتژی D_1 را انتخاب کند در این صورت بهترین پاسخ بانک مرکزی انتخاب استراتژی R_1 است (زیرا پیامد ۲ بیشتر از پیامد ۱ است) و اگر دولت استراتژی D_2 را انتخاب کند در این حالت بهترین پاسخ بانک مرکزی همچنان استراتژی R_1 است (زیرا پیامد ۴ بیشتر از پیامد ۳ برای بانک مرکزی است). در مقابل اگر بانک مرکزی استراتژی R_1 را انتخاب کند در این وضعیت بهترین پاسخ دولت نیز استراتژی D_1 است (زیرا پیامد ۴ بیش از ۲

است) و اگر بانک مرکزی استرتژی R_2 را انتخاب کند بهترین پاسخ دولت استراتژی D_1 است (زیرا پیامد ۳ بیش از ۱ است). از این رو بهترین استراتژی مشترک دو سیاست‌گذار با توجه به بهترین پاسخ هر بازیکن به رقیبش، در سلولی انتخاب می‌شود که در آن استراتژی $\{D_1, R_1\}$ به ترتیب برای دولت و بانک مرکزی انتخاب می‌شود و از این رو همان‌طور که در جدول (۱) و ماتریس (۷) در سمت چپ مشخص است، تعادل نش این بازی $\{D_1, R_1\} = (4,2)$ است. در این وضعیت تعادل نش جایی است که دولت و بانک مرکزی هر دو استراتژی سیاست انقباضی را دنبال می‌کنند و در این حالت با در نظر گرفتن منفعت هر بازیکن به طور فردی، بازده دولت بیشتر از بازده بانک مرکزی است. از طرف دیگر اگر چه در این بازی معمای زندانی شکل نمی‌گیرد، اما استراتژی $\{D_1, R_1\}$ نسبت به سلول متقارن خود یعنی $\{D_2, R_2\}$ بهینه پارتو است زیرا در این وضعیت رشد اقتصادی بالاتری حاصل می‌شود اما با این حال تورم نیز در سطح بالاتری قرار دارد.

برای استخراج تعادل بِرگ، یادآور می‌شود که تعادل بِرگ یک نوع تعادل نوع دوستی و حمایت متقابل است. در این تعادل دولت با ثابت نگه داشتن استراتژی‌های خود این اجازه را به رقیب خود یعنی بانک مرکزی می‌دهد تا بهترین پیامد خود را با توجه به ثابت نگه داشته شدن استراتژی‌های دولت انتخاب کند. از این رو بانک مرکزی در استراتژی R_1 بین دو پیامد ۲ و ۴، پیامد ۴ را انتخاب می‌کند و در استراتژی R_2 بین دو پیامد ۱ و ۳، بازده ۳ را انتخاب می‌کند. حال نوبت به دولت است تا با ثابت نگه داشتن استراتژی‌های بانک مرکزی بهترین پیامد خود را انتخاب کند. از این رو در استراتژی D_1 دولت بین دو پیامد ۴ و ۳، پیامد ۴ را انتخاب می‌کند و در استراتژی D_2، بین دو پیامد ۲ و ۱ پیامد ۲ را انتخاب خواهد کرد. با توجه به ماتریس (۷) و جدول (۱) استراتژی تعادل بِرگ در این بازی $\{D_2, R_1\} = (2,4)$ که متفاوت از استراتژی تعادلی نش است. در تعادل استراتژی برگ دو بازیکن بازی را می‌گزینند که در آن دولت استراتژی سیاست مالی انبساطی و بانک مرکزی استراتژی سیاست پولی انقباضی را دنبال می‌کنند. در این حالت پیامد و منفعت بانک مرکزی بیشتر از دولت است. همچنین استراتژی $\{D_2, R_1\}$ نسبت به سلول متقارن خود یعنی $\{D_1, R_2\}$ بهینه پارتو است زیرا در این وضعیت سطح تورم پایین اما رشد اقتصادی نیز پایین‌تر است.

برای استخراج تعادل حریصانه یادآور می‌شود که تعادل حریصانه از نوع تعادل در بازی شبه همکارانه است به طوری که دو بازیکن با همکاری با یکدیگر سعی در انتخاب بالاترین پیامد ممکن

برای این ائتلاف را دارند. به عنوان نمونه بر اساس تعریف (۴) و معادله (۳) زمانی که دولت استراتژی D_1 و بانک مرکزی استراتژی R_1 را انتخاب کند در این وضعیت تعادل برداری حریصانه برابر است با: $T(u) = \{D_1, R_1\} = \frac{1}{4-4+1} \times \frac{1}{4-2+1} = 0/33$ و به همین روش برای سایر سلول‌ها داریم: $\{D_2, R_1\} = 0/33$، $\{D_1, R_2\} = 0/12$ و $\{D_2, R_2\} = 0/1$ و از این رو ما شاهد دو تعادل برداری حریصانه یعنی $\{D_1, R_1\} = 0/33$ و $\{D_2, R_1\} = 0/33$ در این بازی استراتژیک خالص هستیم.

ماتریس ۷: ماتریس پیامد و تعادل در سناریوی اول

دولت / بانک مرکزی	R_1	R_2
D_1	۲، ۴	۱، ۳
D_2	۴، ۲	۳، ۱

دولت / بانک مرکزی	R_1	R_2
D_1	نش و حریصانه	عدم تعادل
D_2	برگ و حریصانه	عدم تعادل

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱: پیامدهای بازی و تعیین تعادل در سناریوی اول

$$\begin{cases} \text{تعادل نش: } \{D_1, R_1\} = (4,2) \\ \text{تعادل برگ: } \{D_2, R_1\} = (2,4) \\ \text{تعادل حریصانه} = \begin{cases} \{D_1, R_1\} = 0/33 \\ \{D_2, R_1\} = 0/33 \\ \{D_1, R_2\} = 0/12 \\ \{D_2, R_2\} = 0/12 \end{cases} \rightarrow \{D_1, R_1\} = 0/33, \{D_2, R_1\} = 0/33 \end{cases}$$

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که در سناریوی اول بر اساس اطلاعات بررسی شده ما با دو تعادل حریصانه و یک تعادل نش و یک تعادل برگ مواجه هستیم به‌طوری‌که اولین تعادل حریصانه متناظر با تعادل نش و دومین تعادل حریصانه متناظر با تعادل برگ است. از این رو با دنبال کردن یک بازی شبه همکارانه توسط دولت و بانک مرکزی هر دو تعادل نش و برگ قابل دسترس است. از طرف دیگر دنبال کردن یک استراتژی استقلال بین دولت و بانک مرکزی پیامد بالاتری برای مقام مالی یعنی پیامد ۴ و دنبال کردن یک استراتژی نوع دوستانه بین دولت و بانک مرکزی پیامد بیشتری برای مقام پولی به دنبال دارد. از این رو استراتژی بهینه از نگاه دولت زمانی است که دولت و بانک مرکزی استراتژی سیاست مالی و پولی انقباضی را اجرا کنند و از دید بانک مرکزی استراتژی

بهینه ترکیبی بر اساس سیاست مالی انبساطی و سیاست پولی انقباضی اجرا شود که بر اساس یک نوع رفتار نوع دوستانه متقابل شکل می‌گیرد.

٤-۲- تحلیل بازی در سناریوی دوم

در این سناریو با توجه معادلات (۱۰) تا (۱۳) دو فرض دیگر ارائه می‌شود به طوری که بر اساس آن ما با سناریوی زیر روبرو هستیم:

$$-\frac{dG}{dD}\Delta D < -\frac{dG}{dR}\Delta R \quad , \quad \left|\frac{d\pi}{dD}\Delta D\right| < \left|\frac{d\pi}{dR}\Delta R\right| \tag{۱۷}$$

از این رو در سمت پیامدهای دولت و بانک مرکزی به ترتیب با نابرابری بر اساس معادله‌های (۱۸) و (۱۹) مواجه هستیم که نشان‌دهنده ترجیحات دولت و بانک مرکزی برای انتخاب رشد اقتصادی بالاتر و سطح تورم پایین است و این ارجحیت‌ها در ماتریس (۸) نشان داده می‌شود به طوری که به بالاترین رشد اقتصادی و پایین‌ترین تورم عدد ۴ و به پایین‌ترین رشد اقتصاد و بالاترین تورم رقم ۱ به ترتیب توسط مقام مالی و پولی اختصاص داده می‌شود:

$$G > G + \frac{dG}{dD}\Delta D > G + \frac{dG}{dR}\Delta R > G + \frac{dG}{dD}\Delta D + \frac{dG}{dR}\Delta R \tag{۱۸}$$

$$\pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D < \pi < \pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D + \frac{d\pi}{dR}\Delta R < \pi + \frac{d\pi}{dR}\Delta R \tag{۱۹}$$

بر اساس تحلیل ارائه شده و مشابه تجزیه و تحلیل ارائه شده در سناریو اول تعادل نش در این بازی برابر است با $\{D_1, R_1\} = (4,3)$ و تعادل برگ نیز برابر است با $\{D_2, R_1\} = (3,4)$ و همچنین دو تعادل حریصانه $\{D_1, R_1\} = 0/5, \{D_2, R_1\} = 0/5$ است.

تعادل استخراج شده در این بخش مشابه سلول‌ها در ماتریس (۷) در سناریوی اول است، اما تفاوتی که وجود دارد این است که در تعادل نش بانک مرکزی در سناریوی دوم پیامد بالاتری نسبت به سناریوی اول (۳ در مقابل ۲) کسب خواهد کرد و از طرف دیگر در تعادل برگ نیز در این سناریو مقام مالی پیامد بیشتری نسبت به سناریوی اول کسب می‌کند (۳ در مقابل ۲). همچنین پیامد حاصل از تعادل حریصانه در این سناریو در هر دو وضعیت بیش‌تر از سناریوی اول است (۰/۵ در برابر ۰/۳۳). همچنین دو تعادل نش و برگ نسبت به سلول‌های قرینه خود بهینه پارتو هستند به

طوری‌که در تعادل نش رشد اقتصادی بالاتر و تورم نیز پایین‌تر است و برای تعادل برگ نیز همین اتفاق رخ می‌دهد. از این رو می‌توان مشاهده کرد که تعادل استخراج‌شده نسبت به سناریو اول از منفعت بالاتری برخوردار است. همچنین در بازی شبه همکارانه همچنان تعادل مطلوب‌تر قابل دستیابی است. به‌طوری‌که دولت و بانک مرکزی با تشکیل ائتلاف و همکاری با یکدیگر، به دنبال بالاترین سود خود باشند.

ماتریس ۸: ماتریس پیامد و تعادل در سناریوی دوم

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	نش و حریصانه	عدم تعادل
D_2	برگ و حریصانه	عدم تعادل

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	۳ / ۴	۱ / ۲
D_2	۴ / ۳	۲ / ۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: پیامدهای بازی و تعیین تعادل در سناریوی دوم

$$\begin{cases} \text{تعادل نش}: \{D_1, R_1\} = (4,3) \\ \text{تعادل برگ}: \{D_2, R_1\} = (3,4) \\ \text{تعادل حریصانه} = \begin{cases} \{D_1, R_1\} = 0/5 \\ \{D_2, R_1\} = 0/5 \\ \{D_1, R_2\} = 0/08 \\ \{D_2, R_2\} = 0/08 \end{cases} \rightarrow \{D_1, R_1\} = 0/5, \{D_2, R_1\} = 0/5 \end{cases}$$

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که در سناریوی دوم نیز مجدد با دو تعادل حریصانه و یک تعادل نش و یک تعادل برگ مواجه هستیم به‌طوری‌که اولین تعادل حریصانه متناظر با تعادل نش است که دولت و بانک مرکزی استراتژی سیاست انقباضی را دنبال می‌کنند و دومین تعادل حریصانه متناظر با تعادل برگ است که در آن دو بازیکن استراتژی سیاست مالی انبساطی و سیاست پولی انقباضی را دنبال می‌کنند. از این رو با دنبال کردن یک بازی شبه همکارانه توسط دولت و بانک مرکزی هر دو تعادل نش و برگ قابل دسترس است. همچنین در تعادل نش این بازی، پیامد بانک مرکزی بالاتر از سناریوی اول است و همچنین در تعادل برگ نیز پیامد دولت بالاتر از سناریوی اول

است. همچنین تعادل حریصانه نیز در این سناریو پیامد بالاتری را نسبت به سناریوی اول ایجاد می‌کند. از این رو در این بخش نشان داده می‌شود که اگر حساسیت رشد محصول نسبت به نرخ بهره بیش‌تر از حساسیت رشد محصول نسبت به کسری بودجه و همچنین حساسیت نرخ تورم به نرخ بهره بیش از حساسیت نرخ تورم به کسری بودجه باشد از این‌رو در تعادل پیامدهای بهینه بازیکنان نسبت به سناریوی اول مطلوب‌تر است. در اینجا نیز استراتژی بهینه از نگاه دولت دنبال کردن یک بازی غیرهمکارانه زمانی است که دولت و بانک مرکزی استراتژی سیاست مالی و پولی انقباضی را اجرا کنند و از دید بانک مرکزی دنبال کردن یک بازی ایثارگرانه متقابل زمانی است که استراتژی بهینه ترکیبی بر اساس سیاست مالی انبساطی و سیاست پولی انقباضی اجرا شود.

٤-٣- تحلیل بازی در سناریوی سوم

در این سناریو فرض می‌شود که $-\frac{dG}{dD}\Delta D > -\frac{dG}{dR}\Delta R$ و $\left|\frac{d\pi}{dD}\Delta D\right| < \left|\frac{d\pi}{dR}\Delta R\right|$ است که به صورت معادله (۲۰) نشان داده می‌شود:

$$-\frac{dG}{dD}\Delta D > -\frac{dG}{dR}\Delta R \quad , \quad \left|\frac{d\pi}{dD}\Delta D\right| < \left|\frac{d\pi}{dR}\Delta R\right| \tag{۲۰}$$

از این رو در سمت پیامدهای دولت و بانک مرکزی به ترتیب با نابرابری بر اساس معادله‌های (۲۱) و (۲۲) مواجه هستیم که نشاندهنده ترجیحات دولت و بانک مرکزی برای انتخاب رشد اقتصادی بالاتر و سطح تورم پایین‌تر است که در ماتریس (۹) نشان داده می‌شود:

$$G > G + \frac{dG}{dR}\Delta R > G + \frac{dG}{dD}\Delta D > G + \frac{dG}{dD}\Delta D + \frac{dG}{dR}\Delta R \tag{۲۱}$$

$$\pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D < \pi < \pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D + \frac{d\pi}{dR}\Delta R < \pi + \frac{d\pi}{dR}\Delta R \tag{۲۲}$$

بر اساس تحلیل ارائه شده، تعادل نش در این بازی $\{D_1, R_1\} = (4,3)$ و تعادل برگ $\{D_2, R_1\} = (2,4)$ و تعادل حریصانه $\{D_1, R_1\} = 0/5$ است.

ماتریس ۹: ماتریس پیامد و تعادل در سناریوی سوم

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	۳ / ۴	۱ / ۳
D_2	۴ / ۲	۲ / ۱

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	نش و حریصانه	عدم تعادل
D_2	برگ	عدم تعادل

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳: پیامدهای بازی و تعیین تعادل در سناریوی سوم

$$\begin{cases} \text{تعادل نش: } \{D_1, R_1\} = (4,3) \\ \text{تعادل برگ: } \{D_2, R_1\} = (2,4) \\ \text{تعادل حریصانه} = \begin{cases} \{D_1, R_1\} = 0/5 \\ \{D_2, R_1\} = 0/33 \\ \{D_1, R_2\} = 0/12 \\ \{D_2, R_2\} = 0/08 \end{cases} \rightarrow \{D_1, R_1\} = 0/5, \end{cases}$$

تعادل نش استخراج شده در این سناریو همانند سناریوی دوم است و تعادل برگ در این سناریو نیز همانند سناریوی اول است. اما تفاوت قابل توجه مربوط به تعادل حریصانه است که در این سناریو ما تنها شاهد یک تعادل حریصانه نسبت به دو سناریوی دیگر هستیم و تعادل حریصانه متناظر با تعادل نش در این بازی است. از این رو پاسخ بازی شبه همکارانه با زمانی که دو سیاست‌گذار برای رسیدن به اهداف خود بازی منفعت جویانه و انفرادی را تشکیل می‌دهند یکی است. همچنین تعادل نش از نوع بهینه پارتو است.

٤-٤- تحلیل بازی در سناریوی چهارم

در این سناریو فرض می‌شود که $\left|\frac{d\pi}{dD}\Delta D\right| > \left|\frac{d\pi}{dR}\Delta R\right|$ و $-\frac{dG}{dD}\Delta D < -\frac{dG}{dR}\Delta R$ است که به صورت معادله زیر نشان داده می‌شود:

$$-\frac{dG}{dD}\Delta D < -\frac{dG}{dR}\Delta R \quad , \quad \left|\frac{d\pi}{dD}\Delta D\right| > \left|\frac{d\pi}{dR}\Delta R\right| \qquad (۲۳)$$

از این رو در سمت پیامدهای دولت و بانک مرکزی به ترتیب با نابرابری بر اساس معادله‌های (۲۴) و (۲۵) مواجه هستیم که نشان‌دهنده ترجیحات دولت و بانک مرکزی برای انتخاب رشد اقتصادی بالاتر و سطح تورم پایین است که در ماتریس (۱۰) از اعداد ۴ تا ۱ اولویت‌بندی شده‌اند:

$$G > G + \frac{dG}{dD}\Delta D > G + \frac{dG}{dR}\Delta R > G + \frac{dG}{dD}\Delta D + \frac{dG}{dR}\Delta R \quad (۲۴)$$

$$\pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D < \pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D + \frac{d\pi}{dR}\Delta R < \pi < \pi + \frac{d\pi}{dR}\Delta R \quad (۲۵)$$

در این بازی بر اساس تجزیه و تحلیل‌های انجام شده متناظر با سناریوی اول، تعادل نش در این بازی متناظر با سنایوی اول و برابر با $\{D_1, R_1\} = (4,2)$ و تعادل بِرگ نیز متناظر با سناریو دوم برابر با $\{D_2, R_1\} = (3,4)$ و همچنین تنها تعادل حریصانه در این بازی برابر با $\{D_2, R_1\} = 0/5$ است.

ماتریس ۱۰: ماتریس پیامد و تعادل در سناریوی چهارم

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	۲ / ٤	۱ / ۲
D_2	٤ / ۳	۳ / ۱

دولت	بانک مرکزی	R_1	R_2
D_1	نش	نش	عدم تعادل
D_2	بِرگ و حریصانه	بِرگ و حریصانه	عدم تعادل

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٤: پیامدهای بازی و تعیین تعادل در سناریوی چهارم

$$\begin{cases} \text{تعادل نش: } \{D_1, R_1\} = (4,2) \\ \text{تعادل بِرگ: } \{D_2, R_1\} = (3,4) \\ \text{تعادل حریصانه} = \begin{cases} \{D_1, R_1\} = 0/33 \\ \{D_2, R_1\} = 0/5 \\ \{D_1, R_2\} = 0/08 \\ \{D_2, R_2\} = 0/12 \end{cases} \rightarrow \{D_2, R_1\} = 0/5, \end{cases}$$

در این بازی نتایج نشان می‌دهد که تعادل حریصانه در چارچوب سیاست مالی انبساطی و سیاست پولی انقباضی متناظر با تعادل برگ در بازی است.

۵-تحلیل تعادل در بازی با سه استراتژی برای دو سیاست‌گذار

در این بخش تحلیل بازی در سه استراتژی برای دو مقام پولی و مالی دنبال می‌شود. در اینجا فرض می‌شود که دولت به دنبال اجرای سه استراتژی D_1، D_2 و D_3 است که D_1 شامل انقباضی‌ترین و D_3 نیز انبساطی‌ترین و D_2 حد وسط دو استراتژی است و از طرف دیگر بهترین پاسخ بانک مرکزی نیز در چارچوب سه استراتژی R_1، R_2 و R_3 شکل می‌گیرد که در آن R_1 شامل انقباضی‌ترین و R_3 انبساطی‌ترین و R_2 حد وسط دو استراتژی مقام پولی تعریف می‌شود. با ورود استراتژی سوم در بازی، ماتریس (۶) را می‌توان به صورت ماتریس (۱۱) نشان داد.

ماتریس ۱۱: بازی بین دو سیاست‌گذار پولی با فرض سه استراتژی

دولت \ بانک مرکزی		سیاست پولی R_1	سیاست پولی R_2	سیاست پولی R_3
سیاست مالی	D_1	π / G	$\pi + \frac{d\pi}{dR}\Delta R$ / $G + \frac{dG}{dR}\Delta R$	$\pi + 2\frac{d\pi}{dR}\Delta R$ / $G + 2\frac{dG}{dR}\Delta R$
سیاست مالی	D_2	$\pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D$ / $G + \frac{dG}{dD}\Delta D$	$\pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D + \frac{d\pi}{dR}\Delta R$ / $G + \frac{dG}{dD}\Delta D + \frac{dG}{dR}\Delta R$	$\pi + \frac{d\pi}{dD}\Delta D + 2\frac{d\pi}{dR}\Delta R$ / $G + \frac{dG}{dD}\Delta D + 2\frac{dG}{dR}\Delta R$
سیاست مالی	D_3	$\pi + 2\frac{d\pi}{dD}\Delta D$ / $G + 2\frac{dG}{dD}\Delta D$	$\pi + 2\frac{d\pi}{dD}\Delta D + \frac{d\pi}{dR}\Delta R$ / $G + 2\frac{dG}{dD}\Delta D + \frac{dG}{dR}\Delta R$	$\pi + 2\frac{d\pi}{dD}\Delta D + 2\frac{d\pi}{dR}\Delta R$ / $G + 2\frac{dG}{dD}\Delta D + 2\frac{dG}{dR}\Delta R$

منبع: یافته‌های پژوهش

در این ماتریس نیز بر اساس تغییر در مشتقات جزیی بین آثار نرخ بهره و کسری بودجه بر نرخ رشد اقتصادی و سطح تورم و با الگوبرداری از یک مدل خطی به تحلیل بازی خواهیم پرداخت. در ادامه تحلیل‌ها بر اساس سناریوهای ارائه شده در بخش قبل مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد، به طوری که دولت با توجه به استراتژی‌های پیش رو، به بالاترین رشد اقتصادی ارجحیت ۹ و به

پایین‌ترین رشد اقتصادی ارجحیت ۱ را نسبت می‌دهد و بانک مرکزی نیز به پایین‌ترین تورم رتبه ۹ و به بالاترین تورم رتبه ۱ را اختصاص خواهد داد.

همانند بخش قبل در اینجا چهار سناریو مطرح است، که به ترتیب در ماتریس‌های (۱۲) تا (۱۵) نشان داده می‌شود. فروض مربوط به هر ماتریس به ترتیب مشابه چهار سناریوی مطرح شده در مدل همراه با دو استراتژی است. در این بخش با توجه به فروض مربوط به سناریوی اول و بر اساس ماتریس پیامد (۱۲) تعادل نش جایی است که دولت استراتژی D_1 را انتخاب می‌کند و بانک مرکزی با انتخاب استراتژی R_1 به آن پاسخ می‌دهد یعنی جایی که $\{D_1, R_1\} = (9,4)$ و از طرف دیگر تعادل بِرگ جایی است که دولت استراتژی D_3 را انتخاب می‌کند و بانک مرکزی با انتخاب استراتژی R_1 پاسخ می‌دهد یعنی انتخاب استراتژی $\{D_3, R_1\} = (4,9)$. با این حال تعادل حریصانه در این بازی در دو سلول رخ می‌دهد که متناظر با استراتژی تعادلی نش و بِرگ هستند، یعنی $\{D_1, R_1\} = \{D_3, R_1\} = 0/16$. در اینجا نیز استراتژی بهینه از نگاه دولت دنبال کردن یک بازی خودخواهانه زمانی است که دولت و بانک مرکزی استراتژی سیاست مالی و پولی انقباضی را اجرا کنند و از نگاه بانک مرکزی دنبال کردن یک بازی ایثارگرانه متقابل زمانی که استراتژی بهینه ترکیبی بر اساس سیاست مالی انبساطی و سیاست پولی انقباضی اجرا شود.

ماتریس ۱۲: ماتریس پیامد و تعادل در سناریوی اول

بانک مرکزی / دولت	R1	R2	R3
D1	۴ / ۹	۲ / ۸	۱ / ۶
D2	۷ / ۷	۵ / ۵	۳ / ۳
D3	۹ / ۴	۸ / ۲	۶ / ۱

بانک مرکزی / دولت	R۱	R۲	R۳
D۱	نش و حریصانه	عدم تعادل	عدم تعادل
D۲	عدم تعادل	عدم تعادل	عدم تعادل
D۳	بِرگ‌و حریصانه	عدم تعادل	عدم تعادل

منبع: یافته‌های پژوهش

حال با توجه به ماتریس (۱۳) و فروض مربوط به سناریوی دوم به دنبال یافتن سه تعادل هستیم. تعادل نش جایی است که دولت استراتژی D_1 را انتخاب می‌کند و بانک مرکزی با انتخاب استراتژی R_1 به آن پاسخ می‌دهد یعنی $\{D_1, R_1\} = (9,6)$ که در این سناریو بانک مرکزی منفعت بیشتری

نسبت به سناریوی اول کسب می‌کند. از طرف دیگر تعادل برگ جایی است که دولت استراتژی D_3 را انتخاب می‌کند و بانک مرکزی با انتخاب استراتژی R_1 به آن پاسخ می‌دهد یعنی $\{D_3, R_1\} = (6,9)$. همچنین در این وضعیت ما با سه تعادل حریصانه در این بازی در سه سلول مواجه هستیم که دو مورد آن متناظر با استراتژی تعادلی نش و برگ و سومی جایی است که دولت D_2 و بانک مرکزی R_1 را انتخاب می‌کند یعنی $\{D_1, R_1\} = \{D_2, R_1\} = \{D_3, R_1\} = 0/25$. از این رو با انتخاب یک بازی شبه‌همکاری سه تعادل در این بخش قابل استخراج است.

ماتریس ۱۳: ماتریس پیامد و تعادل در سناریوی دوم

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2	R_3
D_1	۶ / ۹	۳ / ۷	۱ / ۴
D_2	۸ / ۸	۵ / ۵	۲ / ۲
D_3	۹ / ۶	۷ / ۳	۴ / ۱

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2	R_3
D_1	نش و حریصانه	عدم تعادل	عدم تعادل
D_2	حریصانه	عدم تعادل	عدم تعادل
D_3	برگ و حریصانه	عدم تعادل	عدم تعادل

منبع: یافته‌های پژوهش

در اینجا بازی بر اساس ماتریس (۱۴) و فروض مربوط به سناریوی سوم مسئله مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در این جا تعادل نش و تعادل حریصانه جایی است که دولت استراتژی D_1 را انتخاب می‌کند و بانک مرکزی با انتخاب استراتژی R_1 به آن پاسخ می‌دهد یعنی $\{D_1, R_1\} = (9,6)$ و مطلوبیت حاصل از تعادل حریصانه به میزان 0/25 است. از طرف دیگر تعادل برگ جایی است که دولت استراتژی D_3 را انتخاب می‌کند و بانک مرکزی با انتخاب استراتژی R_1 پاسخ می‌دهد یعنی $\{D_3, R_1\} = (4,9)$.

ماتریس ١٤: ماتریس پیامد و تعادل در سناریوی سوم

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2	R_3
D_1	۶ / ۹	۳ / ۸	۱ / ۶
D_2	۸ / ۷	۵ / ۵	۲ / ۳
D_3	۹ / ۴	۷ / ۲	۴ / ۱

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2	R_3
D_1	نش و حریصانه	عدم تعادل	عدم تعادل
D_2	عدم تعادل	عدم تعادل	عدم تعادل
D_3	بِرگ	عدم تعادل	عدم تعادل

منبع: یافته‌های پژوهش

حال با توجه به ماتریس (۱۵) و فروض مربوط به سناریوی چهارم تعادل نش جایی است که دولت استراتژی D_1 را انتخاب می‌کند و بانک مرکزی با انتخاب استراتژی R_1 به آن پاسخ می‌دهد یعنی $\{D_1, R_1\} = (9,4)$ و از طرف دیگر تعادل بِرگ و حریصانه جایی است که دولت استراتژی D_3 را انتخاب می‌کند و بانک مرکزی با انتخاب استراتژی R_1 پاسخ می‌دهد یعنی $\{D_3, R_1\} = (6,9)$. مطلوبیت حاصل از تعادل حریصانه برابر با $0/25$ است.

ماتریس ۱۵: ماتریس پیامد و تعادل در سناریوی چهارم

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2	R_3
D_1	۴ / ۹	۲ / ۷	۱ / ۴
D_2	۷ / ۸	۵ / ۵	۳ / ۲
D_3	۹ / ۶	۸ / ۳	۶ / ۱

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2	R_3
D_1	نش	عدم تعادل	عدم تعادل
D_2	عدم تعادل	عدم تعادل	عدم تعادل
D_3	بِرگ و حریصانه	عدم تعادل	عدم تعادل

منبع: یافته‌های پژوهش

٦- بررسی وضعیت تعادل بین دو سیاست‌گذار بر اساس شواهد اقتصاد ایران

در این بخش بر اساس ماتریس‌ها و ضرایب استخراج شده در بخش‌های قبلی، نتایج تعادلی بازی بین دو سیاست‌گذار پولی و مالی بر اساس داده‌های حقیقی اقتصادی ایران در طول شش برنامه توسعه بعد از انقلاب از سال ۱۳۶۸ تا سال ۱۴۰۰ مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای استخراج سه تعادل

نش، برگ و حریصانه ابتدا ماتریس پیامد در بازی بر اساس ماتریس (۱۶) تشکیل می‌شود. به این صورت که در هر برنامه توسعه انقباضی‌ترین و انبساطی‌ترین سیاست پولی و مالی توسط دو مقام دولت و بانک مرکزی شناسایی و سپس بر اساس ضرایب بدست آمده در معادله‌های (۱۰) تا (۱۳) مقادیر تعادلی رشد اقتصادی و تورم در هر برنامه توسعه بر اساس ماتریس (۵) استخراج می‌شود. نتایج حاصل از این ماتریس در ادامه ارائه‌شده است:

ماتریس ۱۶: ماتریس پیامد برنامه‌های توسعه ایران

الف-برنامه اول توسعه

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	۰/۲۱ / ۰/۰۵۹	۰/۲۴ / ۰/۰۵۲
D_2	۰/۱۹ / ۰/۰۲۴	۰/۲۲ / ۰/۰۱۷

ب- برنامه دوم توسعه

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	۰/۲۵ / ۰/۰۲۵	۰/۲۶ / ۰/۰۲۲
D_2	۰/۲۲ / -۰/۰۱۵	۰/۲۳ / -۰/۰۱۷

پ-برنامه سوم توسعه

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	۰/۱۴ / ۰/۰۵۷	۰/۱۵ / ۰/۰۵۴
D_2	۰/۱۲ / ۰/۰۲۷	۰/۱۳ / ۰/۰۲۴

ج-برنامه چهارم توسعه

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	۰/۱۴ / ۰/۰۴۷	۰/۱۸ / ۰/۰۳۸
D_2	۰/۱۲ / ۰/۰۰۵	۰/۱۶ / -۰/۰۰۳

چ-برنامه پنج توسعه

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	۰/۲۱ / ۰/۰۱۵	۰/۲۸ / -۰/۰۰۲
D_2	۰/۲۰ / ۰/۰۱	۰/۲۸ / -۰/۰۱

د-برنامه ششم توسعه

بانک مرکزی / دولت	R_1	R_2
D_1	۰/۳۵ / -۰/۰۱۰	۰/۳۶ / -۰/۰۱۲
D_2	۰/۳۴ / -۰/۰۱۰۵	۰/۳۵ / -۰/۰۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش

بر این اساس با توجه به این‌که هدف دولت در این بازی دستیابی به بالاترین رشد اقتصادی و هدف بانک مرکزی دستیابی به کمترین تورم است، سه تعادل نش، برگ و حریصانه مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین با توجه به این‌که در این ماتریس یک بازیکن به دنبال حداکثر کردن پیامد (دولت) و بازیکن دیگر به دنبال حداقل کردن پیامد (بانک مرکزی) است از این رو تعریف ارائه

شده برای تعادل‌برداری حریصانه در تعریف (۴) و معادله (۳) با فرض اینکه دولت بازیکن ۱ و بانک مرکزی بازیکن ۲ باشد به صورت زیر اصلاح می‌شود:

$$T_G(u(s)) = \frac{1}{M_1 - u_1(s) + 1} \times \frac{1}{u_2(s) - M_2 + 1} \quad (۲۶)$$

که در این معادله $M_1 = \max_{s \in S} u_1(s)$ و $M_2 = \min_{s \in S} u_2(s)$ است. نتایج حاصل از تعادل حریصانه بر اساس معادله (۲۶) در ماتریس (۱۷) نشان‌داده شده است:

ماتریس ۱۷: تعادل حریصانه برداری در هر بازی

الف-برنامه اول توسعه

دولت / بانک مرکزی	R_1	R_2
D_1	۰/۹۸	۰/۹۴
D_2	۰/۹۶	۰/۹۳

ب- برنامه دوم توسعه

دولت / بانک مرکزی	R_1	R_2
D_1	۰/۹۷	۰/۹۵
D_2	۰/۹۶	۰/۹۵

پ-برنامه سوم توسعه

دولت / بانک مرکزی	R_1	R_2
D_1	۰/۹۸۰	۰/۹۶
D_2	۰/۹۷	۰/۹۵

ج-برنامه چهارم توسعه

دولت / بانک مرکزی	R_1	R_2
D_1	۰/۹۸۰۳	۰/۹۳
D_2	۰/۹۶	۰/۹۱

چ-برنامه پنج توسعه

دولت / بانک مرکزی	R_1	R_2
D_1	۰/۹۹۰	۰/۹۱
D_2	۰/۹۹۵	۰/۹۰

د-برنامه ششم توسعه

دولت / بانک مرکزی	R_1	R_2
D_1	۰/۹۹۰	۰/۹۷
D_2	۰/۹۹۵	۰/۹۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از این جداول نشان می‌دهد که در تعادل نش دولت به دنبال دستیابی به یک سیاست مالی انقباضی است و بانک مرکزی نیز یک سیاست پولی انقباضی را دنبال می‌کند و در تعادل برگ نیز دولت یک سیاست مالی انبساطی و بانک مرکزی سیاست پولی انقباضی را دنبال می‌کند. همچنین بر این اساس در طول برنامه اول توسعه تعادل نش برای دولت بیشترین رشد اقتصادی را به همراه دارد و در طول برنامه‌های سوم و چهارم توسعه بانک مرکزی در تعادل نش با پایین‌ترین تورم مواجه است. همچنین در تعادل برگ نیز دولت در برنامه سوم توسعه با بیشترین رشد اقتصادی مواجه است و دراین وضعیت بانک مرکزی نیز هم در برنامه سوم توسعه و هم در برنامه چهارم توسعه با پایین‌ترین سطح از تورم مواجه است. همچنین در تعادل بهینه نش نسبت به سایر تعادل‌ها، دولت به بیشترین پیامد خود دست می‌یابد و در سیاست بهینه برگ بانک مرکزی به کمترین تورم دست پیدا خواهد کرد. از طرف دیگر تعادل حریصانه برداری نشان می‌دهد که در برنامه‌های پنجم و ششم اجرای سیاست مالی انبساطی به همراه اجرای سیاست پولی انقباضی بیشترین پیامد برای زمانی که دولت و بانک مرکزی یک بازی شبه همکارانه را در پیش می‌گیرند به ارمغان می‌آورد. با این حال این دو تعادل متناظر با تعادل نوع دوستانه برگ در بازی بین دو سیاست‌گذار است. همچنین در هیچ‌کدام از این بازی‌ها اقتصاد وارد یک بازی معمای زندانی نمی‌شود.

۷- جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها

نظریه بازی به بررسی رفتار و تعاملات استراتژیک بین n تصمیم‌گیرنده منطقی یا همان بازیکنان می‌پردازد که تصمیمات آنها بر یکدیگر تأثیر می‌گذارد و کاربرد این نظریه در اقتصاد کلان مدرن به ویژه در ارتباط با تقابل استراتژیک بین سیاست‌گذار پولی و مالی درخور توجه است. در این مطالعه تلاش شده است تا در یک بازی در فرم نرمال به دنبال پاسخ به این سوال باشیم که انواع تعادل بین دو مقام پولی و مالی با داده‌های اقتصاد ایران چگونه رقم می‌خورد و آیا این تعادل‌ها از نوع بازی معمای زندانی هستند یا خیر. در این بازی هدف دولت و بانک مرکزی به ترتیب رسیدن به بالاترین رشد اقتصادی و تثبیت تورم با استفاده از ابزارهای مالی (کسری بودجه) و پولی (نرخ بهره) است. تعادل‌های متفاوتی بررسی شده است که از جمله می‌توان به تعادل نش، تعادل برگ و تعادل حریصانه اشاره کرد. در تعادل نش هر بازیکن به طور انفرادی و منفعت‌جویانه به دنبال حداکثر

کردن سود خود است و از این رو بازیکنان وارد یک بازی از نوع غیرهمکارانه می‌شوند. اما در تعادل بِرگ بازیکنان یک رفتار نوع دوستانه را در مقابل رقیب خود اعمال می‌کنند و همچنین در تعادل برداری حریصانه بازیکنان وارد یک بازی شبه‌همکارانه می‌شوند و تلاش دارند تا با تشکیل ائتلاف با یکدیگر منافع مشترک خود را حداکثر کنند.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در بازی با دو استراتژی توسط دو مقام پولی و مالی، تعادل نش جایی است که دولت و بانک مرکزی هر دو استراتژی سیاست انقباضی را دنبال می‌کنند و در اکثر این موارد تعادل از نوع تعادل بهینه پارتو است اما بازی وارد یک معمای زندانی نمی‌شود. با این حال تعادل برگ در جایی رقم می‌خورد که دولت استراتژی سیاست مالی انبساطی و بانک مرکزی استراتژی سیاست پولی انقباضی را دنبال می‌کنند. با این حال در برخی از سناریوها پیامد بازیکنان بر اساس تعادل نش و برگ متفاوت است. از طرف دیگر در ارتباط با تعادل حریصانه می‌توان بیان کرد که در دو مورد از چهار سناریو تعادل حریصانه در برگیرنده هر دو تعادل نش و برگ است که نشان می‌دهد با دنبال کردن یک بازی شبه همکارانه توسط دولت و بانک مرکزی هر دو تعادل نش و بِرگ قابل دسترس است. سایر نتایج این بازی نشان می‌دهد که زمانی که حساسیت رشد اقتصادی به نرخ بهره بیشتر از حساسیت رشد اقتصادی به کسری بودجه و همچنین حساسیت تورم به نرخ بهره بیشتر از حساسیت تورم به کسری بودجه باشد، در این وضعیت در تعادل نش این بازی منفعت بانک مرکزی بالاتر و همچنین در تعادل برگ نیز پیامد دولت بالاتر از سناریوی اول است. همچنین تعادل حریصانه نیز در این سناریو پیامد بالاتری را نسبت به سناریوی اول دارد. در ادامه بازی با سه استراتژی نیز مورد بررسی قرار گرفت و پیامد این بازی بسیار مشابه با بازی با دو استراتژی بوده است. همچنین تحلیل وضعیت اقتصاد ایران نشان می‌دهد که اجرای یک سیاست تعادلی و بهینه نش توسط دولت و بانک مرکزی (سیاست مالی و پولی انقباضی) برای دولت بیشترین پیامد را به همراه دارد و همچنین اجرای یک سیاست تعادلی و بهینه برگ توسط دولت و بانک مرکزی بیشترین پیامد را برای بانک مرکزی به همراه دارد. از این رو به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود در اتخاذ سیاست‌های خود به نوع بازی طراحی شده توجه کنند به طوری که چنانچه این دو مقام به دنبال دستیابی به یک بازی غیرهمکارانه باشند باید استراتژی سیاست پولی و مالی انقباضی را دنبال کنند و برای رسیدن به یک تعادل نوع دوستانه و حمایت متقابل بانک مرکزی سیاست پولی

انقباضی و دولت سیاست مالی انبساطی را دنبال کند. برای مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود که نقش یک بازیگر سوم از جمله سفته‌بازان یا مجلس (قوه مقننه) در بازی بین دولت و بانک مرکزی دیده شود و سپس به بررسی حالت‌های مختلف تعادل در این بازی پرداخته شود. همچنین می‌توان تعادل را در وضعیت پیوسته برای استراتژی‌های بالا در بازی بین دو سیاست‌گذار تحلیل و ارائه کرد.

References

Afonso, A., Alves, J., & Balhote, R. (2019). Interactions between monetary and fiscal policies. *Journal of Applied Economics*, **22**(1), 132–151.

Bennett, H., & Loayza, N. (2001). Policy biases when the monetary and fiscal authorities have different objectives. *Economia Chilena*, **3(2),** 53-72

Berge, C. (1957). Théorie Générale des Jeux à n-Personnes [General Theory of n-person Games]. Paris: Gauthier Villars. http://numdam.org/item/MSM_1957_138_1_0.

Blinder, A.S. (1983). Issues in the Coordination of Monetary and Fiscal Policy. *NBER Working Papers 0982*, National Bureau of Economic Research, Inc.

Carmichael, F. (2005). *A Guide to Game Theory*. Harlow: Prentice Hall

Chakravarty, S. R., Mitra, M., & Sarkar, P. (2015). *A Course on Cooperative Game Theory*. Cambridge University Press: Cambridge.

Colman, A. M., Korner, T.W., Musy, O., & Tazda, T. (2011). Mutual support in games: some properties of Berge equilibria. *Journal of Mathematical Psychology*, **55**(2), 166–175.

Corley, H. W. (2017). Normative Utility Models for Pareto Scalar Equilibria in n-Person, Semi-Cooperative Games in Strategic Form. *Theoretical Economics Letters*, **7 (6)**, 1667-1686. https://doi.org/10.4236/tel.2017.

Demid, E. (2018). Fiscal and Monetary Policy: Coordination or Conflict?. *International Economic Journal*, **32**(4), 547-571. https://doi.org/10.1080/10168737.2018.1534133.

Deng, x., & Deng, J. (2015). A Study of Prisoner's Dilemma Game Model with Incomplete Information. *Mathematical Problems in Engineering*. http://dx.doi.org/10.1155/2015/452042

Dixit A., & Lambertini, L. (2003). Symbiosis of monetary and fiscal policies in a monetary union. *J Int Econ*, **60(2)**,235–247.

Dixit, A., Skeath, S., & Reiley, D. (2015). *Games of strategy*. W. W. Norton & Company: Fourth edition

Dwobeng, E., & Corley, H. (2022). Forming Coalitions in Normal-Form Games. *Theoretical Economics Letters*, **12(5)**, 1472-1488. https://doi.org/10.4236/tel.2022.125080

Engwerda, J. C., Bas Van Aarle, B., Plasmans, J., & Weeren, A. (2013). Debt stabilization games in the presence of risk premia. *Journal of Economic Dynamics & Control*, **37(12)**,2525–2546

Engwerda, J., Mahmoudini, D., & Dalali Isfahan, R. (2016). Government and Central Bank Interaction under Uncertainty: A Differential Games Approach. *Iranian Economic Review*, **20**(2),225-259.

Erfani, A., Talebbeydokhti, A., & Shahbazi, B. (2022). Strategic confrontation within monetary and financial authorities, and foreign exchange market participants in Iran: non-cooperative static games approach**.** *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, **30**(102), 217-253. (In Persian).

Espinola-Arredondo, A., & Muñoz-Garcia, F. (2023). *Game Theory: An Introduction with Step-by-Step Examples 1st ed*. Palgrave Macmillan.

Fry, M. J. (1986). Saving, Investment, Growth and the Cost of Financial Repression. *World Development*, **14**(3), 317-27.

Hashemlou, B., Haghighat, J., Sadeghi, H., Agheli, L., & Nobahar, E. (2020). Analyzing the Interaction between the Central Bank and the Plan and Budget Organization (A Case Study of Iran Using Game Theory)**.** *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, **27**(92), 133-175. (In Persian).

Hotz, G. (2006). *A short introduction to game theory*. https://www.theorie.physik.uni-muenchen.de/lsfrey/teaching/archiv/sose_06/softmatter/talks/Heiko_Hotz-Spieltheorie-Handout.pdf

Kaminsky, G., Reinhart, C., & Vegh, C. A. (2004). When it rains, it pours: Procyclical capital flows and macroeconomic policies. *NBER Macroeconomics Annual*, **19**, 16–41. https://www.nber.org/system/files/chapters/c6668/c6668.pdf

Kuttner, K. N. (2002). The Monetary Fiscal Policy mix: Perspectives from the U.S. Bank and Credit 11–12. https://www.researchgate.net/publication/254625058_The_Monetary-Fiscal_Policy_Mix_Perspectives_from_the_US

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, **85**(3), 473-491.

Mahmoudinia, D. (2023). *Introductory game theory (application in economics and other fields) first volume*. Vali-e- Asr University of Rafsanjan. (In Persian).

Mahmoudinia, D., Bakhshi Dastjerdi, R., & Jafari, S. (2018). Extraction of Optimal Fiscal and Monetary Policy Rules in Framework of Game Theory: Application of Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, **4**(15), 143-174. (In Persian).

Mansourin, N., Mosavi jahromy, Y., Abolhasani, A., & Shayegani, B. (2017). Analyzing the Relationship among Government, Central Bank and Speculators in Iran: Approach of Game Theory and Nash Equilibrium. *Journal of Economics and Modelling*, **7**(28), 139-167. (In Persian).

Maschler, M., Solan, E., & Zamir, S. (2013). *Game theory*. Cambridge, New York, Melbourne, Madrid, Cape Town,

Molaei, M., & Golkhandan, A. (2013). Long-Run and Short- Run Effects of Budget Deficit on Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Economic Strategy*, **2**(5), 95-115. (In Persian).

Nash, J. F. (1950). The bargaining problem. *Econometrica*, **18 (2)**,155-162.

Nash, J. F. (1951). Noncooperative games. *Annals of Mathematics*, **54(2)**,289-295.

Nordhaus, W. D. (1994). Policy Games: Coordination and Independence in Monetary and Fiscal Policies. *Brookings Papers on Economic Activity*, **25(2)**, 139-215.

Osborne, J. M (2002). *An Introduction to Game Theory*. Oxford University Press.

Rasmusen, E. (2006). *Games and Information: An Introduction to Game Theory*. Wiley-Blackwell

Sargent T., & Wallace N. (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5, 1-17. https://doi.org/10.1007/978-1-349-06284-3_2

Sawicki, P., Pykacz, J., & Bytner, P. (2019). Berge equilibria in n-person 2-strategy games. *Computer Science and Game Theory*. https://doi.org/10.48550/arXiv.1904.08228

Stawska, J., Malaczewski, M., & Szymańska, A. (2019). Combined monetary and fiscal policy: the Nash Equilibrium for the case of noncooperative game. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, **32**(1), 3554-3569.

Stawska, J., Malaczewski, M., Malaczewska, P., & Stawasz-Grabowska, E. (2023). The central bank or the government – who really dictates the terms of the policy-mix cooperation in economies with an independent monetary policy?, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, **36**(2), 2142258.

Tabellini, G. (1986). Money, Debt and Deficits in a Dynamic Game. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **10(4)**, 427-442.

Tavakolian, H., Taherpour, J., & Mohsenpour, F. (2019). Monetary and Fiscal Policy Interaction in Iran: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, **27**(90), 195-241. (In Persian).

Vaisman, K. S. (1994). The Berge Equilibrium for Linear-Quadratic Differential Games. The 3-rd International Workshop on Multiple Criteria Problems under Uncertainty, Orekhovo-Zuevo, Russia, 96.

Vaisman, K. S., & Zhukovskiy, V. (1994) The Berge Equilibrium under Uncertainty. The 3rd International Workshop on Multiple Criteria Problems under Uncertainty. *Orekhovo-Zuevo, Russia*, 97–98.

Van Aarle, B., Bovenberg, L., & Raith, M. (1995). Monetary and fiscal policy interactions and debt stabilization. *Journal of Economics*, **62**(2), 111–140.

Von Neumann, J., & Morgenstern, O. (1944). *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton University Press, Princeton, NJ.

Woroniecka-Leciejewicz, I. (2010) Decision interactions of the monetary and fiscal authorities in the choice of policy mix. *Journal of Organisational Transformation & Social Change*, **7**(2), 189-210.

Woroniecka-Leciejewicz, I. (2015). Equilibrium strategies in a fiscal-monetary game: a simulation analysis. *Operation research and decision*. DOI: 10.5277/ord150205

Zapata, A., Mármol, A. M., & Monroy, L. (2024). Berge equilibria and the equilibria of the altruistic game. *TOP*, **32**, 83-105. https://doi.org/10.1007/s11750-023-00659-3

Zhukovskiy, VI. (1985). Some problems of non-antagonistic differential games. In: Kenderov P (ed) Matematiceskie Metody v Issledovanii Operacij (Mathematical Methods in Operations Research) 103–195. Bulgarian Academy of Sciences, Sofia.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 307-335

Investigating the relationship and coordination between monetary and financial policies in the Iranian economy using the New Keynesian DSGE model

Hedayat Mehr Ali Tabar Firouzjah[*1], Javad Taherpour[2], Abbas Shakeri[3], Teymor Mohammadi[4]

Received: 01-12-2023 Accepted: 29-04-2024

Extended Abstract

Purpose: Validity of a policy to achieve the goal of sustainability is an important issue. Stability of expectations through monetary policy is successful when financial policies do not make expectations unstable. The coordination between monetary and financial policies is done at two different levels, firstly in the short term and in accordance with the conventional performance of monetary and financial policies, and secondly regarding the long-term effects of macroeconomics, which can affect the coordination of unadjusted policies. In the short term, coordination is a policy to achieve financial goals, including price stability. The main focus should be placed on monetary policies and government debt management. In the long term, the issue of policy coordination is adjusted based on how to design the structure of monetary and financial policies, which leads to maintaining the path of economic growth in a balanced way; that is, it controls inflation and provides financial conditions for sustainable growth. This indicates that the financial deficit should be limited to such an extent that the capital market can operate without disturbing the allocation of resources in the economy and bringing the need for the central bank. Considering the continuous budget deficit, one of the most important economic challenges in Iran is the dependence of the government budget on oil, because the more the dependence of the government budget on oil revenues and its influence on oil impulses, the more fluctuations in the demand of the entire economy. The importance of the mentioned issue stems from the fact that increasing government spending has been one of the

[1]. Corresponding Author. PhD student in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: h.m.firozja@atu.ac.ir
[2]. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: j.taherpour@atu.ac.ir
[3]. Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: a.shakeri@atu.ac.ir
[4]. Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: t.mohammadi@atu.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 307-335

ways to achieve greater economic growth in recent decades, but this has caused governments to face the problem of continuous budget deficits. On the one hand, the government's income has serious limitations due to the weakness of the tax system and some economic structural problems. On the other hand, the adoption of incorrect financial policies and lack of proper planning along with population growth lead to an increase in demand for public goods such as education and health. This has led to the increasing growth of government expenditures. The limitation of the government's resources and incomes causes a budget deficit, making governments borrow from the central bank to cover this deficit. The monetary authorities' reaction to this issue can be effective in the stability of economic policies.

Methodology: Monetary and financial policies have always been of interest to economists as tools to achieve macroeconomic goals. Of course, there have been fluctuations in focusing on the positive role of each of the economic policies in stabilizing economic fluctuations. The main goal of this research was to examine the relationship and coordination between monetary and financial policies in Iran's economy. For this purpose, the statistical information of the period 1989-2022 was used based on the frequency of the seasonal data. In order to model the interaction and relationship between monetary and financial policies in Iran, the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model was used.

Findings and discussion: Based on the results, the shock of monetary policies initially has a very decreasing effect on economic growth and consumption. From the fourth period onwards, however, the impact of monetary policy shocks on these two variables is positive. This can be due to the existence of unsupported monetary policies in the country and the resulting increase in inflation, which has a negative impact on consumption and economic growth. As a result of the monetary policy shock, the net investment increases sharply at first and reaches a maximum in the fourth period and then decreases with a downward trend. Therefore, due to the effects of inflation, monetary policies lead to the desire of households and companies to increase investment. In the case of government spending, the monetary policy shock increased the government spending sharply at first and, after six periods, it went through a relatively downward trend with a gentle trend. According to the results, financial policy shocks have first led to an increase in consumption and economic growth and finally to a decrease. As a result of the financial policy shock, the net investment decreases sharply until the sixth period and reaches zero. After that, it increases mildly. Also, in response to the financial policy shock, there is an increase in the inflation rate and the amount of money in response to the financial policy shock. This indicates the supremacy of financial policy over monetary policy in the country.

Conclusions and policy implications: In Iran, monetary and financial policies are always implemented by policymakers with the aim of creating economic growth and stability. But, unfortunately, there is always the issue of deviation from the goals and the undesirable and negative welfare and economic effects of applying such policies. It seems that most of these issues are due to paying attention to monetary and financial

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 307-335

goals separately rather than dealing with the interactions of those policies and, most importantly, recognizing the goal of preparing executive programs for these two areas. On the other hand, the dominance of financial policy and lack of attention to monetary and financial policy interactions have limited the power of the central bank to use monetary instruments to control inflation. It is necessary to study the interaction of monetary and financial policies, both from the point of view of economic considerations and with regard to the requirements of revising the implementation of those policies in terms of the negative effects on the economy caused by the implementation of wrong policies in the economy of Iran. According to the results, it is suggested to control the inflation rate and money growth in the country with the financial discipline of the government and the reduction of financing the government expenses from the area of money creation. In the end, non-violation of the announced policies by the policy makers will be the most important factor in reducing the financial indiscipline of the government.

Keywords: Monetary policy, financial policy, inflation, financial dominance, dynamic stochastic general equilibrium model.

JEL Classification: E52, O29, E32, E30, C30

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۳۰۷-۳۳۵

بررسی ارتباط و هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل DSGE کینزین جدید

هدایت مهرعلی تبار فیروزجاه*[۱]، جواد طاهرپور[۲]، عباس شاکری[۳]، تیمور محمدی[۴]

دریافت: ۱۴۰۲-۰۹-۱۰ **پذیرش:** ۱۴۰۳-۰۲-۱۰

چکیده

سیاست‌های پولی و مالی همواره به عنوان ابزارهایی برای رسیدن به اهداف کلان اقتصادی مورد توجه اقتصاددانان بوده است. البته نوسانات در تمرکز بر نقش مثبت هر یک از سیاست‌های اقتصادی در تثبیت نوسانات اقتصادی وجود داشته است. هدف اصلی مقاله حاضر بررسی ارتباط و هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران بود. برای این منظور از اطلاعات آماری بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۰ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده شده است. به منظور مدل‌سازی تعامل و ارتباط بین سیاست پولی و مالی در ایران از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استفاده شد. نتایج بدست آمده بیان‌گر این بود که شوک سیاست پولی و مالی اثرات مثبتی بر متغیرهای مصرف، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و تورم داشته و اثر این شوک‌ها در بلندمدت از بین رفته است. اما نکته قابل توجه این بوده که اثر سیاست پولی بر مالی ناچیز بوده است اما اثر شوک سیاست مالی بر پولی شدید بوده که بیان‌گر سلطه سیاست مالی بر سیاست پولی در اقتصاد ایران بوده است.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، سیاست مالی، تورم، سلطه مالی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: E52, O29, E32, E30, C30

[۱]. نویسنده مسئول. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران H.m.firozja@atu.ac.ir

[۲]. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران j.taherpour@atu.ac.ir

[۳]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران a.shakeri@atu.ac.ir

[۴]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران t.mohammadi@atu.ac.ir

۱- مقدمه

مهم‌ترین هدف سیاست اقتصاد کلان دستیابی به رشد اقتصادی پایدار با توجه به ثبات قیمت است. برای نیل به این هدف لازم است درجه بالایی از هماهنگی بین تصمیم‌گیرندگان در حوزه سیاست‌های پولی و مالی وجود داشته باشد. تأثیر سیاست پولی و مالی بر یکدیگر، بی‌تردید بستگی به چگونگی اثر متقابل سیاست‌های اتخاذ شده در این دو حوزه دارد (اوملاس و مار سلو[1]، ۲۰۱۱: ۲۵). فقدان هماهنگی بین مسئولان پولی و مالی موجب عملکرد ضعیف اقتصادی می‌شود که نتیجه این ناهماهنگی بروز ناپایداری در وضعیت متغیرهای اقتصادی در بلندمدت است. هماهنگی مؤثر سیاست‌های پولی و مالی برای پایداری سیاست‌ها در نظر گرفته می شود که برای نیل به این هدف یعنی پایداری مؤثر، هر یک از سیاست‌های پولی و مالی باید باثبات باشند و پایداری یکی به تنهایی و بدون پایداری دیگری کافی نخواهد بود (لوی و دنگ[2]، ۲۰۲۳: ۴۹).

معتبر بودن هر یک از سیاست‌های پولی و مالی در دستیابی به اهداف اقتصادی از قبیل کنترل تورم و رشد اقتصادی پایدار نیازمند ارزیابی اثرگذاری متقابل این سیاست‌ها است. در این زمینه توجه به ثبات و پایداری در انتظارات افراد بر اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی نقش مهمی دارد. ثبات و پایداری انتظارات از طریق سیاست پولی، زمانی موفقیت‌آمیز خواهد بود که سیاست‌های مالی این انتظارات را به سمت ناپایداری سوق ندهند. هماهنگی بین سیاست پولی و مالی در دو سطح متفاوت صورت می‌گیرد: اولاً در کوتاه‌مدت و متناسب با عملکرد متعارف سیاستی پولی و مالی و ثانیاً در خصوص اثرات اقتصاد کلان در بلندمدت که می‌تواند بر هماهنگی سیاست‌های تعدیل نشده تأثیر بگذارد. در کوتاه‌مدت هماهنگی سیاستی برای رسیدن به اهداف مالی از جمله ثبات قیمت است و مسائل اصلی در این دوره باید تمرکز بر روی سیاست‌های پولی و مدیریت بدهی دولت باشد. در بلندمدت مسئله هماهنگی سیاستی بر مبنای چگونگی طراحی ساختاری از سیاست‌های پولی و مالی تعدیل شده است که منجر به نگهداری مسیر رشد اقتصادی به صورت متوازن و متعادل می‌شود، یعنی تورم را کنترل کرده و شرایط مالی را برای رشد پایدار فراهم می‌سازد. این امر حاکی از آن است که کسری مالی باید به حدی محدود شود که بازار سرمایه بدون ایجاد اغتشاش در تخصیص منابع در اقتصاد و نیاز به بانک مرکزی بتواند عمل کند (الشاوربی و الموسالمی[3]، ۲۰۱۹: ۱۳۹).

---

[1]. Ornellas and Marcelo
[2]. Loi and Dang
[3]. Al-shawarby and El Mossallamy

مطابق الگوی IS-LM سیاست مالی تاثیر مستقیمی بر بازار کالا دارد در حالی که سیاست پولی بطور مستقیم بر بازار دارایی تاثیر می‌گذارد و از آنجایی که این دو بازار از طریق متغیرهای کلان اقتصادی یعنی نرخ بهره و سطح تولید با هم مرتبط هستند در نتیجه سیاست‌های پولی و مالی از طریق تاثیراتی که بر نرخ بهره و سطح تولید دارند با هم تعامل پیدا می‌کنند (تیموینه[1]، ۲۰۲۳: ۱۲).

با توجه به کسری بودجه‌های مداوم یکی از چالش‌های بسیار مهم اقتصادی در ایران وابستگی بودجه دولت به نفت است، زیرا هر چه وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی و تأثیرپذیری آن نسبت به تکانه‌های نفتی بیشتر باشد، نوسانات تقاضای کل اقتصاد نیز بیشتر خواهد بود. اهمیت موضوع ذکر شده از آنجایی نشات می‌گیرد که افزایش مخارج دولتی یکی از راهکارهای دستیابی به رشد اقتصادی بیشتر در دهه‌های اخیر بوده است، اما این مسئله سبب شده تا دولت‌ها با مشکل کسری بودجه‌ی مداوم مواجه شوند؛ زیرا از یک سو درآمد دولت به علت ضعف سیستم مالیاتی و برخی از مشکلات ساختاری اقتصادی با محدودیت‌های جدی روبه‌رو شده است و از سوی دیگر، اتخاذ سیاست‌های مالی نادرست و عدم برنامه‌ریزی صحیح همراه با رشد جمعیت، که به دنبال خود افزایش تقاضا برای کالاهای عمومی مانند آموزش و بهداشت را به دنبال دارد، منجر به رشد فزاینده‌ی مخارج دولتی شده است. لیکن محدودیت منابع و درآمدهای دولت موجب بروز کسری بودجه می‌شود که دولت‌ها در پی تامین این کسری به استقراض از بانک مرکزی می‌پردازند که واکنش مقامات پولی به این موضوع می‌تواند در پایداری سیاست‌های اقتصادی موثر باشد.

نوآوری مطالعه حاضر در بررسی میزان و شدت نوع هماهنگی و رابطه بین سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران است. علاوه بر این در این مطالعه با لحاظ قاعده سیاست پولی و مالی نسبت به مطالعات پیشین سعی در الگوسازی ارتباط این دو سیاست بوده که در مطالعات پیشین این رابطه از طریق در نظر گرفتن قاعده سیاستی برای هر دو بخش کمتر مورد توجه بوده است. بر این اساس مسئله اصلی مطالعه حاضر بررسی تعامل و هماهنگی بین سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران و واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی است.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در بخش اول به ارائه کلیات و مسئله

[1]. Tymoigne

مطالعه پرداخته شد. در بخش دوم به بررسی ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه شده است. در بخش چهارم یافته‌های تجربی ارائه شده است. در نهایت در بخش انتهایی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات اقدام می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- تعامل سیاست پولی و مالی

دستیابی به اهداف اقتصادی از جمله رشد اقتصادی، پایداری اشتغال و ثبات قیمت‌ها نیازمند هماهنگی میان سیاست‌های اقتصادی دولت‌هاست؛ چرا که سیاست‌های متخذه بر هم تاثیر گذاشته و ممکن است دارای آثار متناقض باشند به عنوان مثال اعمال سیاست‌های پولی انبساطی در بلندمدت آثار خود را در سطح عمومی قیمت‌ها گذارده و با کاهش نرخ ارز حقیقی، صادرات را تضعیف کند و از طرف دیگر سیاست کاهش ارزش پول ملی تقویت‌کننده صادرات است بنابراین با اعمال سیاست پولی صلاحدیدی و فعال، قطعاً آثار سیاست کاهش ارزش پول ملی خنثی خواهد شد و سیاست مالی نیز در صورت تامین مالی کسری بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی به افزایش عرضه پول انجامیده و آثار سوء بر صادرات دارد. هرچند آثار آن بر روی بخش حقیقی انکارناپذیر است (زارعی و همتی[1]، ۱۴۰۱: ۳۲).

اجرای موثر سیاست‌های پولی، مالی و ارزی نیازمند هماهنگی میان مقامات مربوطه است و در این شرایط است که اثرات سیاست‌ها می‌توانند دولت‌ها را به اهداف تعیین شده برسانند. این کارایی در هماهنگی کمک شایانی به حذف ناسازگاری زمانی در طراحی سیاست‌های پولی خواهد کرد. هر چند در این میان وجود درجه هماهنگی و ترتیبات نهادی و رویه‌ها و مجموعه قواعد بسیار حائز اهمیت است. قطعاً عدم وجود هماهنگی میان مقامات پولی و مالی و ضعف در هر یک از این مقامات، نتیجه‌اش عملکرد ضعیف دولت در عرضه اقتصاد خواهد بود بکارگیری یک سیاست ضعیف در هر طرف تاثیر به سزایی در طرف دیگر گذارده و بی‌ثباتی در اقتصاد را به همراه خواهد داشت.

هماهنگی میان سیاست‌های پولی و مالی به معنی نحوه تأثیر متقابل این سیاست‌ها بر متغیرهای

[1]. Zarei and Hemati

اقتصادی، برای اولین بار توسط سارجنت و والاس (۱۹۸۴) مطرح شد. از نظر آن‌ها سیاست پولی به تنهایی قادر به کنترل تورم نیست و نیازمند حمایت و همراهی سیاست مالی است. تعامل سیاست‌های پولی و مالی به دو صورت مستقیم و غیر مستقیم امکان‌پذیر است. برای مثال می‌توان به کسری بودجه دولت به عنوان اولین و مشهورترین تاثیر مستقیم سیاست مالی بر سیاست پولی اشاره کرد. روش اول تامین مالی کسری بودجه دولت از محل چاپ پول جدید است که یک سیاست پولی انبساطی است و منجر به فشارهای تورمی، کاهش ارزش واقعی پول، کسری تراز پرداخت‌ها و بحران‌های نقدینگی یا بانکی می‌شود. در روش دوم ممکن است، دولت کسری بودجه خود را به روش غیر پولی یعنی از کانال بازارهای پولی یا مالی، تامین کند که در این صورت رقابت دولت با بخش خصوصی بر سر منابع بانکی و مالی، منجر به افزایش قیمت‌ها در این بازارها و برون‌رانی بخش خصوصی اقتصاد می‌شود و این مسئله می‌تواند منجر به آسیب و مانع توسعه اقتصادی شود که یکی از اهداف مورد نظر بانک‌های مرکزی در هر کشور است. روش سوم تامین کسر بودجه دولتی استفاده از منابع مالی خارجی است که خود منجر به ریسک نرخ ارز و تراز تجاری می‌شود که دوباره برای بانک مرکزی نگران‌کننده است (انواری و همکاران[1]، ۱۳۹۷: ۵۸).

هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی بصورت موثر نیازمند در نظر گرفتن پایداری سیاست در شروع اجرای سیاست است. شرایط ضروری برای موثر بودن هماهنگی این است که هر یک از سیاست‌ها در مسیر پایدار قرار گیرند. حتی اگر سیاست‌گذاران با جدیت بحث هماهنگی را به پیش ببرند هماهنگی موفق نخواهد شد اگر در بین راه یکی از سیاست‌ها ناپایدار باشد از سوی دیگر موفقیت هماهنگی در سیاست‌ها نیازمند در نظر گرفتن تعدیلات در سیاست در طول میسر است (میهالجک[2]، ۲۰۲۱: ۴۲۰).

هماهنگی و تعامل بین سیاست پولی و مالی سازوکاری به منظور توضیح دهندگی اثربخشی هر یک از سیاست‌های ذکر شده بر متغیرهای کلان اقتصادی بوده است. در مدل‌های کینزی جدید فرض می‌کنند که واحدهای خرد اقتصادی آینده‌نگر بوده و درصدد بهینه‌سازی مخارج خود هستند. مدل‌های کینزی جدید دیدگاهی مشابه دیدگاه ریکاردویی در مورد سیاست مالی دارند. مطابق

1. Anvari et al.
2. Mihaljek

دیدگاه ریکاردویی تعادل بودجه دولت از طریق تعدیل مالیات‌ها همواره برقرار است حال آن‌که تابع مصرف قدیمی کینز بر این فرض استوار است که مصرف خانوارها از یک قاعده سر انگشتی با یک میل نهایی مصرف ثابت تبعیت می‌کند و مصرف‌کنندگان کینزی تمام درآمد خالص خود را بعد از کسر مالیات خرج می‌کنند. این در حالی است که مصرف‌کنندگان در مدل کینزی جدید مالیات‌ها و عایدات انتظاری را هم در هنگام اتخاذ تصمیمات مصرفی خود مد نظر قرار می‌دهند.

علاوه بر لحاظ انتظارات مبتنی بر دیدگاه ریکاردویی و غیر ریکاردویی که در بالا بدان اشاره شد، از جمله تحولات دیگری که در پیشرفت نظریات اقتصادی در مورد نقش سیاست‌های پولی و مالی در تحولات اقتصاد کلان بوجود آمده است، مسئله تثبیت قیمت‌ها است. مطابق دیدگاه پولیون، تثبیت تورم وظیفه و در توان یک بانک مرکزی مستقل است. این تحلیل جداگانه سیاست پولی از سیاست مالی به نظریه مقداری پول بر می‌گردد که تورم را یک پدیده پولی تلقی می‌کند (لوی و دنگ، ۲۰۲۳: ۵۰).

هر چند دیدگاه‌های مخالفی هم مانند تئوری مالی قیمت (FTPL) وجود دارند که بر نقش مهم سیاست مالی در تعیین تورم اقتصاد تاکید دارند. مطابق تئوری مالی قیمت، استقلال بانک مرکزی برای تثبیت تورم کافی نبوده و سیاست مالی هم در پویایی‌های تورم اقتصاد نقش ایفا می‌کند. در عمل تئوری مالی قیمت برای مدیریت بحران‌های ناشی از رکود اقتصادی، سیاست پولی را به عنوان یک ابزار در اختیار سیاست مالی صلاحدیدی توصیه می‌کند.

طبق دیدگاه ریکاردویی تغییرات در حجم یا نرخ رشد پول، دولت را مجبور می‌کند تا برای تعادل بودجه خود مالیات‌ها، مخارج یا بدهی خود را تغییر دهد. بر عکس در دیگاه غیر ریکاردویی که طرفدار سیاست مالی است، افزایش در بدهی دولتی در دوره جاری منجر به انتشار بیشتر پایه پولی در آینده می‌شود. در حالی که طبق دیدگاه ریکاردویی سیاست پولی می‌تواند بر تقاضا و قیمت‌ها اثر گذار باشد، دیدگاه غیر ریکاردویی نظری بر خلاف آن دارد (جعفری و همکاران[1]، ۱۳۹۷: ۱۶۸):

- سیاست مالی طبیعی که در یک اقتصاد متعادل اجرا می‌شود و در این حالت تمام مخارج دولتی از محل درآمدهای مالیاتی تامین می‌شود و بودجه در تعادل است.

[1]. Jafari et al.

– سیاست مالی انقباضی زمانی است که مخارج دولت از درآمدهای دولت بیشتر است و این سیاست برای جبران بدهی دولتی اتخاذ می‌شود.

– سیاست مالی انبساطی زمانی است که درآمدهای دولت مازاد بر مخارج دولتی است و تحت عنوان سیاست مالی تورم‌زا هم ازآن یاد می‌شود.

در طراحی و تعیین قاعده مالی نیز چهار دیدگاه کلی وجود دارد. اول، قاعده مالی مبتنی بر تعیین سقف و محدودیت در انباشت بدهی دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی است. دوم، قاعده حفظ توازن بودجه است که میزان کسری بودجه دولت را بر اساس چرخه‌های تجاری محدود می‌کند. سوم، قاعده تعیین سقف برای رشد مخارج دولت بر اساس رشد است که عموماً اقتصادی تعیین می‌شود. چهارم، قاعده تعیین سقف یا کف برای درآمدهای مالیاتی دولت است که یا بر اساس هزینه‌های دولت و یا نسبت به رشد و تولید ناخالص داخلی تعیین می‌شود. کارایی استفاده از هرکدام از این روش‌ها بستگی به وضعیت بودجه دولت دارد، اما روش اول که مبتنی بر تعیین سقف برای نسبت انباشت بدهی دولت به محصول ناخالص داخلی است بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرد (گیلک احمد آبادی و همکاران[1]، ۱۴۰۱: ۱۷۹).

۲-۲- مروری بر مطالعات پیشین

گروو و فورستی[2] (۲۰۲۳) به بررسی تعامل سیاست پولی و مالی پرداختند. در این مطالعه از یک مدل کینزی جدید استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده این بود که تحت شرایط سلطه مالی دولت میزان اعتبار و شهرت مقام پولی به شدت تحت تاثیر منفی قرار می‌گیرد.

دودج و اونتاریو[3] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری تعامل و ارتباط بین سیاست پولی و مالی در کشور مصر را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج بدست آمده بیان‌گر این بود که استقلال سیاست پولی منجر به کاهش در سلطه مالی شده و به تبع آن میزان اثربخشی سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد افزایش می‌یابد.

یوان و همکاران[4] (۲۰۲۲) ارتباط بین سیاست پولی و مالی را در کشور چین در دوران

---

1. Gilakahmadabadi et al.
2. Grauwe and Foresti
3. Dodge and Ontario
4. Yuan et al.

همه‌گیری کرونا مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از یک مدل خودرگرسیون برداری در بازه زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۰ استفاده شد. نتایج بدست آمده بیان‌گر این بود که سیاست پولی و مالی اثرات مثبتی بر بهبود وضعیت اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی در این کشور در این دوران داشته است.

تایر بیوکباساران و همکاران[1] (۲۰۲۰) به بررسی تعامل سیاست پولی و مالی در کشور ترکیه با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) پرداختند. در این مطالعه از اطلاعات آماری بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ استفاده شد. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیان‌گر این بود که سیاست پولی و مالی به شوک‌های عرضه و تقاضا واکنش مکملی از خود نشان می‌دهند.

کبی[2] (۲۰۱۲) به بررسی تعامل سیاست پولی و مالی در ترکیه پرداخت. در این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۲ استفاده شد. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیان‌گر این بود که سیاست‌گذار پولی واکنش بیشتری به شکاف تورم نسبت به شکاف تولید از خود نشان می‌دهد. علاوه بر این نتایج نشان داد که سیاست مالی واکنش خاصی به شکاف تولید ندارد.

کرسانوا و بلک[3] (۲۰۰۶) به بررسی تعاملات استراتژیک سیاست‌های پولی و مالی در انگلستان در چارچوب مدل کینزی جدید با فرض تعادل بودجه دولت می‌پردازند. بر مبنای یافته‌های ایشان در چارچوب سیاست‌گذاری مصلحتی، تحت رژیم‌های سیاست‌گذاری مختلف، مقدار رفاه متفاوت حاصل می‌شود. بر مبنای یافته‌های ایشان سیاست‌گذاران باید در رابطه با درجه انعطاف سیاست‌های خود به هنگام تغییر آن‌ها کاملا هماهنگ با هم عمل کنند، چنان‌چه یک سیاست‌گذار یک سیاست منعطف داشته باشد، دیگری هم باید همین‌گونه عمل کند. با افزایش دامنه نوسانات ابزارهای سیاست‌گذاری، رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد. این در حالی است که توجه به سیاست‌های گذشته توسط هر سیاست‌گذار و به عبارتی وابستگی تاریخی سیاست‌گذاران، رفاه را افزایش می‌دهد. همچنین بر مبنای یافته‌های ایشان، رویکرد سیاست‌گذاری مصلحتی با وجود یک بانک مرکزی حساس به تورم، رفاه را کاهش می‌دهد.

زارعی و همتی (۱۴۰۱) به ارزیابی هماهنگی سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران با رهیافت

---

1. Tayyar Büyükbaşaran et al.
2. Çebi
3. Kirsanova and Blake

تابع واکنش با ضرایب زمان متغیر پرداختند. در پژوهش حاضر به این پرسش پاسخ داده می‌شود که آیا سیاست‌های پولی و مالی در مواجهه با فشار تقاضا و شرایط تورمی با یکدیگر هماهنگ هستند؟ در راستای پاسخ به این پرسش، هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی ایران با استفاده از رهیافت تابع واکنش با ضرایب زمان متغیر در دوره زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۹۹:۴ مورد بررسی قرار می‌گیرد و در چارچوب نظریه بازی‌ها، تعادل نش، سناریوهای پیشاروی تعامل این دو سیاست در ماتریس ترکیب سیاست‌ها استخراج می‌شود. نتایج بیان‌گر آن است که طی دوره زمانی فصل چهارم ۱۳۷۰ تا فصل اول ۱۳۷۱ (دو فصل) و همچنین فصل اول ۱۳۹۰ تا فصل دوم ۱۳۹۰ (دو فصل) تنها دوره‌هایی بوده‌اند که سیاست‌گذاران پولی و مالی به طور هماهنگ اقدام به کاهش شکاف تورم مثبت کرده‌اند. همچنین، مقام‌های پولی و مالی نیز صرفاً در سه فصل ابتدایی ۱۳۸۵ و فصل دوم ۱۳۸۷ تا پایان ۱۳۸۸ (۷ فصل)، برای کاهش شکاف منفی به صورت هماهنگ واکنش پادچرخه‌ای داشته‌اند. بر اساس این نتایج و در چارچوب ماتریس ترکیب سیاست‌ها، بانک مرکزی ایران در بخش عمده‌ای از سال‌ها مطیع سیاست‌های مالی بوده است. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود برای برقراری هماهنگی بیش‌تر سیاست‌گذاران مالی و پولی، تعریف و تبیین برخی ترتیبات نهادی و چارچوب‌های قانونی در دستور کار قرار گیرد که از آن جمله می‌توان به پیاده‌سازی همزمان قواعد مالی و هدف‌گذاری تورم و تعیین چارچوب قانونی برای استقلال بانک مرکزی اشاره کرد.

گیلک حکیم‌آبادی و همکاران (۱۴۰۱) به سنجش اثر تعامل سیاست پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداختند. یکی از مهم‌ترین معیارها در سنجش اثر سیاست‌گذاری اقتصادی، چگونگی تعامل سیاست پولی و مالی و اثرگذاری این تعامل بر رشد اقتصادی است. نکته مهم در مطالعه تعامل میان سیاست‌های پولی و مالی، همکاری بین این سیاست‌ها در راستای تحقق اهداف رشد اقتصادی است. بر این اساس، این مطالعه با در نظر گرفتن تعامل سیاست‌های پولی و مالی در دوره‌های مختلف اقتصاد ایران با استفاده از روش TVP-VAR که می‌تواند آثار تغییرات سیاست‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان را در طول زمان ارزیابی کند، به مطالعه اثر شوک سیاست‌های پولی و مالی بر تورم و تولید ناخالص داخلی در دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ پرداخته است. نتایج به دست آمده نشان داد که اندازه اثر سیاست مالی بر رشد تولید ناخالص داخلی در مقایسه با سیاست پولی بیشتر است. تجزیه و تحلیل تعامل سیاست‌های پولی و مالی دو نتیجه مهم را نشان می‌دهد. اول اینکه،

افزایش بدهی دولت به دلیل اثر پایدارتر و گسترده‌تر، اثر بزرگ‌تری در مقایسه با شوک سیاست‌های پولی بر رشد تولیدات و افزایش نقدینگی دارد. دوم، سیاست پولی می‌تواند سبب ایجاد تورم‌های ماندگارتر شود. مهم‌ترین توصیه سیاستی این پژوهش این است که با توجه به نقش مسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی، ضروری است که سیاست‌گذار پولی توجه کافی داشته باشد که بانک مرکزی از چارچوب قاعده‌مند برای سیاست‌گذاری پولی با هدف کنترل تورم استفاده کرده و از هدف اصلی خود یعنی کنترل تورم و حفظ رشد اقتصادی باثبات دور نشود.

توکلیان و همکاران[1] (۱۴۰۱) در تحقیقی به مدل‌سازی اثرات تکانه‌های قیمت نفت و ارتقای تکنولوژی تولید آن بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران با رویکرد DSGE پرداختند. طبق نتایج این تحقیق، هر دو تکانه اثر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری نفتی، اشتغال، مخارج دولت و مصرف داشته و در مقابل، سرمایه‌گذاری و GDP غیر نفتی را کاهش داده است. در نتیجه درآمدهای نفتی حاصل از این دو تکانه، نه تنها در جهت تقویت بخش غیر نفتی نبوده، بلکه موجب تضعیف آن نیز شده است. همچنین اثر تکانه قیمت نفت بر تولید و صادرات نفت منفی بوده، حال آن‌که تکانه تکنولوژی بر این متغیرها اثر مثبت داشته است.

توکلیان و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی هماهنگی و اثر متقابل سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید تعدیل‌یافته پرداختند. این بررسی در چارچوب نظریه بازی‌ها، بازی تعادل نش و بازی اشتاکلبرگ انجام؛ و با استفاده از رویکرد بیزی برآورد شد. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که بهترین شرایط رفاهی در صورت همکاری دو سیاست‌گذار و لحاظ وزن بیشتر به تورم رخ خواهد داد و در کل این رویکرد زیان پایین‌تری را نسبت به شرایط دیگر به همراه خواهد داشت.

جعفری و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی تعاملات سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران پرداختند. این بررسی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای کینزی با فرض چسبندگی قیمت‌ها و بازار رقابت ناقص انجام گرفت. رفتار سیاست‌گذاران پولی و مالی با استفاده از بهینه‌سازی و در قالب نظریه بازی‌ها و تعریف توابع هدف و قیود پیش روی سیاست‌گذاران استخراج شد. برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش‌برآورد بیزی و با استفاده از نرم‌افزار داینر تحت نرم افزار متلب

[1]. Tavakolian et al.

انجام گرفت. بر مبنای یافته‌های تحقیق، سیاست مالی رفتاری موافق ادوار تجاری دارد در حالی که سیاست پولی رفتاری ضد ادواری دارد. همچنین طبق یافته‌های تحقیق، فرضیه سلطه سیاست‌گذار مالی بر پولی در ایران تائید می‌شود. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، بانک مرکزی بیشتر بر تثبیت تورم و دولت بر تثبیت همزمان تولید و تورم متمرکز است. مطابق یافته‌ها، سیاست پولی و مالی در ایران جانشین‌های استراتژیک هم هستند. به علاوه این‌که سیاست پولی در مقایسه با سیاست مالی، می‌تواند نقش موثرتری در تثبیت نوسانات اقتصاد داشته باشد.

مداح و طالب بیدختی[1] (۱۳۹۴) به بررسی رفتار سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران با رویکرد چرخشی مارکوف پرداختند. در این مطالعه، رفتار سیاست پولی و سیاست مالی، طی دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۲، با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف در اقتصاد ایران بررسی شده است. در این راستا، از دو قاعده سیاست پولی و مالی استفاده شد که در آن، به ترتیب، از نرخ رشد نقدینگی و درآمدهای مالیاتی به عنوان ابزارهای سیاست‌گذاری پولی و مالی استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون نسبت درستنمایی نشان داد که هر دو قاعده سیاستی در اقتصاد ایران از مدل نظام چرخشی تبعیت می‌کنند. بر اساس نتایج برآورد قواعد سیاست مالی و پولی، بر مبنای مدل چرخشی مارکوف در اقتصاد ایران، کل دوره زمانی مورد مطالعه به سه دوره تقسیم می‌شود؛ در سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۴، هر دو سیاست‌گذاران با یک سیاست پولی و مالی منفعل مواجه بودند، به طوری که از یک تعامل رفتاری سازگاری با یکدیگر برخوردار نبوده‌اند. در سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۸۷، اقتصاد با سیاست پولی منفعل ولی یک سیاست مالی فعال مواجه بوده است؛ به طوری که در این دوره زمانی، سیاست‌گذار پولی در تعدیل ابزار سیاستی خود نسبت به افزایش تورم به صورت توانمند واکنش نشان نداده است و به طور همزمان، افزایش بدهی معوق دولت موجب کاهش درآمدهای مالیاتی و در نتیجه، افزایش کسری بودجه دولت شده است. سرانجام، در دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲، مجدداً سیاست‌گذاران از سیاست‌های پولی و مالی منفعل پیروی کرده‌اند.

خیابانی و امیری[2] (۱۳۹۳) به بررسی تاثیر شوک‌های قیمت و تولید نفت خام بر متغیرهای پولی و مالی و کلان اقتصادی در چارچوب یک مدل DSGE اقتصاد باز نیوکینزی برای اقتصاد ایران

1. Madah and Talebbidakhti
2. Khiabani and Amiri

پرداختند. نتایج حاصل از شبیه‌سازی و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی مدل نشان می‌دهد شوک‌های قیمت و تولید نفت خام بر سرمایه‌گذاری، تولید ملی، هزینه نهایی تولید، تورم، مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی و اجزای پایه پولی تاثیر مثبت و معنی‌داری دارد. همچنین بر اساس نتایج این تحقیق، سیاست‌های پولی و مالی در ایران بر پایه درآمدهای نفتی شکل می‌گیرد که به دلیل وابستگی بالای بودجه دولت به ارزهای حاصل از فروش نفت است.

۳- روش‌شناسی

۳-۱- بخش خانوار

در بخش خانوار، یک نماینده با عمر نامحدود در نظر گرفته می‌شود که با مصرف کالا و خدمات و حفظ پول، مطلوبیت به دست می‌آورد که با کار کردن، مطلوبیت آن کاهش می‌یابد. تابع مطلوبیت در نظر گرفته شده در مدل کینزی جدید برای این خانوار نماینده به شرح زیر است (دهقاندرست و همکاران، ۱۴۰۱: ۱۶):

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \, \mathrm{E_t} \left[\frac{(c_t)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{(\mathrm{N_t})^{1+\sigma_\mathrm{n}}}{1+\sigma_\mathrm{n}} + \frac{1}{1-\mathrm{b}} \left(\frac{M_t^h}{\mathrm{P_t}} \right)^{1-\mathrm{b}} \right] \qquad (۱)$$

معادله (۱) نشان می‌دهد که بخش خانوار در اقتصاد به دنبال انتخاب تصمیم بهینه در مورد مصرف واقعی $(\mathrm{c_t})$، عرضه نیروی کار $(\mathrm{n_t})$ و نگهداری پول (m_t^h) است. در این معادله، $\mathrm{E_t}$ بیانگر عملگر انتظارات، $0 \leq \beta \leq 1$ نشان‌دهنده ضریب تنزیل، $\sigma_c \neq 1$ معکوس کشش جایگزینی بین زمانی مصرف، σ_n معکوس کشش جایگزینی بین زمانی کار، و $b \neq 1$ کشش بهره پول است. خانوار نماینده $M_{\mathrm{t}-1}$ واحد نقدینگی را از دوره قبل به دوره جاری آورده و $\mathrm{N_t}$ نیروی کار دارد که آن را به بنگاه‌های تولیدکننده عرضه می‌کند که برابر با $N_\mathrm{t} = \int_0^1 N_{j,t} \mathrm{d_j}$ است. این خانواده از محل تأمین نیروی کار دستمزدی w_t می‌گیرد و به دولت مالیات T_t می‌دهد. علاوه بر این، فرض بر این است که خانوار از ریسک فرار کرده و مقدار $\mathrm{D_t}$ پس‌انداز خود را در بانک‌ها سپرده‌گذاری می‌کند که D_t^s سپرده بلندمدت است و نرخ سود $R_\mathrm{t}^{ds} = 1 + \mathrm{r_t^{ds}}$ را می‌گیرد. مابقی نیز D_t^d سپرده‌های دیداری است. همچنین فرض بر این است که عرضه سپرده به بانک‌های مختلف از الگوی $\mathrm{D_t} = \int_0^1 D_{j,t} \mathrm{d_j}$ پیروی می‌کند.

از طرفی خانوارها تمایل دارند اوراق مشارکت (b_t) را خریداری کرده و از عایدی آن

بهره‌مند شوند. فرض دیگر برای بخش خانوار این است که خانواده‌ها از تسهیلات بانکی هم برای تامین هزینه‌های جاری خود استفاده می‌کنند (l_t^h) زمانی که خانواده به این نتیجه می‌رسد که مصرف آن در دوره اخیر بیشتر از درآمدش بوده است اقدام به دریافت وام و تسهیلات بانکی می‌کند. با توجه به اینکه خانوارها صاحبان بنگاه هستند با نرخ بهره ltv_t^{lh} و برای سرمایه‌گذاری (l_t^i) از بانک‌ها تسهیلات دریافت می‌کنند تا با سودآوری تولید سرمایه‌گذاری کنند و آن را در دوره بعد با سود آن برگردانند ltv_t^{li}. فرض بر این است که هر چه حاشیه سود تسهیلات سرمایه‌ای بالاتر باشد، تقاضا برای تسهیلات سرمایه‌ای بیشتر می‌شود و بالعکس:

$$r_t^k > r_t^{li} \rightarrow r^k - r^{li} = \text{حاشیه سود سرمایه‌گذاری}$$

$$l_t^i = qu * r_t^k$$

معادله محدودیت بودجه برای خانوار نوعی به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$c_t + m_t^h + d_t^s + d_t^d + i_t + t_t + (1 + ltv_{t-1}^{lh})\left(\frac{l_{t-1}^h}{\pi^t}\right) + \left(1 + ltv_{t-1}^{li}\right)\left(\frac{l_{t-1}^i}{\pi_t}\right) + b_t =$$

$$w_t n_t + r_t^k k_t + (1 + r_{t-1}^{dt})\frac{d_{t-1}^s}{\pi_t} + \frac{d_{t-1}^d}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}^h}{\pi_t} + \frac{\pi_t^f}{P_t} + \frac{\pi_t^B}{P_t} + (1 + r_{t-1}^b)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} \qquad (۲)$$

که در آن π_t^f و π_t^B سود بنگاه و سود بانکی فرض شده که متعلق به خانوارها است زیرا آن‌ها مالک بنگاه‌ها و بانک‌ها هستند. خانوار نماینده همچنین با محدودیت دیگری به نام محدودیت سرمایه مواجه است که به عنوان معادله ۳ در نظر گرفته شده است:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t + l_t^i - \frac{\varphi_k}{2}\left(\frac{k_{t+1}}{k_t} - 1\right)^2 \qquad (۳)$$

که در آن $0 < \delta < 1$ نرخ استهلاک سرمایه و $\varphi_k \geq 0$ هزینه تعدیل سرمایه است. از آن‌جایی که تسهیلات بانکی اخذ شده برای مقاصد سرمایه‌گذاری موجب افزایش موجودی سرمایه در دوره‌های آتی می‌شود بخش خانوار تلاش می‌کند تا تابع مطلوبیت خود را نسبت به $N_t, d_t, k_t, c_t, l_t\ m_t,$ و b_t با توجه به محدودیت بودجه، به حداکثر برساند.

۳-۲- بخش بنگاه

بنگاه‌ها در این بخش به دو دسته تولیدکنندگان کالاهای واسطه و نهایی تقسیم می‌شوند. در مورد بنگاه‌های واسطه، هر تولیدکننده واسطه‌ای فرض می‌شود که یک کالا (j) را با ترکیبی از کار و سرمایه تولید می‌کند و در شرایط رقابت ناقص تحت مدل کینزی جدید می‌فروشد. همچنین فرض

بر این است که بنگاه‌های واسطه، تسهیلات سرمایه در گردش (l_t^f) را برای پرداخت بخشی از هزینه‌های نیروی کار و تامین سرمایه دریافت می‌کنند. بنابراین، تابع تولید (۴) در این زمینه برای بنگاه‌های واسطه بر اساس ادبیات در نظر گرفته شده است (گوهری و همکاران[1]، ۱۴۰۱: ۲۶۱):

$$Y_{j,t} = A_t K_{j,t}^{\alpha} N_{j,t}^{1-\alpha} \quad (۴)$$

که در آن $\alpha \in (0,1)$ کشش جایگزینی نیروی کار، سرمایه، و A_t تکنولوژی را نشان می‌دهد که به عنوان یک معادله خودرگرسیون مرتبه اول به صورت معادله (۵) در نظر گرفته شده است:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + (1-\rho_A)\bar{A} + \varepsilon_{A,t}, \rho_A \in (0,1) \quad (۵)$$

که در آن، $\varepsilon_{A,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{A,t}})$ تکنولوژی یا شوک بهره‌وری را نشان می‌دهد که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{\varepsilon_{A,t}}$ است. همان‌طور که بیان شد بنگاه‌های واسطه‌ای برای تامین بخشی از هزینه‌های تولید خود (γ) از تسهیلات بانکی استفاده می‌کنند:

$$L^f{}_{j,t} = \gamma\left(P_{j,t} r_t^k k_{j,t} + P_{j,t} w_t n_{j,t}\right) \quad (۶)$$

از سوی دیگر، بنگاه‌های واسطه نیز بر اساس قانون روتمبرگ (۱۹۸۲) با هزینه‌های تعدیل بر اساس معادله (۷) روبرو هستند:

$$PAC_{j,t} = \frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}(\bar{\pi})} - 1\right)^2 Y_t \quad (۷)$$

که در آن $\varphi_p \geq 0$ پارامتر هزینه تعدیل یا درجه چسبندگی قیمت است، $\bar{\pi}$ نرخ تورم در شرایط تعادل پایدار و Y_t تولید کل است. بنگاه نماینده عموماً به دنبال حداکثر کردن سود بوده یا به دنبال حداقل رساندن هزینه‌های خود است. در این مطالعه اولین وضعیت به عنوان معادله (۸) در نظر گرفته شده است که تصمیم بهینه برای به حداکثر رساندن سود بنگاه است (احمدیان[2]، ۱۳۹۴):

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \left[\lambda_t \beta^t \frac{\pi_t^f}{P_t}\right] \quad (۸)$$

که در آن تابع سود اسمی بنگاه (π_t^f) به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$\pi_{j,t}^f = P_{j,t} Y_{j,t} - P_t mc_t Y_{j,t} - PAC_{j,t} \quad (۹)$$

که در آن $PAC_{j,t}$ هزینه تعدیل قیمت است و mc_t هزینه نهایی تولید را نشان می‌دهد. از این رو، بنگاه واسطه، سود مورد انتظار خود را با توجه به روابط (۴-۷)، موجودی سرمایه $k_{j,t}$، نیروی کار

[1]. Gohari et al.
[2]. Ahmadian

($N_{j,t}$)و تسهیلات دریافتی $l^f_{j,t}$ حداکثر می‌کند.

۳-۳- بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای هدف، کالاهای واسطه‌ای را از تولیدکنندگان خرد خریداری می‌کند و محصول مورد نظر را با استفاده از تابع جمعگر دیکسیت - استیگلیتز[1] تولید می‌کند. معادله (۱۰) تابع تولید بنگاه را نشان می‌دهد.

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{j,t}^{\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)} dj\right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \theta > 1 \quad (۱۰)$$

که در آن $Y_{j,t}$ کالای تولیدی بنگاه واسط را نشان می‌دهد و θ کشش جایگزینی ثابت است. بنگاه تولیدکننده نهایی به دنبال حداکثر کردن سود خود بر اساس قیمت خریداری شده از بنگاه‌های واسط است. پس از به حداکثر رساندن سود و استخراج شرایط مرتبه اول، تقاضای کالای تولید شده توسط هر بنگاه به صورت معادله (۱۱) بدست می‌آید:

$$Y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \quad (۱۱)$$

که در آن تقاضا برای کالا j تابعی از قیمت نسبی $\frac{P_{j,t}}{P_t}$ و تولید کالای نهایی Y_t است. سپس با اعمال شرط سود صفر برای تولیدکننده کالای نهایی، قیمت کالای هدف به صورت معادله (۱۲) محاسبه می‌شود:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{j,t}^{1-\theta} dj\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۱۲)$$

۳-٤- بخش بانک

سیستم تامین مالی در ایران مبتنی بر بانک است. بدین معنا که بانک‌ها با وجود روش‌های مختلف تامین مالی در این زمینه نقش بسزایی دارند. مشکلی که بانک تجاری باید با آن روبرو شود، حداکثر کردن جریان نقدی با توجه به محدودیت ترازنامه بانک است. معادله (۱۳) نشان‌دهنده تابع هدف بانک با توجه به وضعیت اقلام ترازنامه خود است به طوری که در بخش دارایی شامل تسهیلات (L_t) و اوراق دولتی (GB_t^{qb}) و در بخش بدهی نیز شامل سپرده (IB_t) و سرمایه بانک

[1]. Dixit Stiglitz

(K_t^b) است.

$$maxE_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_P^t \lambda_t^P \left[(1+R_t)^b \eta_t(j) B_t(j)(1-\delta_t^{db}) + \left(1+r_t^g\right)\left(1-\eta_t(j)\right)B_t(j) - \left(1+r_t^{ib}\right)IB_t(j) - K_t^b(j) - Adj_t^{kb}(j) - Adj_t^{mc}(j)\right] \quad (۱۳)$$

جایی که $\beta_P^t \lambda_t^P$ نشان‌دهنده ضریب تنزیل تصادفی، R_t^b، r_t^g، r_t^{ib} به ترتیب نرخ سود (خالص) تسهیلات، نرخ سود (خالص) اوراق دولتی، نرخ بهره (خالص) تسهیلات در بازار بین بانکی هستند. این هزینه تعدیل به صورت معادله (۱۴) در نظر گرفته شده است.

$$Adj_t^{kb}(j) = \frac{k_{kb}}{2}\left(\frac{K_t^b(j)}{B_t(j)} - \nu_b\right)^2 K_t^b(j) \quad (۱۴)$$

K_t^b سرمایه مورد نیاز بانک است. هرچه نسبت بین سرمایه بانک به کل دارایی کمتر باشد، هزینه جریمه یک واحد اضافی تسهیلات به بانک بیشتر است. υ^b به منظور محدودیت کفایت سرمایه مورد نیاز بازل ۳ در ۸٪ تعیین شده است. مانند دیب (۲۰۱۰)، اصطلاح Adj_t^{mc} یک هزینه تعدیل است که می‌تواند به عنوان هزینه نظارتی تفسیر شود که بانک باید برای کنترل تسهیلات اعطایی داده شده به بانک تجاری دیگر بپردازد. هر چه سهم منابع تخصیص داده شده در بازار تسهیلات بیشتر باشد، هزینه‌ای که بانک تجاری برای ارائه یک واحد تسهیلات اضافی باید با آن مواجه شود، بیشتر است. می‌توان آن را به عنوان هزینه تعدیل درجه دوم رسمیت داد:

$$Adj_t^{mc}(j) = \frac{\chi_{db}}{2}([\eta_t(j) - \bar{\eta}]B_t(j))^2 \quad (۱۵)$$

بانک دارای کسری منابع باید در هر دوره از محدودیت ترازنامه به صورت معادله (۱۶) تبعیت کند:

$$B_t(j) = IB_t(j) + K_t^b(j) \quad (۱۶)$$

که در آن B_t مجموع دارایی‌ها است که شامل اوراق دولتی GB_t و وام‌های L_t می‌شود.

$$B_t(j) = L_t(j) + GB_t^{db}(j) \quad (۱۷)$$

IB_t منبعی است که بانک‌های دارای کسری در بازار بین بانکی از بانک‌های با مازاد منابع وام می‌گیرند و K_t^b نشان‌دهنده سرمایه بانکی است که از قانون زیر تبعیت می‌کند:

$$K_t^b(j)\pi_t = (1-\delta_b)K_{t-1}^b(j) + \Omega J_{t-1}^{db}(j) \quad (۱۸)$$

δ_b و Ω به ترتیب نرخ استهلاک فصلی سرمایه بانک و سهم سود مصرفی برای انباشت سرمایه جدید بانکی هستند. η نشان‌دهنده سهم تسهیلات از کل دارایی‌ها در ترازنامه بانک است.

$$L_t(j) = \eta_t(j) B_t(j) \quad (۱۹)$$

۳-۵- بانک مرکزی

بر اساس نتایج مطالعات قبلی، بانک مرکزی در ایران بالاترین سیاست‌گذار پولی است که نرخ سود بانکی و شورای اعتبار و پول را کنترل می‌کند. علاوه بر این، تغییرات نرخ سود بانکی در این مطالعه مشابه با مطالعات اخیر، تکانه‌های پولی موثر در وقوع چرخه تجاری در نظر گرفته شده است. بنابراین، فرض می‌شود که بانک مرکزی نرخ بهره بانکی را در چارچوب قانون پول تیلور تنظیم می‌کند (گودرزی و همکاران[1]، ۱۴۰۲: ۱۸۶):

$$(1 + r_t^{ds}) = \left(\frac{1+r_{t-1}^{ds}}{1+\bar{r}^{ds}}\right)^{\rho_r} \left(\frac{1+\pi_t}{1+\bar{\pi}}\right)^{\rho_\pi} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{\rho_y} \left(\frac{\mu_t}{\bar{\mu}}\right)^{\rho_m} + \varepsilon_t^{rds} \quad (۲۰)$$

که در آن، $\bar{\mu}$ و $\bar{y}\,\bar{r}^{ds}, \bar{\pi}$ به ترتیب نرخ‌های سود سپرده‌های مدت‌دار، نرخ تورم، تولید و رشد نقدینگی در حالت تعادل پایدار هستند. علاوه بر این، ε_t^{rds} نرخ سود سپرده‌ها است. $\rho_y \rho_\pi$ و ρ_m به ترتیب وزن‌های مرتبط با نرخ تورم، تولید و رشد نقدینگی در اجرای سیاست‌های پولی هستند. معادله (۲۱) برای نرخ رشد نقدینگی μ_t در نظر گرفته شده است:

$$\mu_t = \frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_t}} \quad (۲۱)$$

که در آن، M_t و M_{t-1} حجم نقدینگی را در دوره جاری و قبل نشان می‌دهد. از سوی دیگر، فرض بر این است که بانک مرکزی علاوه بر تعیین نرخ سود بانکی با توجه به عملکرد زیر، از نسبت ذخیره قانونی به عنوان ابزار سیاست پولی نیز استفاده کند:

$$rr_t = \pi_t^{\vartheta_{rr}^{\pi}} rr_{t-1}^{\vartheta_{rr}^{lr}} \varepsilon_{t,rr} \quad (۲۲)$$

۳-۶- بخش نفت و دولت

روش‌های متفاوتی جهت وارد کردن بخش نفت در مدل وجود دارد. به طور کلی برخی از مطالعات، بخش نفت را مانند رفتار بنگاه‌ها در نظر می‌گیرند اما در سایر مطالعات از فرآیند برون‌زا برای مدل‌سازی بخش نفت استفاده می‌کنند. در مطالعه حاضر، تولید بخش نفت با استفاده از حداکثرسازی سود استفاده نشده است زیرا شرکت ملی نفت ایران متولی تولید و فروش نفت در

[1]. Gudarzi et al.

ایران است که مانند اغلب شرکت‌های دولتی دیگر بدنبال حداکثرسازی سود نیست. به عبارت دیگر، به دلیل وابستگی جریان تولید نفت به ذخایر نفتی کشور و نیز سهمیه دریافتی اوپک، افزایش سرمایه و نیروی کار تولید را تغییر نمی‌دهد. بنابراین، در اغلب کشورهای نفت‌خیز حداکثرسازی سود صورت نمی‌گیرد. در این مدل فرض می‌شود که تمام نفت خام استخراجی در اقتصاد به قیمت جهانی صادر می‌شود و درآمد ارزی حاصل از آن در اختیار دولت قرار می‌گیرد. با توجه به مسائل اشاره شده، درآمدهای حاصل از صادرات نفت به صورت یک فرایند $AR(1)$ در نظر گرفته می‌شود.

$$nOil_t = (1-\rho_{oil})ln\overline{Oil} + \rho_{Oil}\ln Oil_{t-1} + \varepsilon_t^{oil}\ ;\ \ \varepsilon_t^{oil}\sim N(0,\sigma_{oil}^2) \qquad (۲۳)$$

علاوه بر این فرض می‌شود که انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی (NDF_t) در هر دوره از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

$$NDF_t = NDF_{t-1} + \emptyset_F Oil_t - F_t + \alpha_{nd}\, ND_t + Z_t \qquad (۲۴)$$

که در آن NDF_{t-1} مانده ذخایر صندوق توسعه ملی از دوره قبل که به دوره فعلی منتقل می‌شود. $\emptyset_F$ سهم صندوق از درآمدهای نفتی، F_t تسهیلات اعطا شده صندوق به بخش خصوصی، ND_t خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق، α_{nd} درصدی از خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق است که در هر دوره به صندوق بازپرداخت می‌شود و Z_t سود واریزی به صندوق از محل سپرده‌گذاری آن بخش از منابع صندوق است که به بخش خصوصی تسهیلات داده نشده است.

در بخش دولت نیز فرض بر این است که دولت مخارج جاری و عمرانی خود را از محل جمع‌آوری مالیات [مالیات بر مصرف، مالیات بر درآمد و ...] (t_t)، درآمد واقعی از فروش نفت (oil_t)، فروش اوراق قرضه (b_t) و سایر درآمدها تامین می‌کند (توکلیان و همکاران، ۱۳۹۸: ۶۳).

$$\mathrm{g_t} + (1+r_{t-1}^b)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} = \mathrm{t_t} + [\frac{(1-\emptyset_F-\emptyset_{NIOC})Oil_t}{P_t}] + b_t + other_t \qquad (۲۵)$$

۳-۷- شرایط تسویه بازار

فرض بر این است که بازار کالای هدف در تعادل است که نشان می‌دهد عرضه کل برابر با کل تقاضا است:

$$y_t = \mathrm{c_t} + \mathrm{i_t} + \mathrm{g_t} \qquad (۲۶)$$

بر این اساس، کل تولید (y_t) باید برابر با کل تقاضا (کل مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی) باشد. در بخش انتهایی در مورد هماهنگی سیاست پولی و مالی و اعتبار این سیاست‌ها لازم به ذکر است که ادبیات نظری مرتبط با آثار سیاست‌های اقتصادی بر متغیرهای اصلی اقتصاد دو محور دارد. در محور اول قاعده‌مندی سیاست‌ها در مقابل سیاست‌های صلاحدیدی مورد بررسی قرار می‌گیرد. محور دوم به مکانیسم‌های انتقال سیاست‌های اقتصاد و تحلیل کانال‌های اثرگذاری سیاست‌ها بر متغیرهای اقتصاد می‌پردازد. مسئله اثربخشی و اعتبار سیاست‌های پولی و مالی وابستگی زیادی به میزان هماهنگی میان این سیاست‌ها دارد. منظور از هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی آن است که این سیاست‌ها با وجود اینکه از ابزارها و گاهی حتی اهداف میان‌مدت متفاوتی استفاده می‌کنند، اما هر دو در جهت تأمین رشد پایدار اقتصادی حرکت کرده و اثر یکدیگر را تقویت کنند. نکته‌ای که باید به آن توجه داشت این است که به دلیل طراحی و اجرای سیاست‌های پولی و مالی از سوی دو نهاد مختلف با اهداف، منابع و محدودیت‌های متفاوت، در مواردی دو سیاست مذکور ممکن است به دلیل همساز نبودن آثار مثبت یکدیگر را خنثی کنند. بنابراین، هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی یک ضرورت است و مقام‌های پولی و مالی به منظور دستیابی به اهداف اقتصاد کلان باید در زمینه استراتژی‌ها و ابزارهای سیاست‌گذاری هماهنگی داشته باشند. هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی باید در دو سطح کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام شود. در کوتاه‌مدت، هماهنگی سیاست‌ها باید با تمرکز بر ثبات قیمت‌ها باشد که بر مدیریت سیاست پولی در شیوه تأمین مالی بدهی دولت تأکید دارد. اما در بلندمدت، ضروری است که ترکیب سیاستی به کار گرفته شود که تعادل کلی اقتصاد را با توجه به رشد اقتصادی بلندمدت تأمین کند.

٤- یافته‌های تجربی

در این بخش پس از استخراج شرایط مرتبه اول و حل معادلات، وضعیت پایداری متغیرها محاسبه شده و معادلات در این مورد بازنویسی می‌شوند. سپس، لگاریتم برای خطی‌کردن معادلات تعادل با استفاده از رویکرد اهلیگ و تقریب مرتبه اول تیلور در نظر گرفته می‌شود. پس از خطی‌سازی معادلات مدل، پارامترهای آن با استفاده از مطالعات تجربی در این زمینه کالیبره و برآورد می‌شود. در نهایت الگو در فضای برنامه Dynare در نرم افزار MATLAB شبیه‌سازی شده

و هدف تحقیق با ترسیم شکل‌های توابع پاسخ آنی بررسی می‌شود. در راستای سنجش رابطه بین متغیرها در این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۰ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده شده است. در این مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی استفاده شده است که در آن مقادیر اولیه برای پارامترها به عنوان توزیع پیشین تعیین می‌شود و این مقادیر اولیه با نتایج برآورد حداکثر درستنمایی بر اساس داده‌های واقعی ترکیب می‌شود. در ادامه نتایج متغیرها در حالت باثبات برای مقایسه نشان داده شده است:

جدول ۱: متغیرها در حالت باثبات

پارامتر	مقدار
نسبت مصرف به تولید ناخالص داخلی	۰/۵۲۶
نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی	۰/۲۱۶
نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی	۰/۲۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از معرفی الگو ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین که برای پارامترها در نظر گرفته می‌شود تعیین شود. ضرایب از روش مقداردهی (کالیبراسیون)، برآورد (مانندبرآورد بیزی) و یا هر دو می‌تواند محاسبه شود. در این مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی استفاده شده است که در آن مقادیر اولیه برای پارامترها به عنوان توزیع پیشین تعیین می‌شود و این مقادیر اولیه با نتایج برآورد حداکثر درستنمایی بر اساس داده‌های واقعی ترکیب می‌شود. اگر اطلاعات اولیه در توزیع پیشین کامل و دقیق بوده و برآورد حداکثر درست نمایی نتواند کمکی به برآورد مدل کند روش بیزین تبدیل به کالیبراسیون (درجه‌بندی) می‌شود. اما اگر اطلاعات توزیع پیشین کاملا نادرست و غیر دقیق بوده باشد روش بیزین تبدیل به روش حداکثر درست‌نمایی می‌شود.

جدول ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

تبیین	مقدار پارامتر	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)
عامل ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	۰/۹۵ (۰/۰۱۲۵)	بتا	۰/۰۳۲ (۰/۰۱۸)
درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند.	۰/۹۶۴۸ (۰/۰۱۲۵)	بتا	۰/۷ (۰/۰۲)
سهم سرمایه خصوصی در تولید	۰/۴۴۲۷ (۰/۰۲)	بتا	۰/۴۲ (۰/۰۲)

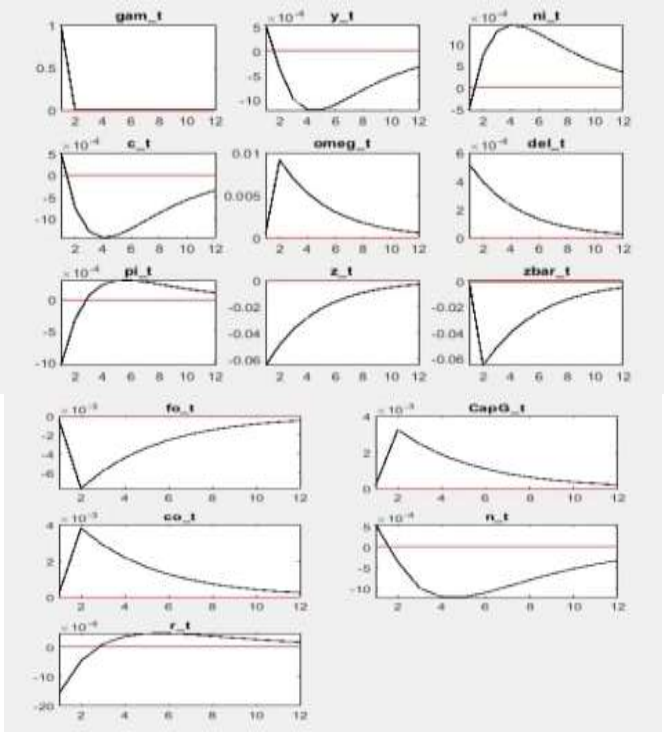
تبیین	مقدار پارامتر	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)
کشش جانشینی بین سرمایه خصوصی و دولتی	۰/۰۹۵۳ (۰/۰۱)	نرمال	۰/۱ (۰/۰۱)
عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	۱/۵ (۰/۰۵)	گاما	۱/۶۶۲ (۰/۰۵)
عکس کشش نیروی کار	۲/۲۴ (۰/۰۴۹۹)	گاما	۲/۱۷۵ (۰/۰۵)
عکس کشش تراز حقیقی	۱/۰۷۲۱ (۰/۰۲۰۵)	گاما	۲/۳۹ (۰/۰۵)
خطای استاندارد شوک سیاست پولی	۰/۰۶ (۰/۰۰۳)	گامای معکوس	۰/۱ (۰/۰۰)
خطای استاندارد شوک سیاست مالی	۰/۰۸ (۰/۰۰)	گامای معکوس	۰/۰۵ (۰/۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

یکی از نتایج مهم داینر ارائه شکل‌هایی با عنوان زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو (MCMC[1]) است. نتایج گشتاورهای اول، دوم و سوم MCMC و آزمون بازتشخیصی چندمتغیره در انتهای مقاله در بخش پیوست ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده شد نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد. توابع عکس‌العمل آنی[2]، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن شوک‌هایی به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. در ادامه با قرار دادن نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل، به بررسی اثر شوک ناشی از سیاست پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته می‌شود. در بخش اول شوک سیاست‌های پولی بر مدل DSGE وارد شد. شکل (۱)، نتایج ورود شوک سیاست‌های پولی را به مدل نشان می‌دهد. شوک سیاست‌های پولی در ابتدا تأثیر بسیار کاهشی بر رشد اقتصادی و مصرف دارد. اما از دوره چهارم به بعد، تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر این دو متغیر مثبت است. علت آن می‌تواند به دلیل وجود سیاست‌های پولی بدون پشتوانه در کشور و افزایش تورم ناشی از آن باشد که بر مصرف و رشد اقتصادی تأثیر منفی گذاشته است. خالص سرمایه‌گذاری در اثر شوک سیاست پولی در ابتدا به شدت افزایش می‌یابد و در دوره چهارم به حداکثر رسیده و سپس با روندی نزولی کاهش می‌یابد.

1. Markov Chain Monte Carlo
2. Impulse Response Function (IRF)

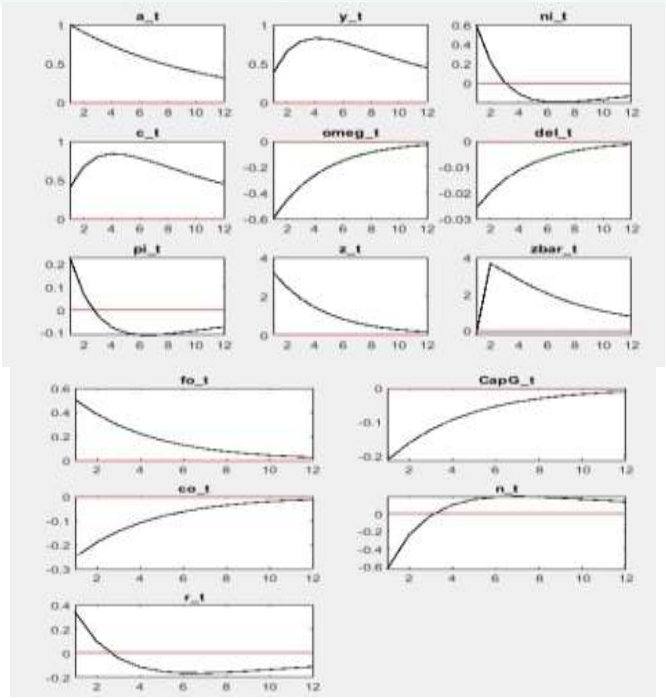
بنابراین سیاست‌های پولی به دلیل آثار تورمی، منجر به تمایل خانوارها و بنگاه‌ها برای افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود. در مورد مخارج دولت، شوک سیاست پولی در ابتدا مخارج دولت را به شدت افزایش داده و پس از گذشت ۶ دوره، با روندی ملایم، روندی نسبتاً نزولی را طی می‌کند.



شکل ۱: نتایج مدل DSGE برای شوک سیاست پولی

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۲، نتایج ورود شوک سیاست مالی را به مدل نشان می‌دهد. بر اساس نتایج، شوک سیاست مالی ابتدا منجر به افزایش مصرف و رشد اقتصادی و در نهایت کاهش آن شده است. خالص سرمایه‌گذاری در اثر شوک سیاستی مالی تا دوره ششم به شدت کاهش می‌یابد و به صفر می‌رسد و پس از آن، به صورت ملایم افزایش می‌یابد. همچنین در واکنش به شوک سیاست مالی شاهد افزایش در نرخ تورم و همچنین حجم پول در واکنش به شوک سیاست مالی بوده که بیان‌گر سلطه سیاست مالی بر سیاست پولی در کشور بوده است.



شکل ۲: نتایج مدل DSGE برای شوک سیاست مالی

منبع: یافته‌های پژوهش

در انتها به محاسبه معیارهای خوبی برازش و گشتاورهای مورد نظر در خصوص مقادیر واقعی و شبیه‌سازی شده در محیط Matlab پرداخته شده است. نتایج حاصل در جدول (۳) خلاصه شده است.

جدول ۳: مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

داده‌های شبیه‌سازی شده و واقعی	ضریب خود همبستگی در وقفه						انحراف معیار	
	داده‌های واقعی			مقدار شبیه‌سازی شده			داده‌های واقعی	مقدار شبیه‌سازی شده
	۰	۱	۲	۰	۱	۲		
انحراف تولید	۱	۰/۶۱	۰/۲۷	۱	۰/۵۶	۰/۲۵	۰/۰۶۲	۰/۰۷۱
تورم	۱	۰/۲۷	۰/۱۷	۱	۰/۲۳	۰/۱۱	۰/۳۱	۰/۲۵
مصرف	۱	۰/۶۸	۰/۲۱	۱	۰/۷۶	۰/۲۷	۰/۰۴۵	۰/۰۳۶
سرمایه گذاری	۱	۰/۴۴	۰/۱۵	۱	۰/۵۵	۰/۲۴	۰/۰۳۹	۰/۰۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

بر این اساس، ضریب خودهمبستگی متغیرها در وقفه‌های صفر، یک و دو را می‌توان با مقادیر متناظر آن‌ها از الگوی ادوار تجاری پولی شبیه‌سازی شده مقایسه کرد. بر اساس نتایج بدست آمده مشاهده می‌شود که الگو به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها شبیه‌سازی کرده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله حاضر بررسی تعامل و ارتباط بین سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران بود. برای این منظور از اطلاعات آماری بازه زمانی ۱۴۰۲-۱۳۷۰ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده شده است. رویکرد مورد استفاده در این مقاله مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) بود. در ایران سیاست‌های پولی و مالی همواره با هدف ایجاد رشد و ثبات اقتصادی توسط سیاست‌گذاران به اجرا در می‌آیند؛ اما متأسفانه همواره بحث انحراف از اهداف و اثرات رفاهی و اقتصادی نامطلوب و منفی اعمال چنین سیاست‌هایی مطرح است. به نظر می‌رسد که بیشتر این مسائل از توجه صرف به اهداف پولی و مالی بطور مجزا و عدم توجه به تعاملات بین سیاست‌های پولی و مالی و از همه مهمتر عدم شناخت یا عدم توجه به تعاملات بین اهداف سیاست‌گذاران پولی و مالی در تهیه برنامه‌های اجرایی این دو حوزه ناشی می‌شود. از طرفی وجود سلطه سیاست مالی و عدم توجه به تعاملات سیاست‌های پولی و مالی، قدرت بانک مرکزی را در استفاده از ابزارهای پولی برای کنترل تورم محدود ساخته است. مطالعه و بررسی نحوه تعامل سیاست‌های پولی و مالی هم از دید ملاحظات اقتصادی و هم با توجه به الزامات تجدید نظر در نحوه اجرای سیاست‌های پولی و مالی به لحاظ عوارض منفی مترتب بر اقتصاد ناشی از اجرای سیاست‌های نادرست در اقتصاد ایران، امری اجتناب ناپذیر است. نتایج مطالعه حاضر بیان‌گر سلطه سیاست مالی بر سیاست پولی بوده است. نتایج بدست آمده از این مطالعه با نتایج توکلیان و همکاران (۱۳۹۸)، گیلک حکیم‌آبادی و همکاران (۱۴۰۱)، زارعی و همتی (۱۴۰۱) و گروو و فورستی (۲۰۲۳) همخوانی و مطابقت داشته است. با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهاد می‌شود به منظور کنترل نرخ تورم و رشد حجم پول در کشور باید انضباط مالی دولت افزایش یابد و تامین مالی مخارج دولت از ناحیه خلق پول کاهش یابد. در نهایت عدم تخطی سیاست‌گذاران از سیاست‌های اعلام شده مهمترین عامل در کاهش بی‌انضباطی مالی دولت خواهد بود.

References

Al-shawarby, S. & El Mossallamy, M. (2019). Monetary-Fiscal Policies Interactions and Optimal Rules in Egypt. *Review of Economics and Political Science*, **4**(1): 138-157.

Anvari, E. Khodapanah, M. & Takband, E. (2018). The Effect of Government Deficit and Banking Sector Credit on the Stock Market Size: Panel VAR Model Approach. *Journal of Asset Management and Financing*, **6**(2): 57-70 (In Persian).

Büyükbaşaran, T. Çebi, C. & Erdal, Y. (2020). Interaction of Monetary and Fiscal Policies in Turkey. *Central Bank Review*, **20**(4): 193-203.

Çebi, C. (2012). The Interaction between Monetary and Fiscal Policies in Turkey: An Estimated New Keynesian DSGE Model. *Economic Modelling*, **29**(2): 1258-1267.

Dehghandorost, M. Heidari, H. & Bashiri, S. (2022). The Role of the Banking Sector in the Dynamics of Iran's Macro-economy within a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, **22**(2): 8-25 (In Persian).

Dodge, B. & Ontario, N. (2023). Monetary and Fiscal Policy Transmission in the Egypt: Evidence from a Structural VAR Analysis. *Journal of Economics and Business*, **55**(2): 609-638.

Gilak Hakimabadi, M. T. Ehsani, M. A. Asaadi, M. & Matranlouie, P. (2022). Measuring the Effect of Monetary and Fiscal Policy Interaction on Macroeconomic Variables; TVP-VAR Approach. *The Journal of Economic Studies and Policies*, **9**(2): 178-141.

Gohri Anaraki, S. Mehrara, M., & Barkhirdari, S. (2023). Evaluating the effect of Banks' Liquidity Shock on the Excess Reserves and Business Cycles in Iran with the DSGE Model. *The Journal of Economic Policy*, **14**(28): 247-283 (In Persian).

Grauwe, P. D., & Foresti, P. (2023). Interactions of Fiscal and Monetary Policies under Waves of Optimism and Pessimism. *Journal of Economic Behavior & Organizatio*n, **212**(2): 466-481.

Gudarzi Farahani, Y. Mehrara, M. & Mohamadifard, F. S. (2023). The Effects of Financial Instability on Macroeconomic Variables with an Emphasis on the Role of Banks with the DSGE Approach. *The Journal of Economic Policy*, **15**(29): 171-201 (In Persian).

Jaafari Lylab, P. Haghighat, J. Asgharpur, H. & Salmani, B. (2018). Intractions of Monetary and Fiscal Policies in IRAN: BDSGE. *The Journal of Economic Policy*, **10**(19): 167-211 (In Persian).

Khiabani, N. & Amiri, H. (2014). The Position of Monetary and Fiscal Policies with Emphasizing on Oil Sector with DSGE Models (the case of Iran). *Economics Research*, **14**(54): 133-173 (In Persian).

Li, H. Ni, J. Xu, Y. & Zhan, M. (2021). Monetary Policy and its Transmission Channels: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, **68**(2): 68-79.

Loi, M. T. & Dang, V. D. (2023). The Bank Lending Channel of Monetary Policy Transmission in Vietnam: Impacts of the COVID-19 Pandemic and the Financial Crisis. *Cogent Business & Management*, **10**(1): 47-62.

Maddah, M. & Talebbeidokhti, A. (2016). The Investigation of the Behavior of Monetary and Fiscal Policy in Iranian Economy Using Markov Switching Approach. *Journal of Economic Research and Policies*, **23**(75): 167-187

Mihaljek, D. (2021). Interactions between Fiscal and Monetary Policies: a Brief History of a Long Relationship. *Journal of Public Sector Economics*, **34**(2): 419 -432.

Ornellas, R., & Marcelo, S. P. (2011). Fiscal and Monetary Interaction in Brazil. *Jornadas Annuals de Economia*. Banco Central del Uuruguay: Montevideo.

Tavakolian, H. Mohammadi, T. & Khodaparast, Y. (2022). Modeling the Effects of Oil Price and It's Production Technology Shocks on Iran's Macroeconomic Variables: DSGE Approach. *Journal of Iranian Economic*, **9**(1): 55-93 (In Persian).

Tavakolian, H. Taherpour, J. & Mohsenpour F. (2019). Monetary and Fiscal Policy Interaction in Iran: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Journal of Economic Research and Policies*, **27**(90): 195-241 (In Persian).

Tymoigne, E. (2023). Modern Money Theory on Fiscal and Monetary Policies: Empirics, Theory, and Praxis. *European Journal of Economics and Economic Policies*, **23**(2): 11-22.

Yuan, B. Leiling, W. & Saydaliev, H. B. (2022). Testing the Impact of Fiscal Policies for Economic Recovery: Does Monetary Policy Act as Catalytic Tool for Economic Survival. *Economic Change Restructure*, **55**(4): 2215–2235.

Zarei, Z. & Hemmati, M. (2022). Investigating Fiscal and Monetary Policy Coordination in Iran's Economy: TVP-Reaction Function. *JPBUD*, **27**(1): 31-56 (In Persian).

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 336-371

Using the DSGE model to estimate the effect of the zero real interest rate policy on Iran's economy

Ali Nazari[*1], Seyed Hadi Arabi[2], Omid Ali Adeli[3], Yazdan Gudarzi Farahani[4]

Received: 04-03-2024 Accepted: 20-05-2024

Extended Abstract

Purpose: The Central Bank, as the organ in charge of monetary policies, implements those policies that achieve the selected final goals. In order to achieve these goals, central banks usually use a mechanism. In the first step, the operational tool is selected, and, in the second step, this tool has an effect on a variable called the intermediate goal. Then, through its changes, the final goals are achieved. Depending on the economic conditions and environmental characteristics, the selected tools of the central bank can have different degrees of effectiveness in achieving the macroeconomic goals. Since the monetary policy used in Iran's economy is based on the prohibition of usury and the non-use of interest rates, the question to arise is how the restriction of zero interest rate (prohibition of usury) is applied in the Islamic economic system. Although we know that the theory of zero interest rate, which is discussed in conventional economics, has structural (theoretical and practical) differences with the concept of prohibition of usury, it can have implications for the Islamic economy and our country. In this regard, the issue of compensation for currency depreciation has always been the focus of Islamic economic researchers. For example, compensation for the depreciation of money up to the inflation is accepted according to the fatwa of the Supreme Leader of Islamic Republic of Iran. Therefore, it is necessary to evaluate the economic effects of the zero real interest rate policy on the variables of Iran's macroeconomics and analyze its consequences. In this regard, the purpose of this study is to investigate the effects of zero real interest rate monetary

[1]. Corresponding Author. PhD Student of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Qom, Qom, Iran, & Researcher in Central Bank of Iran. Email: alienazari@gmail.com

[2]. Associate Professor, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Qom, Qom, Iran. Email: sh.arabi@qom.ac.ir

[3]. Associate Professor, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Qom, Qom, Iran. Email: oa.adeli@qom.ac.ir

[4]. Assistant Professor, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Qom, Qom, Iran. Email: y.gudarzi@qom.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 336-371

policy on macroeconomic variables.

Methodology: In this research, a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) including the banking system has been designed, in which the central bank determines the policy interest rate in the market by using the open market operation tools and implements its monetary policy. In the conventional structure of DSGE models, it is necessary to determine the parts of the model at first. In this study, the described parts are household, banking system, producer of final goods and services, government and the central bank as the determiner of interest rates. The study also uses the seasonal data of the period 2009-2021 with the Bayesian method.

Findings and discussion: The findings of this research show that, based on the defined monetary policy rule, the interest rate reacts to changes in the inflation rate and production. According to the findings, the reaction of macroeconomic variables to the shock of one percentage increase in the nominal interest rate is as expected. With the increase in the interest rate, household consumption decreases. Based on the optimal path of the investment expenses, the investment costs and, consequently, the amount of the capital decrease. As the marginal cost items decrease, the total production level decreases too. Therefore, based on zero real interest rate, the direction and path of change of important macroeconomic variables in the policy is in line with expectations. The effects of the zero real interest rate policy show themselves better when compared to those of the non-zero real interest rate policy. The rule based on zero real interest rate is less able to control economic fluctuations because, in the case where the monetary policy maker actively reacts to economic fluctuations (non-zero real interest rate policy), its response to the inflation rate is not point-for-point. So, it can control economic fluctuations by changing the real interest rate. In the case where the interest rate reacts exactly point-for-point to the inflation rate, because the real interest rate does not change, there is no noticeable change in the path of macroeconomic variables; therefore, in the face of economic shocks, stable equilibrium will not be established. In fact, the zero real interest rate, meaning the equality of the nominal interest rate and the inflation rate, violates Taylor's principle in monetary policy. According to Taylor's principle, the policy based on the interest rate rule can lead to a sufficient response to the variables, thus reestablishing the balance if the sensitivity of the interest rate to the inflation rate is greater than point-for-point. If this sensitivity is equal to one, it cannot bring the stable equilibrium conditions for the economy.

Conclusions and policy implications: As it was said, in the current situation of the country, the implemented interest rate indicates the passive state of the monetary policy. In other words, it shows that it cannot bring a stable balance in response to economic shocks. In the current research, it has been tried to simulate the effects of implementing the policy of zero real interest rate and analyze its effects on macroeconomic variables, considering the theories about compensation for currency depreciation and the recent fatwa of the Supreme Leader of Islamic Republic of Iran, as well as some theories based on the zero real interest rate in the conventional

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 336-371

economy. The results of this simulation show that the mentioned policy cannot guarantee the establishment of equilibrium in the economy after the occurrence of a shock. This is because, like the current monetary policy of the central bank, this policy violates Taylor's principle. Therefore, in line with the mentioned fatwa on compensating the depreciation of the currency up to the inflation rate and in order to correct this policy rule, some variables can be considered to achieve a stable balance. These variables are such as the population growth rate, economic uncertainties, political subsidies, etc., which can be the subject of future research.

Keywords: Zero interest rate, monetary policy, interest-free banking, dynamic stochastic general equilibrium (DSGE)

JEL Classification: E43, E52, E58, C32

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال شانزدهم، شماره سی و دوم، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، ص: ۳۳۶-۳۷۱

بررسی آثار نرخ سود واقعی صفر بر اقتصاد ایران در قالب مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا

علی نظری*[۱]، سید هادی عربی[۲]، امیدعلی عادلی[۳] و یزدان گودرزی فراهانی[۴]

دریافت: ۱۴-۱۲-۱۴۰۲ **پذیرش: ۳۱-۰۲-۱۴۰۳**

چکیده

هدف از مطالعه حاضر بررسی آثار سیاست پولی نرخ سود واقعی صفر بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی شامل شبکه بانکی است. در این الگو بانک مرکزی با استفاده از ابزار عملیات بازار باز و تعیین نرخ سود سیاستی در بازار، سیاست پولی خود را اجرا می‌کند. با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۴۰۰ – ۱۳۸۸ و روش بیزین، نتایج برآورد پارامترهای ساختاری الگو نشان می‌دهد که سیاست پولی در ایران حالت انفعالی داشته و نمی‌تواند در پاسخ به شوک‌های اقتصادی واکنش متناسب داشته باشد و در نتیجه تعادل‌های اقتصادی بی‌ثبات در اقتصاد کشور قابل مشاهده است. همچنین برای بررسی آثار نرخ سود واقعی صفر، از شبیه‌سازی تصادفی استفاده شده است که نتایج نشان می‌دهد اگرچه این سیاست دارای آثار قابل انتظار بر متغیرهای کلان اقتصادی است اما این قاعده نیز نمی‌تواند واکنش کافی در متغیرها جهت برقراری مجدد تعادل باثبات ایجاد کند. دلالت‌های این پژوهش در راستای مباحث مرتبط با جبران کاهش ارزش پول آن است که برای رسیدن به تعادل با ثبات نیاز است قاعده نرخ سود واقعی صفر مورد بازبینی قرار گیرد.

واژگان کلیدی: نرخ سود صفر، سیاست پولی، بانکداری بدون ربا، تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: E43, E52, E58, C32

[۱]. نویسنده مسئول. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران و پژوهشگر بانک مرکزی ج.ا.ا. alienazari@gmail.com

[۲]. دانشیار گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران sh.arabi@qom.ac.ir

[۳]. دانشیار گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران oa.adeli@qom.ac.ir

[۴]. استادیار گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران y.gudarzi@qom.ac.ir

۱- مقدمه

بانک مرکزی به عنوان متولی سیاست پولی به دنبال اجرای آن دسته از سیاست‌های پولی است که تحقق اهداف نهایی انتخاب شده را به همراه داشته باشد. برای تحقق این اهداف، به طور معمول بانک‌های مرکزی از یک مکانیزم اثرگذاری استفاده می‌کنند به این صورت که در قدم اول ابزار عملیاتی انتخاب می‌شود و این ابزار در مرحله دوم بر یک متغیر با عنوان هدف میانی اثر گذاشته و سپس از طریق تغییرات در آن، اهداف نهایی حاصل می‌شود (میشکین[۱]، ۲۰۲۱: ۴۶۲). ابزارهای انتخاب‌شده توسط بانک مرکزی بسته به شرایط اقتصادی و ویژگی‌های محیطی، می‌تواند اثربخشی‌های متفاوتی در جهت تحقق اهداف کلان داشته باشد، به این مفهوم که در یک شرایط معین، ممکن است یک ابزار فاقد اثرگذاری باشد درحالی‌که ابزاری دیگر کاملا بر اهداف نهایی اثرگذار باشد (جانگ[۲]، ۲۰۱۸: ۱۱).

بر این اساس، بررسی اثربخشی ابزارهای پولی بانک مرکزی مستلزم تجزیه و تحلیل مکانیزم انتقال پولی است؛ زیرا در این مکانیزم، مشخص می‌شود که سیاست پولی اتخاذ شده در هر مرحله چه تاثیری بر متغیرهای هدف داشته و در نهایت به چه نحوی اهداف نهایی را محقق ساخته است (آیرلند[۳]، ۲۰۰۵).

برای بررسی ساختار سیاست پولی در قالب مکانیزم انتقال پولی، در ابتدا لازم است فرم تبعی قاعده سیاستی بانک مرکزی مشخص شود که این فرم می‌تواند به دو صورت باشد: قاعده مبتنی بر کل‌های پولی (مک‌کالم[۴]، ۱۹۸۴) و قاعده مبتنی بر نرخ سود سیاستی (تیلور[۵]، ۱۹۹۳). در قاعده مبتنی بر کل‌های پولی، نرخ رشد پایه پولی (یا نقدینگی) هدف میانی بانک مرکزی قرار گرفته که می‌تواند به دو صورت پیگیری نرخ رشد ثابت یا نرخ رشد متغیر باشد (مک‌کالم، ۱۹۸۷). در طرف

---

۱. Mishkin (2021)

۲. Jung (2018)

۳. Ireland (2005)

۴. McCallum (1984)

۵. Taylor (1993)

مقابل، در حالت نرخ سود سیاستی، قاعده بانک مرکزی می‌تواند به صورت پیگیری سیاست نرخ سود ثابت یا نرخ سود متغیر در طول زمان باشد (اسونسن[۱]، ۲۰۰۳: ۴۳۰).

طی دهه‌های گذشته، بانک‌های مرکزی به دلایلی تمایل به استفاده از نرخ سود سیاستی به عنوان متغیر میانی (و عملیات بازار باز به عنوان ابزار سیاستی) پیدا کرده‌اند که از مهمترین این دلایل می‌توان از عدم وجود ارتباط میان کل‌های پولی و رشد اقتصادی (بوشن و امیلز[۲]، ۱۹۸۸: ۳۶۵)، درجه بالای انعطاف قیمت‌ها (چو، کیم و کیم[۳]، ۲۰۲۳: ۳۸۶)، نوآوری‌های مالی (پورتر و دیگران[۴]، ۱۹۷۹: ۲۲۰) و کشش بالای تقاضای پول نسبت به نرخ بهره (بایتاس و مارتی[۵]، ۱۹۸۹: ۱۰۸) نام برد. بر این اساس مشاهده می‌شود که از دهه ۱۹۷۰ میلادی عمده بانک‌های مرکزی دنیا به سمت استفاده از نرخ سود سیاستی حرکت کرده‌اند.

ویژگی دیگری که بسیاری از کشورهای دنیا از دهه ۱۹۸۰ به بعد با آن مواجه شدند، نرخ تورم پایین بوده است که این امر باعث شد تا به تدریج برخی از کشورها به سمت سیاست هدف‌گذاری تورم متمایل شوند (دبله[۶]، ۱۹۹۷ و برنانکی[۷]، ۱۹۹۹: ۳۹) که جهت‌گیری به سمت این سیاست، باعث شد تا مفهوم نرخ تورم بهینه در ذهن بسیاری از سیاست‌گذاران شکل گیرد. از میان قواعد مختلف برای تعیین نرخ تورم بهینه، می‌توان به قاعده فریدمن[۸] (۱۹۶۹) اشاره داشت که پیشنهاد می‌کند نرخ تورم باید برابر منفی نرخ بهره واقعی باشد که در نتیجه این پیشنهاد و بر اساس قاعده فیشر، نرخ بهره اسمی برابر صفر می‌شود.

---

۱. Svensson (2003)

۲. Boschen and O.Mills (1988)

۳. Cho, Kim and Kim (2023)

۴. Porter et.al. (1979)

۵. Baytas and Marty (1989)

۶. Debelle (1997)

۷. Bernanke (1999)

۸. Friedman (1969)

ساده‌ترین راه برای درک نرخ بهره اسمی صفر، این است که پول دارای بازدهی صفر است و علت مزیت آن بر برخی دارایی‌های مالی این است که به عنوان واحد شمارش و واسطه مبادله مورد استفاده قرار می‌گیرد. منتهی این برداشت در شرایطی است که نرخ تورم وجود نداشته باشد یا منفی باشد؛ در شرایطی که نرخ تورم مثبت باشد آنگاه بازدهی صفر پول در شرایطی قابل تصور است که نرخ بهره اسمی دقیقا برابر نرخ تورم لحاظ شده و در نتیجه بر اساس قاعده فیشر، نرخ بهره واقعی که همان بازدهی پول است برابر صفر شود.

با توجه به مطالب فوق‌الذکر، می‌توان گفت یک راه برای اجرای سیاست پولی بانک مرکزی، انتخاب نرخ ثابت برای هدف میانی (نرخ سود سیاستی) است که این نرخ می‌تواند بر اساس پیشنهاد فریدمن، مقدار صفر باشد. لیکن در دنیای واقع این سیاست قابلیت اجرا ندارد، اما راه دیگر یعنی قرار دادن نرخ سود سیاستی برابر با یک مقدار مثبت (نرخ تورم) قابلیت اجرا دارد؛ زیرا بر اساس قاعده تیلور، واکنش نرخ سود سیاستی به نرخ تورم می‌تواند برابر یک باشد. در این مطالعه بر اساس یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، این سیاست برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد، به این‌معنی که در صورت اجرای سیاست نرخ سود واقعی صفر، به این مفهوم که نرخ سود اسمی برابر با نرخ تورم قرار گیرد، چه تبعاتی برای اقتصاد به همراه خواهد داشت.

در همین راستا دهه‌هاست مباحث مرتبط با جبران کاهش ارزش پول در میان محققان اقتصاد اسلامی و فقها در جریان است و نتایجی نیز حاصل شده، اما تاکنون نتایج حاصل شده به حوزه عملی و اجرایی سرایت پیدا نکرده است. درهر صورت، برای کاربست نظریه‌ای چنین با اهمیت ضرورت دارد آثار آن بر اقتصاد مورد ارزیابی قرار گیرد.

با توجه به بررسی مطالعات صورت گرفته، پیش از این مطالعه‌ای در خصوص ارزیابی آثار سیاست نرخ سود واقعی صفر بر اقتصاد ایران انجام نشده است که این پژوهش از این حیث دارای نوآوری است.

ساماندهی مقاله نیز به این صورت است که ابتدا در بخش دوم به ترتیب به مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. بخش سوم به توضیح ساختار، سیستم معادله‌ها و بخش چهارم به برآورد مدل اختصاص دارد. در خاتمه نیز نتایج به‌دست آمده از مدل تشریح می‌شود.

۲ – ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

اهمیت قرار دادن کران صفر بر نرخ بهره اسمی یا واقعی به عنوان یک محدودیت سیاست پولی بستگی به، ماهیت، فراوانی و دوره زمانی دارد که شوک‌های اقتصادی رخ می‌دهند (آمیرات و اریلی[1]، ۲۰۰۱). ترکیب این ویژگی‌ها در طول زمان و در هر کشوری متفاوت و متاثر از سیاست پولی (و مالی) است. مبنای سیاست پولی در اقتصاد ایران، تحریم ربا و ممنوعیت نرخ بهره (به صورتی که در اقتصاد سرمایه‌داری لحاظ می‌شود) است. بر این اساس این سوال قابل طرح و بررسی است که اصولا در نظام اقتصاد اسلامی، قید نرخ بهره صفر (تحریم ربا) به چه صورتی اعمال می‌شود.

طرح نظریه نرخ بهره صفر (مانند نظریه فریدمن) در ادبیات نظری اقتصادی این سوال را در مطرح می‌کند که آیا این نظریه منطبق بر اقتصاد اسلامی است؟ در پاسخ باید گفت که از حیث نظری و عملی، تفاوت‌های ساختاری میان این دو مفهوم وجود دارد (بخشی دستجردی[2]، ۱۳۹۰: ۷۳). از جمله نظریه‌های نرخ بهره صفر در ادبیات اقتصادی، نظریه آله[3] (۱۹۴۷) است. بر اساس نظریه آله، یک اقتصاد ایستا (اقتصادی با فرض جمعیت ثابت) در صورتی در وضعیت بهینه قرار دارد که نرخ بهره واقعی صفر باشد. این نظریه بعدها مورد حمایت سوان[4]، فلپس[5]، لرنر[6] و ساموئلسن[7] قرار گرفت (ساموئلسن، ۱۹۵۸) و (لرنر، ۱۹۵۹). اما آنچه لازم است در خصوص این دست نظریات مورد توجه قرار گیرد این است که نرخ بهره واقعی صفر به معنی حذف ربا از معادلات اقتصادی نیست؛ بنابراین همانند نظریه فریدمن، این نظریه هم‌راستا با نظریه اقتصاد اسلامی نفی ربا نیست.

از سوی دیگر رویکرد مزبور به نرخ بهره در اقتصاد متعارف یا به تعبیری دیگر سیاست نرخ سود واقعی صفر می‌تواند دلالت‌هایی برای اقتصاد اسلامی و کشور ما نیز داشته باشد؛ چرا که موضوع جبران کاهش ارزش پول همواره مورد توجه محققان اقتصاد اسلامی و فقیهان بوده است. به عنوان

---

1. Amirault and O`Reilly (2001)
2. Bakhshi Dastjerdi (2010)
3. Allais (1947)
4. Swan
5. Phelps
6. Lerner (1959)
7. Samuelson (1958)

مثال جبران کاهش ارزش پول در قرض تا حد تورم طبق فتوای مقام معظم رهبری پذیرفته شده است[۱] (خامنه‌ای[۲]، ۱۳۹۳). اگرچه این فتوا در حوزه فردی صادر شده است لیکن با فرض اینکه ممکن است در سال‌های آتی مقدمه تعمیم آن به حوزه عمومی فراهم آید نیاز است پژوهش‌هایی در خصوص آن صورت پذیرد. بر این اساس این پژوهش به دنبال آن است که آثار اقتصادی سیاست نرخ سود واقعی صفر که مبتنی بر فرض جبران تورم در قرض و تعمیم آن به نظام بانکی است بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران ارزیابی و تبعات آن تحلیل و بررسی شود.

۲-۲- پیشینه پژوهش

الیت[۳] (۲۰۲۱) در مقاله خود آثار نرخ بهره اسمی منفی را مورد بررسی قرار داده است. بر اساس نظر نویسنده، بعد از بحران مالی اخیر (۲۰۰۸)، بانک‌های مرکزی به عنوان یک سیاست پولی انبساطی، نرخ بهره اسمی منفی را اجرایی کردند اما کماکان آثار این سیاست مبهم است. نرخ‌های بهره منفی می‌تواند باعث تحریک اقتصاد شود اما در عین حال سودآوری بانک‌ها را در معرض خطر قرار می‌دهد. با توجه به این موارد، در این مقاله آثار نرخ بهره منفی در قالب یک مدل DSGE مورد بررسی قرار گرفته است که یافته‌های مدل نشان می‌دهد کارایی سیاست پولی در زمان نرخ بهره منفی در حدود ۶۰ تا ۹۰ درصد زمان نرخ بهره مثبت است.

دیویدپور و دیگران[۴] (۲۰۲۰) در پژوهش خود، اثر نرخ‌های بهره اسمی منفی و صفر را بر برخی متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند. به عقیده نویسندگان، مهمترین مسئله در خصوص نرخ بهره صفر، تمایل افراد و موسسات مالی در اعطای تسهیلات و ریسک مرتبط با آن است. با تحمیل شرط نرخ بهره صفر، نویسندگان دو نتیجه از مدل خود به دست آورده‌اند: اولا، وجود نرخ بهره صفر، نسبت به نرخ بهره منفی، کارایی بیشتری در زمینه تمایل افراد به استقراض و

---

۱. بر ا ساس فتوای اخیر معظم‌له در جلد دوم، ر ساله آموز شی معاملات، محا سبه تورم در بازپرداخت قرض با ر ضایت طرفین جایز است و ربا نیست.

2. Khamenei (2014)
3. Ulate (2021)
4. David-Pur et.al. (2020)

تحمل ریسک دارد و ثانیا، از نظر آماری، تفاوتی میان نرخ بهره صفر و منفی در خصوص تخصیص دارایی‌های ریسکی میان پروژه‌های سرمایه‌گذاری وجود ندارد.

کانور و دیگران[1] (۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان «قاعده سیاست بهینه پولی با لحاظ ناهمگنی انتظارات کارگزاران اقتصادی در قالب مدل‌های مبتنی بر رفتار کارگزاران» تاثیر شکل‌دهی متفاوت انتظارات افراد بر متغیرهای کلان اقتصادی و اثرات توزیعی سیاست پولی با لحاظ رفتارهای متفاوت کارگزاران اقتصادی را در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی می‌کنند. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که تحت شرایط صلاحدیدی، تلاش مقام پولی برای توزیع مجدد ثروت به سمت خانوارهای بدهکاری که دارای مطلوبیت نهائی از خالص ثروت هستند، منجر به تغییرات در تورش تورمی می‌شود.

نقدی و عفتی باران[2] (۱۳۹۸) به دنبال برآورد و محاسبه نرخ بهره بهینه طی دوره ۹۵-۱۳۷۵ برای دست‌یابی به نرخ تورم بهینه و رشد اقتصادی مطلوب با استفاده از الگوی کنترل بهینه هستند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد برای رسیدن به نرخ رشد اقتصادی مطلوب ۶ درصد در سال و نرخ تورم هدف‌گذاری شده ۱۰ درصد، میانگین نرخ بهره بهینه در اقتصاد ایران برای دوره ۹۵-۱۳۷۲ حدود ۵/۲ درصد است. با توجه به اینکه میانگین نرخ سود بانکی برای اقتصاد ایران طی همین دوره ۱۴/۳ درصد بوده است؛ پیشنهاد می‌شود نرخ سود کاهش یابد. این امر موجب گسترش سرمایه‌گذاری و در نهایت، گسترش تولید و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران خواهد شد.

گاوین[3] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان «رژیم سیاست پولی و نرخ بهره واقعی» با بررسی چهار رژیم متمایز پولی فدرال رزرو در ایالات متحده امریکا در سال‌های ۱۹۶۵ تا پایان سال ۲۰۱۵، نشان می‌دهد این رژیم‌های مختلف سیاست پولی نتایج متفاوتی را برای تورم، نرخ بهره و رشد مصرف واقعی به بار آورده‌اند. یکی از نتایج مهم این مقاله این است که به نظر می‌رسد سیاست پولی بتواند بر نرخ‌های بهره واقعی بلندمدت و رشد مصرف واقعی در دوره‌هایی از سیاست‌های پولی شدید تأثیر بگذارد و فدرال رزرو می‌تواند برای یک دوره طولانی نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت را به طور غیرعادی

1. Kanour et. al. (2019)
2. Naghdi & Efati Baran (2019)
3. Gavin (2018)

بالا یا به طور غیرعادی پایین نگه دارد. در واقع هدف اصلی این مقاله آن است که نشان دهد سیاست پولی دلیل اصلی پایین‌بودن نرخ بهره واقعی از زمان شروع بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ است و عواملی همچون پیری جمعیت و افزایش تقاضا برای دارایی‌ها چندان در آن مؤثر نبوده است.

کولیش[1] و دیگران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای تحت عنوان «تخمین مدل‌های DSGE با سیاست نرخ بهره صفر» اثرات سیاست کران پایینی نرخ بهره[2] را بر نرخ بهره، نرخ تورم و انتظارات بخش خصوصی بر تغییراتی که بر روی تولید ملی می‌گذارد مورد ارزیابی قرار می‌دهند. آنها نشان می‌دهند که با وجود دشواری‌هایی که سیاست‌گذاری پولی در شرایط رکودی در مواجهه با کران پایینی نرخ بهره اسمی دارد چگونه می‌تواند اقتصاد را برای خروج از رکود تحریک کند و همچنین استنباط می‌کنند که اجرای سیاست پولی از چه طریقی می‌تواند صورت پذیرد.

چن[3] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان «ارزیابی آثار سیاست نرخ بهره صفر[4] از طریق فیلتر تغییر رژیم مدل DSGE» ادعا می‌کند که مدل‌های استاندارد DSGE با استفاده از قاعده تیلور (بعد از رکود اقتصادی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ بر خلاف آنچه فدرال رزرو آمریکا در اتخاذ سیاست نرخ بهره صفر عمل کرد)، افزایش نرخ بهره را پیش‌بینی می‌کردند. این مقاله با مطالعه دو روش برای مدل‌سازی سیاست نرخ بهره صفر در مدل‌های DSGE که عبارت‌اند از مدل انتظارات عقلایی آینده‌نگر کامل و مدل تغییر رژیم مارکوف، نشان می‌دهد که مدل تغییر رژیم برای ارزیابی آثار سیاست مزبور مناسب‌تر است.

بخشی دستجردی و محمودی‌نیا[5] (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی نظری و تجربی نرخ طبیعی بهره از دیدگاه متعارف و مقایسه آن با دیدگاه رقیب: مطالعه موردی اقتصاد ایران ۱۳۵۲-۱۳۸۷» نرخ طبیعی بهره در اقتصاد ایران را بررسی می‌کنند. نتایج به‌دست آمده از این پژوهش نشان می‌دهد که نرخ طبیعی بهره در اقتصاد ایران، پایین‌تر از نرخ بهره پولی بوده و برای از بین بردن

1. Kulish et. al. (2017)
2. Zero Lower Bound
3. Chen (2014)
4. Zero Interest Rate Policy
5. Bakhshi Dastjerdi & Mahmoudinia (2013)

شکاف بیکاری طبیعی لازم است ازطریق اصلاح سیستم پولی و بانکی کشور، نرخ بهره پولی را به سمت اندازه طبیعی آن سوق داد.

اسپرومورگوس[1] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان «آیا سیاست پولی می‌تواند (و باید) همواره یک نرخ بهره واقعی صفر را دنبال کند؟» با اشاره به فصل پایانی نظریه عمومی کینز در خصوص امکان ایجاد یک سیاست دائمی نرخ بهره بسیار پایین، زمینه‌های چنین سیاستی را از نظر توصیفی و هنجاری بررسی و تحلیل می‌کند. سپس عملی بودن سیاست را در رابطه با سه مانع ارزیابی می‌کند: ۱- نیاز به یک ابزار سیاستی جایگزین برای هدف‌گذاری تورم، ۲- احتمال تشویق سفته‌بازان با توجه به ارزان بودن پول و ۳- محدودیت‌هایی که بر انتخاب سیاست پولی توسط بازارهای مالی یکپارچه جهانی اعمال می‌شود.

۳- تشریح مدل

در ساختار متعارف الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی، در ابتدا لازم است بخش‌های الگو تعیین شود. بخش‌های تشریح شده به دو دسته تقسیم می‌شوند: دسته اول، آن قسمت از ساختار مدل است که شرایط عرضه و تقاضای کل و به عبارتی وضعیت تعادل اقتصاد را مشخص می‌کند. دسته دوم، آن بخش از مدل است که شرایط تسویه و در واقع جمع‌کننده ساختار محسوب می‌شوند (گالی[2]، ۲۰۰۸). با توجه به موضوع مطالعه، بخش‌های تشریح شده در دسته اول این مطالعه عبارت‌اند از: خانوار (هزینه مصرف نهایی بخش خصوصی اقتصاد)، شبکه بانکی (به عنوان تامین کننده تسهیلات و اعتبارات) و تولیدکننده کالاها و خدمات نهایی (بخش عرضه کل اقتصاد)؛ همچنین بخش‌های دسته دوم عبارت است از: دولت (هزینه مصرف نهایی بخش دولتی اقتصاد) و بانک مرکزی به عنوان تعیین‌کننده نرخ‌های سود که شرایط تسویه مدل را فراهم می‌کند.

۳-۱- بخش خانوار

خانوار به‌عنوان نماینده بخش مصرف خصوصی اقتصاد، از یک برنامه مصرف در طول زمان زندگی برخوردار است که برنامه مذکور، نشان‌دهنده مسیر بهینه متغیرهای هدف خانوار در طول

1. Aspromourgos (2011)
2. Gali (2008)

زمان است که با استفاده از تابع مطلوبیت خانوار و قید بودجه خانوار استخراج می‌شود (والش[1]، ۲۰۱۰: ۳۳۱). بنابراین برای تصریح رفتار بخش خانوار لازم است این دو عامل به صراحت تشریح شوند که تصریح آن‌ها مستلزم لحاظ این نکته است که چه متغیرهایی در تصمیم‌گیری خانوار نقش داشته و لحاظ می‌شوند. در این مطالعه فرض می‌شود خانوار به چهار صورت، منابع خود را خرج می‌کند: خرید کالاها و خدمات مصرفی، سرمایه‌گذاری، افتتاح حساب سپرده دارای سود نزد بانک‌ها و نگهداری پول نقد (و حساب‌های بدون سود).

در طرف مقابل، منابع قابل تصرف خانوار عبارت است از حقوق و دستمزد ناشی از عرضه نیروی‌کار، مانده پول نقد دوره قبل، اصل و سود سپرده دارای سود حاصل از دوره قبل و درآمد خالص حاصل از سرمایه‌گذاری. نکته مهمی که در این ساختار مورد توجه قرار دارد این است که سپرده‌گذاری خانوار در بانک‌ها باعث ایجاد منابع برای بانک‌ها شده و آن‌ها می‌توانند با استفاده از منابع مذکور نسبت به اعطای تسهیلات اقدام کنند. در اینجا فرض شده است خانواری که خود منبع ایجاد کننده سپرده است، به دلیل داشتن منابع مالی مازاد، متقاضی تسهیلات نبوده و خانوارهایی تسهیلات دریافت می‌کنند که دارای مازاد منابع نیستند.

بنابراین در حالتی که اقتصاد دارای سیستم بانکی است، برای تشریح بهتر جریان پویای تبادل نقدینگی میان بخش دارای مازاد منابع و بخش دچار کسری منابع، خانوارها (به عنوان صاحبان سپرده بانکی و متقاضیان تسهیلات بانکی) به دو دسته تقسیم می‌شوند: دسته اول خانوارهایی که دارای مازاد منابع و بنابراین سپرده بانکی هستند و دسته دوم خانوارهایی که دچار کسری منابع بوده و بنابراین سپرده بانکی نداشته و متقاضی تسهیلات بانکی هستند. بنابراین بخش خانوار مدل در دو بخش تنظیم و مدل‌سازی می‌شود.

۳-۱-۱- خانوار دارای مازاد منابع

درآمد خانوارهای دارای مازاد منابع بیشتر از مصارف آن‌ها بوده و در نتیجه بخشی از درآمد آن‌ها صرف افتتاح حساب نزد شبکه بانکی می‌شود. اگر خانوار دارای مازاد منابع را با اندیس s نشان

[1]. Walsh (2010)

دهیم آن‌گاه فرض می‌کنیم تابع مطلوبیت این دسته از خانوارها به صورت رابطه (۱) است (والش، ۲۰۱۰: ۳۳۱):

$$U_t = E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[\frac{(C_{s,t}^T)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c}+\frac{(M_{s,t}/P_t)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m}-\frac{L_{s,t}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}\right] \quad (۱)$$

تابع مطلوبیت تصریح شده در رابطه (۱) نشان می‌دهد که خانوار از سه عامل کسب مطلوبیت می‌کند: شاخص مصرف کالا و خدمات ($C_{s,t}^T$)، تراز حقیقی پول ($M_{s,t}/P_t$) (که $M_{s,t}$ تراز اسمی و P_t سطح عمومی قیمت‌ها است) و استراحت ($1-L$). پارامترهای این تابع شامل کشش مصرف بین دوره‌ای (σ_c)، کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره (σ_m) و معکوس کشش عرضه نیروی‌کار (σ_L) است.

در این مطالعه همانند فیورر[1] (۲۰۰۰) فرض می‌شود که مصرف‌کننده در صورت فزونی مصرف نسبت به دوره قبل کسب مطلوبیت می‌کند که این ویژگی به عادت مصرفی معروف بوده و به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$C_{s,t}^T = C_{s,t} - hC_{s,t-1}$$

که $C_{s,t}$ مصرف کالا و خدمات و h پارامتر عادت مصرف است. برای تامین هزینه‌های مصرفی لازم است منابع مالی خانوار دارای مازاد منابع تصریح شود که همانطور که اشاره شد از محل نگهداری پول نقد دوره قبل، سپرده دارای سود، درآمد نیروی‌کار و درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری حاصل شده و می‌توان قید بودجه مقابل خانوار را به صورت رابطه (۲) نوشت (اسمتز و ووترز، ۲۰۰۳: ۱۱۴۹):

$$P_tC_{s,t} + D_{s,t} + M_{s,t} + I_{s,t} \le W_tL_{s,t} + M_{s,t-1} + (1+r_{t-1}^d)d_{s,t-1} + r_t^kZ_tK_{s,t-1} - \psi(z_t)K_{s,t-1} \quad (۲)$$

فرد دارای مازاد منابع می‌تواند نقدینگی خود را در قالب پول نقد یا حساب جاری بدون سود ($M_{s,t}$) و یا در قالب ایجاد سپرده بانکی[2] دارای سود ($D_{s,t}$) نگهداری کند که در این صورت، فرض می‌شود در طی دوره نگهداری، یک نرخ سود مشخص (r_t^d) به آن تعلق می‌گیرد. مازاد بر مخارج مصرفی و نگهداری نقدینگی، خانوار مابقی منابع خود را صرف سرمایه‌گذاری ($I_{s,t}$) می‌کند که این سرمایه‌گذاری در نهایت و طی زمان به انباشت سرمایه ($K_{s,t}$) منجر شده و بر اساس ظرفیت تولیدی

[1]. Fuhrer (2000)

[2]. منظور از سپرده‌ها، سپرده‌های دارای سود است که عملا شامل سپرده‌های پس‌انداز و بلندمدت است.

و نسبت استفاده از سرمایه (Z_t)، یک بازدهی به آن تعلق می‌گیرد، اگرچه همزمان با ظرفیت به کارگیری سرمایه انباشت شده، یک هزینه تعدیل سرمایه $(\psi(z_t))$ به آن تعلق می‌گیرد. همچنین، W_t نرخ دستمزد به ازای هر واحد عرضه نیروی کار است.

با توجه به اینکه پویایی‌های حجم سرمایه بر اساس میزان هزینه‌های سرمایه‌گذاری، میزان هدررفت هزینه‌ها طی فرآیند سرمایه‌گذاری (S) و نرخ استهلاک (δ) تعیین می‌شود، پس در این مطالعه فرآیند مذکور به صورت رابطه (۳) فرض می‌شود:

$$K_{s,t} = (1-\delta)K_{s,t-1} + I_{s,t}\left(1 - S\left(\frac{I_{s,t}}{I_{s,t}}\right)\right) \qquad (۳)$$

هدف خانوار کسب بالاترین سطح مطلوبیت نسبت به قیود منابع و انباشت سرمایه است که این امر از طریق استخراج مسیر بهینه متغیرهای تصمیم‌گیر خانوار حاصل می‌شود. برای استخراج مسیرهای بهینه فوق، در ابتدا لازم است تابع هدف خانوار (که یک فرم تابع لاگرانژ محسوب می‌شود)، به شکل رابطه (۴) تصریح شود:

$$L = E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left\{\left[\frac{(C_{s,t}^T)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{(M_{s,t}/P_t)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m} - \frac{L_{s,t}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}\right] + \lambda_{1,t}\left[W_t L_{s,t} + M_{s,t-1} + (1+r_{t-1}^d)d_{s,t-1} - P_t C_{s,t} + D_{s,t} + M_{s,t} + I_{s,t}\right] + \lambda_{2,t}\left[(1-\delta)K_{s,t-1} + I_{s,t}\left(1 - S\left(\frac{I_{s,t}}{I_{s,t}}\right)\right) - K_{s,t}\right]\right\} \qquad (۴)$$

که ضرایب لاگرانژ $\lambda_{1,t}$ و $\lambda_{2,t}$ به ترتیب نشان‌دهنده مطلوبیت نهایی سرمایه و ارزش سایه‌ای سرمایه است. شرط لازم یافتن مسیرهای بهینه متغیرهای خانوار، این است که مشتق مرتبه اول لاگرانژ نسبت به متغیرهای فوق برابر صفر شود، لیکن به دلیل فرم ریسک‌گریزی نسبی تابع مطلوبیت و قیود خطی مقابل آن، به طور خودکار شرط کافی محقق شده و نیازی به بررسی آن نیست. بر این اساس، شرط لازم (شرایط بهینه مرتبه اول) این مسئله عبارت است از:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{s,t}} = 0 \Longrightarrow (C_{s,t} - \mathrm{h}C_{s,t-1})^{-\sigma_c} = \lambda_{1,t} \qquad (۵)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_{s,t}} = 0 \Longrightarrow m_{s,t}^{-\sigma_m} - \lambda_{1,t} + \beta E_t\frac{\lambda_{1,t+1}}{(\mathrm{P}_{t+1}/P_t)} = 0 \qquad (۶)$$

$$\frac{\partial L}{\partial d_{s,t}} = 0 \Rightarrow -\lambda_{1,t} + \beta(1+r_t^d)\frac{E\lambda_{1,t+1}}{(\mathrm{P}_{t+1}/P_t)} = 0 \qquad (۷)$$

$$\frac{\partial L}{\partial I_t} = 0 \Rightarrow -\lambda_{1,t} + \lambda_{2,t} - \lambda_{2,t} S\left(\frac{I_{s,t}}{I_{s,t-1}}\right) - \lambda_{2,t} I_{s,t} \frac{1}{I_{s,t-1}} S'\left(\frac{I_{s,t}}{I_{s,t-1}}\right) +$$
$$\beta E \lambda_{2,t+1} \left(\frac{I_{s,t+1}}{I_{s,t}}\right)^2 S'\left(\frac{I_{s,t+1}}{I_{s,t}}\right) = 0 \quad (۸)$$

$$\frac{\partial L}{\partial z_t} = 0 \Rightarrow r_t^k = \psi'(z_t) \quad (۹)$$

$$\frac{\partial L}{\partial K_{s,t}} = 0 \Rightarrow \beta^{t+1}\left[\lambda_{1,t+1}\left(r_{t+1}^k z_{t+1} - \psi(z_{t+1})\right) + \lambda_{2,t+1}(1-\delta)\right] - \beta^t \lambda_{2,t} = 0 \quad (۱۰)$$

که در رابطه فوق، $m_{s,t}$ و $d_{s,t}$ به ترتیب نشان‌دهنده تراز حقیقی پول و ارزش حقیقی سپرده‌ها است.

خانوارهای دارای مازاد منابع با این مسئله مواجه هستند که تا چه میزان در بانک i–ام سپرده‌گذاری کنند. بر اساس اصل حداکثرسازی، تقاضای خانوار برای سپرده‌گذاری در بانک به میزانی انجام می‌شود که سود حاصل از آن برای وی حداکثر شود که در این صورت مسئله بهینه‌یابی خانوار به صورت رابطه (۱۱) تعریف می‌شود (دیکسیت و استیگلیتز، ۱۹۷۷: ۳۰۳):

$$max_{d_t(j,i)} \int_0^1 r_t^d(i) d_t(s,i) di,\ S.t.\quad \left[\int_0^1 d_t(s,i)^{(\chi_t^d - 1)/\chi_t^{bd}} di\right]^{\chi_t^d/(\chi_t^d-1)} = d_t(i) \quad (۱۱)$$

که χ_t^d کشش جانشینی میان انواع سپرده بانک‌ها است. از شرط بهینه مرتبه اول این مسئله، تابع تقاضا برای سپرده‌گذاری در بانک i–ام به‌صورت رابطه (۱۲) حاصل می‌شود:

$$d_t(i) = \left(\frac{r_t^d(i)}{r_t^d}\right)^{-\chi_t^d} d_t \quad (۱۲)$$

که d_t کل سپرده‌های ایجاد شده توسط شبکه بانکی کشور است. با توجه به تعدد انواع سپرده‌های قابل افتتاح، می‌توان انتظار نرخ‌های سود متنوع را داشت و با ترکیب آن‌ها (از طریق جایگذاری رابطه (۱۲) در تابع هدف (۱۱))، می‌توان به شاخص نرخ سود در اقتصاد رسید:

$$r_t^d = \left[\int_0^1 r_t^d(i)^{1-\chi_t^d} di\right]^{-1/(\chi_t^d - 1)} \quad (۱۳)$$

۳-۱-۲- خانوار دارای کسری منابع

مسئله خانوار مواجه با کسری منابع به این صورت است که منابع درآمدی آن کمتر از مصارف بوده و بخشی از کسری درآمد خود را از طریق دریافت تسهیلات بانکی جبران می‌کند. اگر از

اندیس J برای اشاره به خانوار مواجه با کسری استفاده شود، آنگاه تابع مطلوبیت مقابل خانوار نماینده این دسته از خانوارها با استفاده از رابطه (۱۴) تعریف می‌شود (والش، ۲۰۱۰: ۳۳۲):

$$U_t = E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[\frac{(C_{j,t}^T)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c}+\frac{(M_{j,t}/P_t)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m}-\frac{L_{j,t}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}\right] \qquad (۱۴)$$

که تعاریف متغیرها همانند خانوار دارای مازاد منابع است با این تفاوت که اندیس متغیرها تغییر یافته است. این دسته از خانوار، دو نوع مصرف کلی دارد که یکی، هزینه‌های خرید کالا و خدمات و دیگری میزان نگهداری پول نقد (و یا حساب بدون سود) برای انجام معاملات خود است. لیکن، به دلیل کسری منابع، این دسته از خانوار مجبور است کسری موردنیاز خود را از طریق اخذ تسهیلات بانکی (TS_t) جبران نماید و در دوره بعد آن را با یک نرخ سود مشخص (r_t^{TS}) بازپرداخت کند. بر این اساس قید بودجه خانوار دارای کسری با استفاده از رابطه (۵) تصریح می‌شود:

$$P_tC_{j,t}+M_{j,t}+(1+r_{t-1}^{TS})TS_{t-1}\le W_tL_{j,t}+M_{j,t-1}+TS_t \qquad (۱۵)$$

که تعاریف سایر متغیرها دقیقا همانند خانوارهای دارای مازاد منابع است با این تفاوت که اندیس نماینده خانوار تغییر یافته است. لازم به ذکر است این دسته از خانوارها به دلیل محدودیت مالی و مقروض بودن به شبکه بانکی، نمی‌توانند در فرآیند انباشت سرمایه مشارکت داشته باشند. بر این اساس، مسئله مقابل این دسته از خانوارها تعیین مسیر بهینه متغیرهای تصمیم‌گیری است، به نحوی که بالاترین سطح مطلوبیت ایجاد شود، در این‌صورت تابع لاگرانژ به صورت رابطه (۱۶) تعریف می‌شود:

$$L = E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left\{\left[\frac{(C_{j,t}^T)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c}+\frac{(M_{j,t}/P_t)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m}-\frac{L_{j,t}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}\right]+\lambda_t\left[W_{j,t}L_{j,t}+M_{j,t-1}+TS_t-\right.\right.$$
$$\left.\left.P_tC_{j,t}-M_{j,t}-(1+r_{t-1}^{TS})TS_{t-1}\right]\right\} \qquad (۱۶)$$

بر این اساس شرایط لازم (بهینه مرتبه اول) خانوار دچار کسری منابع برحسب متغیرهای تصمیم‌گیر آن عبارت است از:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{j,t}}=0\Longrightarrow(C_{j,t}-hC_{j,t-1})^{-\sigma_c}=\lambda_t \qquad (۱۷)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_{j,t}}=0\Longrightarrow m_{j,t}^{-\sigma_m}-\lambda_t+\beta E_t\frac{\lambda_{t+1}}{(P_{t+1}/P_t)}=0 \qquad (۱۸)$$

با توجه به تعداد بانک‌ها در یک محیط رقابتی، رقابت جهت جذب مشتریان وجود دارد و میان تسهیلات ارائه شده آن‌ها یک کشش وجود دارد که آن را با نماد χ_t^{TS} نشان می‌دهیم. با توجه

به کشش تعریف شده، حجم کل تسهیلات اعطایی بانک i–ام به خانوارهای دچار کسری منابع (که با اندیس j نشان داده شد) را می‌توان با استفاده از شاخص دیکسیت–استیگلیتز به صورت رابطه (۱۹) نشان داد:

$$TS_t(i) = \left[\int_0^1 TS_t(j,i)^{(\chi_t^{TS}-1)/\chi_t^{TS}} di\right]^{\chi_t^{TS}/(\chi_t^{TS}-1)} \quad (۱۹)$$

از آنجایی که تسهیلات بر اساس هدف از پرداخت طبقه‌بندی می‌شوند و هر طبقه می‌تواند نرخ سود مختص به خود را داشته باشد، کل سود پرداختی خانوارهای دارای کسری منابع بابت کل تسهیلات دریافت شده (TS_t) برابر است با:

$$r_t^{TS} TS_t = \int_0^1 r_t^{TS}(i) TS_t(i) di \quad (۲۰)$$

هدف خانوار، دریافت تسهیلات به نحوی است که کمترین هزینه را بابت سود آن پرداخت نماید، به عبارتی طبقه‌ای از تسهیلات پرداختی انتخاب می‌شود که کمترین هزینه پرداختنی را به همراه داشته باشد که این امر از حل رابطه (۲۱) حاصل می‌شود:

$$min_{TS_t(i)} \int_0^1 r_t^{TS}(i) TS_t(i) di$$
$$\left[\int_0^1 TS_t(j,i)^{(\chi_t^{TS}-1)/\chi_t^{TS}} di\right]^{\chi_t^{TS}/(\chi_t^{TS}-1)} = TS_t(i) \quad (۲۱)$$

شرط بهینه مرتبه اول مسئله بالا نشان می‌دهد که میزان کل تسهیلات تقاضا شده برای بانک i–ام از کل تسهیلات نظام بانکی به چه میزان است:

$$TS_t(i) = \left(\frac{r_t^{TS}(i)}{r_t^{TS}}\right)^{-\chi_t^{TS}} TS_t \quad (۲۲)$$

همان طور که اشاره شد چون در اقتصاد ایران بانک‌ها می‌توانند بر اساس اختیار خود مسدودی سپرده بابت تسهیلات اعطایی دریافت کنند، قادر خواهند بود نرخ‌های سود متفاوتی (نرخ سود موثر) بابت آن تسهیلات از مشتری طلب کنند و بنابراین انتظار می‌رود نه با یک نرخ سود معین و مشخص بلکه با تعدادی نرخ سود متفاوت در زمینه تسهیلات بانکی مواجه باشیم. با جای‌گذاری رابطه (۲۲) در رابطه (۲۰)، شاخص کلی نرخ سود تسهیلات برحسب همه نرخ‌های سود حاصل می‌شود:

$$r_t^{TS} = \left[\int_0^1 r_t^{TS}(i)^{1-\chi_t^{TS}} di\right]^{-1/(\chi_t^{TS}-1)} \quad (۲۳)$$

در این مطالعه فرض می‌شود که سطح دستمزد نیروی‌کار عرضه شده از هر دو خانوار با هم برابر است و تفاوتی میان آن‌ها نیست. بر این اساس در این مرحله باید مشخص شود که سطح دستمزد

چگونه در این ساختار تعیین می‌شود. در این راستا، فرض می‌کنیم این دو دسته خانوار انواع متنوعی نیروی‌کار با سطح دستمزد مرتبط با آن تخصص عرضه می‌کنند و عرضه کل نیروی‌کار در این شرایط و با استفاده از شاخص دیکسیت–استیگلیتز با استفاده از رابطه (۲۴) مشخص می‌شود (اسمتز و ووترز، ۲۰۰۳: ۱۱۵۷):

$$L_t = \left[\int_0^1 L_t^{\left(\frac{1}{1+\vartheta}\right)}(\mu)d\mu\right]^{1+\vartheta}, \ \mu = s,j \qquad (۲۴)$$

رابطه (۲۴) تجمیع نیروی‌کار دو دسته خانوار را نشان می‌دهد که در آن ϑ نشان‌دهنده کشش جانشینی میان دو دسته نیروی‌کار است. حال اگر $W_{\mu,t}$ نشان‌دهنده دستمزد اسمی هر واحد نیروی‌کار باشد، آنگاه تابع تقاضا برای هر واحد نیروی کار از حداقل‌سازی هزینه تامین نیروی کار و به صورت رابطه (۲۵) حاصل می‌شود:

$$L_{\mu,t} = \left(\frac{W_{p,t}}{W_t}\right)^{-(1+\vartheta)/\vartheta} L_t \qquad (۲۵)$$

حال با جای‌گذاری رابطه (۲۵) در رابطه (۲۴)، شاخص سطح عمومی دستمزد به صورت رابطه (۲۶) حاصل می‌شود (اسمتز و ووترز، ۲۰۰۳: ۱۱۵۹):

$$W_t = \left[\int_0^1 W_t^{\left(\frac{-1}{\vartheta}\right)}(\mu)d\mu\right]^{-\vartheta} \qquad (۲۶)$$

در تعیین دستمزدها، عموما افراد به دو دسته قابل تقسیم هستند؛ دسته اول، آن بخش از نیروی‌کار است که به دلیل توانمندی و مهارت خود، می‌تواند بر اساس شرایط، دستمزد بهینه متناسب را تعیین کنند و دسته دوم افرادی هستند که به دلیل شرایط رقابتی‌تر، بر اساس تورم دوره قبل دستمزد خود را تعیین می‌کنند. حال اگر نسبت دسته اول به کل نیروی‌کار برابر γ و نسبت دسته دوم به کل نیروی‌کار برابر $(1-\gamma)$ باشد آنگاه رابطه (۲۶) را می‌توان به صورت رابطه (۲۷) بازنویسی کرد:

$$W_t = \left[(\gamma W_t^*)^{\left(\frac{-1}{\vartheta}\right)} + ((1-\gamma)\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right)^{\Lambda} W_{t-1}\right]^{-\vartheta} \qquad (۲۷)$$

که عبارت اول در رابطه (۲۷)، مربوط به دسته اول نیروی‌کار است که در آن W_t^* دستمزد بهینه بوده و عبارت دوم رابطه (۲۷) مربوط به دسته دوم نیروی‌کار است که Λ نسبت تعدیل دستمزد به تورم دوره قبل است. با حل مسئله تعیین دستمزد بهینه نیروی‌کار دسته اول، رابطه تورم دستمزد به دست می‌آید.

۳-۲- بنگاه تولیدکننده

بنگاه‌های تولیدکننده از طریق ترکیب عوامل تولید نیروی‌کار و سرمایه، عرضه کالا و خدمات ($y_t(f)$) در اقتصاد را مشخص می‌کنند. در این ساختار فرض می‌شود بنگاه‌های مذکور در یک فضای رقابت انحصاری (که قابلیت تعیین قیمت را دارند)، فعالیت داشته و تکنولوژی تولید آن‌ها به صورت رابطه (۲۸) است (اسمتز و ووترز، ۲۰۰۳: ۱۱۶۳):

$$y_t(f) = (K_t(f))^{\alpha_k} l_t^{1-\alpha_k}(f) \qquad (۲۸)$$

بر اساس مطالعه کالوو[1] (۱۹۸۵) می‌توان فرضیه چسبندگی قیمت را به این صورت در نظر گرفت که بخشی از بنگاه‌ها قیمت خود را ثابت در نظر گرفته و بخشی دیگر بر اساس بهینه‌یابی سود، قیمت جدید خود را تعیین می‌کنند. لیکن در دنیای واقع، انتظار ثابت بودن قیمت در یک دوره زمانی می‌تواند دور از واقعیت باشد و مدل‌های تعمیم‌یافته به این صورت عمل می‌کنند که بنگاه‌ها به دو دسته تقسیم می‌شوند: دسته اول بنگاه‌هایی هستند که بر اساس بهینه‌یابی سود، قیمت خود را در دوره‌های بعد تنظیم می‌کنند و دسته دوم بنگاه‌هایی هستند که اگرچه نمی‌توانند قیمت بهینه جدید را تعیین کنند اما سعی می‌کند به صورت نسبتی از تورم دوره قبل، قیمت بهینه جدید را تعیین کنند.

بنابراین در این مطالعه فرض می‌شود یک نسبت از بنگاه‌ها (ξ^p) در هر دوره بر اساس تورم دوره قبل (با ضریب γ^p) قیمت دوره بعد خود را تعیین می‌کنند و مابقی بنگاه‌ها بر اساس بهینه‌یابی مسیر قیمتی جدید خود را تعیین می‌کنند؛ بر این اساس می‌توان سود بنگاه را با استفاده از رابطه (۲۹) تعریف کرد:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\xi^P)^j \left(\frac{\beta^j \Lambda_{t+j}}{\Lambda_t}\right) \left[\frac{P_t(f)}{P_{t+j}} \prod_{k=1}^{j} \left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi_t}\right)^{\gamma^p}\right\} - mc_{t+j}\right] Y_{t+j}(f) \qquad (۲۹)$$

که در این رابطه، Λ_t نرخ جانشینی مصرف بین‌دوره‌ای است که نشان‌دهنده برنامه تولیدی بنگاه بر اساس تمایل مصرفی خانوارها است. همچنین π_t نرخ تورم و mc هزینه نهایی تولید است که چون تابع تولید از جنس بازدهی ثابت به مقیاس است، در نتیجه هزینه نهایی در واقع همان هزینه متوسط است.

[1]. Calvo (1985)

هدف بنگاه یافتن قیمت بهینه (P_t^*) از طریق بهینه‌یابی رابطه (۲۹) است که بر این اساس شرط بهینه مرتبه اول آن عبارت است از:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \xi^P)^j \left(\frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t \lambda_{t+j}^p}\right) \left[\frac{P_t^*}{P_t} \prod_{k=1}^{j} \left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi}\right)^{\gamma^p} \frac{\pi}{\pi_{t+k}}\right\}\right]^{-\frac{1+\lambda_{t+j}^P}{\lambda_{t+j}^P}} Y_{t+j}$$
$$\left[\frac{P_t^*}{P_t} \prod_{k=1}^{j} \left\{\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi}\right)^{\gamma^p} \frac{\pi}{\pi_{t+k}}\right\} - (1+\lambda_{t+j}^P) mc_{t+j}\right] = 0 \qquad (۳۰)$$

با حل این مسئله منحنی فیلیپس کینزی جدید با لحاظ چسبندگی حاصل می‌شود.

۳-۳- سیستم بانکی و قاعده پولی بانک مرکزی

طبق تعریف، سیستم بانکی شامل بانک مرکزی و بانک‌های تجاری و سایر موسسات اعتباری غیربانکی فعال در حوزه عملیات بانکی است[۱]. بنابراین برای بررسی رفتار سیستم بانکی، ابتدا رفتار بانک مرکزی و سپس رفتار شبکه بانکی تشریح می‌شود.

رفتار بانک مرکزی در تعیین هدف میانی خود بر اساس قاعده پولی مورد استفاده آن قابل بررسی است. در ایران، بانک مرکزی از سال ۱۳۹۸ اعلان کرد که از ابزار عملیات بازار باز برای هدایت سیاست پولی استفاده می‌کند و بر این اساس نرخ سود در بازار بین بانکی به عنوان متغیر هدف میانی قرار گرفت. در واقع بانک مرکزی برنامه عملیاتی خود را بر این ساز و کار قرار داد که با واکنش به نوسان‌های اقتصادی از طریق تغییر در نرخ سود سیاستی، بر سایر نرخ‌های بازار اثر گذاشته و از این طریق با استفاده از فعال‌سازی مکانیزم انتقال پولی، بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار شود. بر این اساس رابطه تبعی (۳۱) برای قاعده سیاست پولی لحاظ می‌شود (تیلور، ۱۹۹۳: ۲۰۱):

$$\frac{r_t^p}{\bar{r}} = \left(\frac{r_{t-1}^p}{\bar{r}}\right)^{r_1} \left(\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{r_2} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{r_3}\right)^{1-r_1} \qquad (۳۱)$$

[۱]. تفکیک در بخش گزیده آمارهای اقتصادی بانک مرکزی بر تارنمای: https://www.cbi.ir/simplelist/27854.aspx

عملیات بازار باز بانک مرکزی از طریق عملیات ریپو[۱] و تسهیلات قاعده‌مند[۲] انجام می‌شود[۳] به نحوی که عملیات ریپو یکبار در هفته (روزهای دوشنبه) و عملیات تسهیلات قاعده‌مند در تمامی روزهای هفته انجام می‌شود. ذکر این نکته ضروری است که کشف نرخ سود در عملیات ریپو بر اساس حراج هفتگی بانک مرکزی مشخص می‌شود که گزارش‌های سیاست پولی بانک مرکزی نشان می‌دهد مقدار آن تقریبا نزدیک به نرخ سود موزون در بازار بین بانکی است و در این مطالعه این دو نرخ یکسان فرض می‌شود.

به دلیل انطباق با مبانی فقهی اقتصاد اسلامی، عملیات مذکور به این صورت انجام می‌شود که اوراق خزانه بانک‌ها به صورت قطعی از آن‌ها خریداری شده و سپس واریز ریالی آن به حساب جاری بانک‌ها انجام می‌شود. بنابراین پایه پولی از هر دو سمت منابع (افزایش اوراق دولتی نزد بانک مرکزی) و مصارف (افزایش ذخایر بانک‌ها) افزایش می‌یابد. با توجه به این‌که مدل حاضر بر اساس یک اقتصاد بسته طراحی شده و با فرض این‌که خالص سایر اقلام ترازنامه بانک مرکزی برابر صفر باشد، می‌توان پایه پولی از سمت منابع را به صورت رابطه (۳۲) نوشت:

$$M_t = NGOV_t + BAK_t \qquad (۳۲)$$

که BAK_t و $NGOV_t$ به ترتیب نشان‌دهنده بدهی بانک‌ها و خالص بدهی دولت به بانک مرکزی است. پویایی‌های بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به این صورت است که از مجموع مانده بدهی دوره قبل به بانک مرکزی و اضافه برداشت ($EZ_t(i)$)، بدهی دوره جاری بانک به بانک مرکزی تعیین می‌شود:

$$BAK_t(i) = (1-\varpi)BAK_t(i) + (1 + r_t^{dis})EZ_t(i) \qquad (۳۳)$$

---

[۱]. ریپو یا قرارداد بازخرید (Repurchase Agreement) یک قرارداد مالی است که در آن فروشنده موافقت می‌کند تا اوراق بهاداری را به خریدار فروخته و متعهد می‌شود که این اوراق را در تاریخ و قیمت مشخصی (کمی بالاتر از قیمت فروش) در آینده مجددا خریداری کند. هدف از قراردادهای Repo تامین مالی کوتاه مدت بانک‌ها بوده و بانک‌ها می‌توانند با نرخ سود مناسب، نقدینگی مورد نیاز خود را از طریق بانک مرکزی تامین کنند.

[۲]. تسهیلات قاعده‌مند (Standing Facility) تسهیلاتی است که بانک مرکزی بر اساس آن ذخایر اضطراری کوتاه‌مدت را به بانک‌های تجاری اعطا می‌کند.

[۳]. گزارش عملیات اجرایی سیاست پولی بانک مرکزی بر تارنمای: https://www.cbi.ir/showitem/27059.aspx

که r_t^{dis} نرخ جریمه اضافه برداشت و ϖ آن بخش از بدهی دوره قبل است که تسویه شده است.

بررسی رفتار بانک‌های تجاری و موسسات اعتباری غیربانکی مستلزم بررسی و تجزیه و تحلیل ترازنامه آن‌ها است. دامنه رفتار بانک‌ها به این صورت است که منابع خود را از محل جذب سپرده‌های خانوار تامین کرده و سپس مصارف آن‌ها از طریق اعطای تسهیلات مشخص می‌شود. نکته بسیار مهم در تشریح رفتار بانک‌ها این است که در مطالعات استاندارد سایر کشورها، بانک‌ها این اختیار را دارند که در یک فضای رقابتی، نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات را به طور مستقل (و نه دستوری) تعیین کنند اما در اقتصاد ایران، رویکرد به این صورت است که نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات از طریق شورای پول و اعتبار تعیین و به شبکه بانکی ابلاغ می‌شود.

لیکن، علیرغم دستوری بودن نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات، بانک‌های کشور از یکسری راه‌حل‌ها برای تخطی از نرخ‌های مذکور و تعیین نرخ‌ها حسب صلاحدید خود استفاده می‌کنند که از جمله آن‌ها می‌توان به مسدودی سپرده هنگام اعطای تسهیلات (که نرخ سود موثر تسهیلات اعطایی را افزایش می‌دهد) و افتتاح سپرده‌های ویژه (با نرخ‌های بالاتر از نرخ‌های رسمی) اشاره کرد. با این تفاسیر می‌توان گفت بانک‌های کشور نیز کم و بیش به طور مستقل در تعیین نرخ‌های سود خود ولو در یک بازه محدود عمل می‌کنند.

برای تشریح رفتار بانک‌ها ابتدا لازم است ترازنامه آن‌ها تشریح شود. بانک‌ها در سمت ترازنامه خود دارایی‌های متنوعی دارند لیکن برای اختصار در مدلسازی اقلام مهم و بدون کاستن از جامعیت مدل، فرض می‌شود مهمترین اقلام سمت دارایی ترازنامه، تسهیلات اعطایی ($B_t(i)$) و حجم اوراق دولتی ($B_t^G(i)$) است که بر اساس قانون، بانک‌ها در ایران ملزم هستند حداقل به میزان ۳ درصد مانده سپرده‌های خود، اوراق دولتی خریداری کنند.

در سمت بدهی و حقوق صاحبان سهام ترازنامه، نیز فرض می‌شود که اقلام عمده و مهم شامل بدهی بانک به بانک مرکزی ($BFED_t$)، سپرده‌ها ($D_t(i)$) و حقوق صاحبان سهام ($K_t^b(i)$) آن باشد. بر این اساس، ترازنامه بانک به صورت رابطه (۳۴) تعریف می‌شود:

$$B_t(i) + B_t^G(i) = BAK_t(i) + D_t(i) + K_t^b(i) \qquad (۳۴)$$

حال با مشخص شدن ترازنامه بانک، عملیات بانکی شبکه بانکی مورد بررسی قرار می‌گیرد. تصمیم‌گیری بانک در مورد تعیین چهار متغیر است: تعیین میزان سپرده‌ها، حجم تسهیلات اعطایی،

نرخ سود سپرده و نرخ سود تسهیلات. نرخ سود سپرده و تسهیلات به ترتیب نشان‌دهنده قیمت سپرده و تسهیلات است و بنابراین ابتدا بانک نسبت به تعیین حجم سپرده و تسهیلات اقدام کرده و سپس نرخ‌های سود را تعیین می‌کند. برای تعیین حجم بهینه سپرده و تسهیلات ابتدا لازم است یک تابع هدف برای بانک تعریف شود. تابع هدف می‌تواند این باشد که بانک در ازای سپرده‌پذیری و تسهیلات‌دهی چه درآمدی کسب و چه هزینه‌ای پرداخت می‌کند. در این مطالعه تابع هدف به صورت رابطه (۳۵) تعریف می‌شود:

$$max_{TS_t,D_t}\ r_t^{TS}TS_t(i) - r_t^d D_t(i) - \kappa(D_t(i)TS_t(i)) \qquad (۳۵)$$

که در این تابع هدف، جزء اول درآمد تسهیلات، جزء دوم هزینه پرداخت سود سپرده و جزء سوم هزینه‌های عملیاتی و اداری بانکداری است. بر این اساس، با ترکیب شرط بهینه نسبت به سپرده و تسهیلات خواهیم داشت:

$$\left(D_t(i)+TS_t(i)\right) = \frac{r_t^{TS}-r_t^d}{\kappa} \qquad (۳۶)$$

بر اساس رابطه بهینه (۳۶)، حجم عملیات بانکداری (مجموع سپرده و تسهیلات)، به‌صورت نسبتی از تفاضل نرخ سود تسهیلات از نرخ سود سپرده‌ها تعیین می‌شود. با توجه به این‌که بر اساس ترازنامه بانک، بخشی از کسری نقدینگی بانک می‌تواند از محل ریپو تامین شود و با فرض این‌که نرخ ریپو در هر لحظ از زمان به میزان Θ_t واحد از نرخ سود سپرده متفاوت باشد، آنگاه رابطه (۳۶) را می‌توان به صورت رابطه (۳۷) نوشت:

$$\left(D_t(i)+TS_t(i)\right) = \frac{r_t^{TS}-(r_t^p+\Theta_t)}{\kappa} \qquad (۳۷)$$

با تعیین حجم بهینه عملیات بانکداری، در مرحله بعد لازم است بانک نرخ سود تسهیلات و سپرده‌ها را تعیین کند. بانک باید نرخ سود تسهیلات را به‌گونه‌ای تعیین کند که درآمد حاصل از تسهیلات برای آن حداکثر شود. درآمد حاصل از تسهیلات برابر با $r_t^{TS}(i)TS_t(i)$ است، لیکن باید در نظر داشت که با توجه به فضای رقابتی میان بانک‌ها، تعدیل نرخ سود می‌تواند باعث تحمیل یک هزینه به بانک شود که این هزینه تعدیل را می‌توان بر اساس یک تابع مرتبه دوم به صورت $\frac{\chi_{TS}}{2}\left(\frac{r_t^{TS}(i)}{r_{t-1}^{TS}(i)}-1\right)^2 r_t^{TS}TS_t(i)$ نشان داد؛ بر این اساس هدف بانک در تعیین سود حداکثری از اعطای تسهیلات، حل مسئله (۳۷) مشروط به رابطه (۲۲) است:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[r_t^{TS}(i) TS_t(i) - \frac{\chi_b}{2} \left(\frac{r_t^{TS}(i)}{r_{t-1}^{TS}(i)} - 1 \right)^2 r_t^{TS} TS_t(i) \right] \quad (۳۸)$$

که شرط بهینه مرتبه اول مسئله فوق عبارت است از:

$$1 - \chi_{TS} \left(\frac{r_t^{TS}}{r_{t-1}^{TS}} - 1 \right) \frac{r_t^{TS}}{r_{t-1}^{TS}} + \beta E \left\{ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \chi_{TS} \left(\frac{r_{t+1}^{TS}}{r_t^{TS}} - 1 \right) \left(\frac{r_{t+1}^{TS}}{r_t^{TS}} \right)^2 \frac{TS_{t+1}(i)}{TS_t(i)} \right\} = 0 \quad (۳۹)$$

در آخر آنچه بانک باید نرخ سود پرداختی به انواع سپرده‌ها را به نحوی انتخاب نماید که هزینه آن حداقل شود. هزینه مرتبط با این بخش شامل دو قسمت است: هزینه پرداخت سود سپرده و هزینه‌ای که بابت تعدیل نرخ سود سپرده متوجه بانک می‌شود؛ بر این اساس مسئله حداقل‌سازی مذکور با استفاده از رابطه (۴۰) نشان داده می‌شود:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[r_t^d(i) d_t(i) + \frac{\chi_d}{2} \left(\frac{r_t^d(i)}{r_{t-1}^d(i)} - 1 \right)^2 r_t^d d_t(i) \right] \quad (۴۰)$$

با توجه به تابع (۴۰)، شرط بهینه مرتبه اول این مسئله عبارت است از:

$$-1 + \varepsilon_t^d - \varepsilon_t^d \frac{r_t}{r_t^d} - \kappa_d \left(\frac{r_t^d}{r_{t-1}^d} - 1 \right) \frac{r_t^d}{r_{t-1}^d} + \beta E \left\{ \frac{\lambda_{t+1}^p}{\lambda_t^p} \kappa_d \left(\frac{r_{t+1}^d}{r_t^d} - 1 \right) \left(\frac{r_{t+1}^d}{r_t^d} \right)^2 \frac{d_{t+1}(i)}{d_t(i)} \right\} = 0 \quad (۴۱)$$

۳-٤- تراز مالی دولت

برای بررسی بودجه دولت لازم است ساختار تامین مالی و هزینه‌کرد بودجه دولت بررسی شود. اولین نکته‌ای که باید مورد توجه قرار گیرد این است که بر اساس قانون، در هر سال مالی دولت می‌تواند صرفا تا سقف ۳ درصد منابع، به صورت تنخواه از بانک مرکزی استقراض کند و بیشتر از آن مجاز نیست و در صورت استفاده، لازم است در پایان سال مالی به طور کامل آن را تسویه نماید؛ بر این اساس می‌توان گفت که استقراض از بانک مرکزی، در پایان دوره مالی، در سمت منابع و مصارف دولت مانده صفر دارد. سایر محل‌های درآمدی دولت که در سمت راست ترازنامه آن ذکر می‌شود شامل مالیات‌ها (T_t)، فروش دارایی‌های غیرمالی (NF_t) و فروش دارایی‌های مالی (F_t) است که عمده قلم فروش دارایی‌های مالی، انتشار اسناد خزانه اسلامی (و یا سایر اوراق مالی اسلامی) است. از سمت چپ ترازنامه، هزینه‌های دولت شامل هزینه جاری (CC_t)، هزینه تملک دارایی‌های مالی (TF_t) و هزینه تملک دارایی‌های غیرمالی (NTF_t) است که هزینه

تملک دارایی‌های مالی مربوط به سرفصل بازپرداخت اصل اسناد خزانه (و یا اصل و سود سایر اوراق مالی اسلامی) سررسید شده و هزینه تملک دارایی‌های غیرمالی مربوط به سرفصل اعتبارات عمرانی است. با این تفاسیر، قید بودجه دولت عبارت است از:

$$F_t + NF_t + T_t = CC_t + TF_t + NTF_t \quad (۴۲)$$

۳-۵- شرط تسویه بازار

برای تحمیل تعادل بر معادلات سمت عرضه و تقاضای کل اقتصاد، لازم است تولید ناخالص داخلی به قیمت عوامل برابر با تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار باشد[۱] که به صورت رابطه (۴۳) بیان می‌شود:

$$Y_t = C_t + I_t + CC_t \quad (۴۳)$$

٤- یافته‌های پژوهش

در این مطالعه، از روش بیزین برای برآورد پارامترهای ساختاری الگو استفاده شده است. همچنین، داده‌های مورداستفاده در این قسمت، داده‌های فصلی برای دوره ۱۳۸۸-۱۴۰۰ است که پس از حذف روندهای فصلی، با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات، مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها استخراج شده است. لازم به ذکر است، برای برآورد مدل، ابتدا معادلات غیرخطی برآورد شده از شرایط بهینه مرتبه اول، با استفاده از بسط تیلور، حول مقادیر تعادلی حاصل از روش هودریک – پرسکات خطی شده و سپس پارامترهای مدل خطی‌شده برآورد می‌شوند.

داده‌های مذکور از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی[۲] استخراج شده‌اند. براین‌اساس، نتایج برآورد پارامترهای الگو در جدول (۱) گزارش شده است.

بر اساس یافته‌های حاصل از برآورد پارامترها، ضریب مصرف دوره قبل و مصرف انتظاری در تابع مصرف کل بخش خصوصی به ترتیب برابر ۴۹/۵ درصد و ۵۰/۵ درصد است؛ این نتیجه نشان‌دهنده اهمیت عادت مصرفی در الگوی مصرف خانوار بوده و همانطور که اشاره شد رفتار

---

۱. با این فرض که خالص مالیات‌های بر تولید و واردات برابر صفر باشد.

۲. بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی بر تارنمای https://tsdview.cis.cbi.ir

کوهانی شکل برای تابع واکنش آنی مصرف به همراه خواهد داشت. بر اساس نتایج برآورد، حدود ۷۷ درصد بنگاه‌ها در هر دوره بر اساس اصل حداکثرسازی سود، نسبت به تعیین قیمت جدید بهینه خود عمل می‌کنند و مابقی (۲۳ درصد) بر اساس ضریبی از تورم دوره قبل، تورم جدید خود را اعمال می‌کنند. وزن این دو گروه از بنگاه‌ها نشان می‌دهد در اقتصاد ایران در مواجهه با یک شوک، تعدیل قیمت‌ها نسبتا سریع بوده و قیمت‌ها در رسیدن به یک سطح تعادلی جدید، خود را سریعا تعدیل می‌کنند.

میزان واکنش سیاست‌گذار پولی به نرخ تورم (۱/۰) و سطح تولید (۱/۲۲) در کنار ضریب نرخ بهره دوره قبل (۰/۹۸) نشان می‌دهد که سیاست‌گذار پولی در ایران با درجه بسیار بالایی به صورت انفعالی عمل می‌کند و در واقع نسبت به نوسان‌ها و شوک‌های تورمی نتوانسته است به میزان لازم، نرخ سود سیاستی را افزایش دهد. بر این اساس، به نظر می‌رسد با توجه به تاثیرپذیری سایر نرخ‌های سود در بازارهای مالی (مانند نرخ سود اوراق مالی اسلامی) از نرخ سود سیاستی، بانک مرکزی سعی کرده است برای ایجاد ثبات و حفظ آن نرخ‌ها در یک سطح پایین، از افزایش نرخ سود سیاستی اجتناب ورزد و به نوعی سیاست سرکوب نرخ سود را پیش بگیرد.

سرکوب نرخ سود سیاستی به نوعی مبین غلبه سیاست مالی دولت بر سیاست پولی است که از تبعات آن می‌توان به ماندگاری بالای شوک‌ها در سیستم اقتصادی و تاثیرپذیری بالای متغیرهای کلان اقتصادی از شوک‌های برونزا اشاره داشت که این امر باعث می‌شود تا نخست سیستم اقتصادی عمدتا در حالت عدم تعادل باشد و دوم حتی اگر سیستم اقتصادی در برخی برهه‌های زمانی در حالت تعادل قرار داشته باشد، تعادل آن بی‌ثبات بوده و با یک شوک دیگر، سریعا از آن تعادل خارج شود.

لیپر[1] (۱۹۹۱) در مطالعه خود این وضعیت از قاعده نرخ سود سیاستی، را سیاست‌گذاری پولی انفعالی (مغلوب) می‌نامد که در نتیجه آن یا اقتصاد در وضعیت تعادل بی‌ثبات قرار می‌گیرد و یا اصولا برای چنین اقتصادی تعادل وجود ندارد. بنابراین با تداوم رویکرد فعلی در سیاست‌گذاری پولی مبتنی بر عملیات بازار باز، نمی‌توان انتظار داشت سیاست پولی متضمن تعادل در بازار باشد.

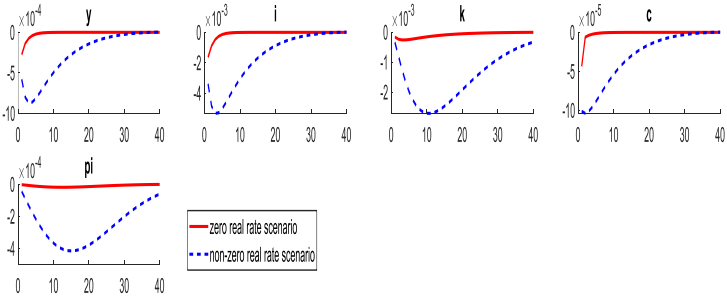
[1]. Leeper (1991)

جدول ۱: نتایج تخمین پارامترهای الگو

پارامتر	نماد	مقدار پیشین	مقدار پسین	انحراف استاندارد	تابع توزیع پیشین
عادت مصرف	H	۰,۷	۰/۹۸	۰/۱۵	بتا
عامل تنزیل	β	۰,۹۷	۰/۹۷	۰,۰۲	بتا
نرخ استهلاک	δ	۰,۰۸	۰/۱	۰,۰۳	بتا
وزن سرمایه در تابع تولید	α_k	۰,۷	۰/۷۸	۰,۲	بتا
نرخ هزینه کاربری	ψ	۰,۶	۰/۷۴	۰,۱۵	بتا
آن قسمت از بنگاه‌های داخلی که براساس بهینه‌سازی عمل نمی‌کنند	ξ^p	۰,۷۵	۰/۷۷	۰,۱	بتا
معکوس کشش تقاضای پول	σ_m	۲,۵	۲/۴۳	۰,۹	گاما
معکوس کشش مصرف بین‌دوره‌ای	σ_c	۱,۵	۲	۰,۴	گاما
هزینه تعدیل	φ	۴	۴/۶	۱	گاما
آن قسمت از خانوارهایی که دستمزد خود را براساس بهینه‌سازی تعیین نمی‌کنند	γ	۰,۷۵	۰/۹۶	۰,۱۵	بتا
تعدیل دستمزد نسبت به تورم	Λ	۰,۷	۰/۷۴	۰,۱۵	بتا
ضریب نرخ بهره دوره قبل در قاعده تیلور	r_1	۰,۸۵	۰/۹۸	۰,۱	بتا
ضریب تورم در قاعده تیلور	r_2	۱,۵۵	۱/۰	۰,۴	گاما
ضریب شکاف تولید در قاعده تیلور	r_3	۱,۵	۱/۲۲	۰,۳	نرمال
کشش جانشینی نرخ‌های بهره تسهیلات	χ_t^{TS}	۲,۷	۲,۴۵	۰,۸	گاما
کشش جانشینی نرخ‌های بهره سپرده‌ها	χ_t^d	۱,۴۶	۲/۵۷	۰,۴	گاما
معکوس کشش عرضه نیروی کار	σ_l	۱,۵	۱/۰۹	۰,۴	گاما

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که از جدول (۱) مشخص است، بر اساس قاعده سیاست پولی تعریف شده، نرخ سود با ضریبی به تحولات نرخ تورم و تولید واکنش نشان می‌دهد که نشان‌دهنده سیاست فعال بانک مرکزی نسبت به تحولات تورم و تولید است. حال برای تحمیل شرط نرخ سود واقعی صفر به مدل، لازم است نرخ سود اسمی دقیقا برابر نرخ تورم قرار گیرد که مبین سیاستی است که بانک مرکزی بدون لحاظ تحولات بخش تولید، سطح نرخ تورم را در تعیین نرخ بهره لحاظ می‌کند و واکنش یک به یک به آن در نظر می‌گیرد. برای بررسی اثر این قاعده سیاستی بر متغیرهای کلان مدل، فرض می‌شود در قاعده نرخ سود واقعی صفر، یک واحد درصد نرخ تورم و به تبع آن نرخ سود سیاستی افزایش یابد؛ سپس در قالب شبیه‌سازی آثار آن مورد بررسی قرار می‌گیرد که نتایج در نمودار (۱) ارائه‌شده است.



نمودار ۱. واکنش متغیرهای مدل به سیاست نرخ سود واقعی صفر

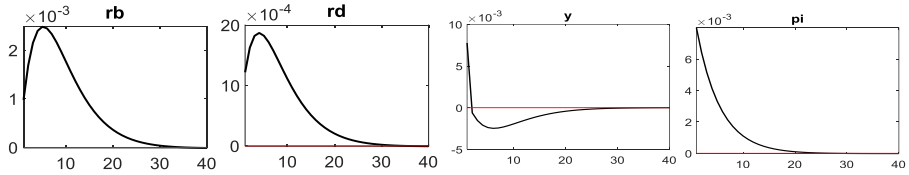
منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه نمودار (۱) مشخص است که واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک یک واحد درصدی افزایش در نرخ سود اسمی مطابق با انتظار است. بر اساس شبیه‌سازی مندرج در نمودار (۱)، با افزایش نرخ سود، بر اساس شرط اویلر مصرف بین دوره‌ای، مصرف خانوار کاهش می‌یابد و بر اساس مسیر بهینه مخارج سرمایه‌گذاری، میزان هزینه‌های سرمایه‌گذاری و به تبع آن حجم سرمایه کاهش می‌یابد. با کاهش اقلام هزینه نهایی، سطح تولید کل نیز کاهش می‌یابد. پس جهت و مسیر تغییر متغیرهای مهم کلان اقتصادی در سیاست مبتنی بر نرخ سود واقعی صفر مطابق با انتظار است.

بررسی آثار سیاست نرخ سود واقعی صفر زمانی به نحو بهتری خود را نشان می‌دهد که با سیاست نرخ سود واقعی مخالف صفر مقایسه شود. همانطور که از نمودار (۱) مشخص است، قاعده مبتنی بر نرخ سود واقعی صفر قابلیت کمتری در کنترل نوسان‌های اقتصادی دارد؛ زیرا مطابق با نمودار شبیه‌سازی شده، در حالتی که سیاست‌گذار پولی فعالانه نسبت به نوسان‌های اقتصادی واکنش نشان می‌دهد (سیاست نرخ سود واقعی مخالف صفر)، به دلیل این‌که واکنش آن به نرخ تورم یک به یک نیست، می‌تواند با تغییر در نرخ سود واقعی، نوسان‌های اقتصادی را کنترل و تعادل را به طور مجدد برقرار سازد، اما در حالتی که نرخ سود دقیقا به صورت یک به یک به نرخ تورم واکنش نشان می‌دهد، به دلیل این‌که نرخ سود واقعی تغییر نمی‌کند، تغییر محسوسی در مسیر متغیرهای کلان اقتصادی نیز به وجود نمی‌آید و بنابراین در مواجه با شوک‌های اقتصادی، متضمن برقراری تعادل نخواهد بود.

در واقع نرخ سود واقعی صفر، به معنی برابری نرخ سود اسمی و نرخ تورم، ناقض اصل تیلور در سیاست‌گذاری پولی است[1]؛ مطابق با اصل تیلور، سیاست مبتنی بر قاعده نرخ سود در صورتی می‌تواند واکنش به میزان کافی متغیرها و بنابراین برقراری مجدد تعادل را به همراه داشته باشد که میزان حساسیت نرخ سود به نرخ تورم بیشتر از یک به یک باشد و در صورتی که این حساسیت برابر یک باشد، نمی‌تواند شرط تعادل باثبات را برای اقتصاد به همراه داشته باشد. تفسیر اقتصادی برداشت تیلور به صورت فوق‌الذکر نیز به این صورت است که در صورت وقوع یک شوک تورمی، سیاست مبتنی بر نرخ سود در صورتی فراهم کننده تعادل است که نرخ سود واقعی افزایش یابد و این امر در صورتی رخ می‌دهد که نرخ سود بیشتر از نرخ تورم افزایش یابد (حساسیت بیشتر از یک)، در غیر این صورت، سیاست نرخ سود نمی‌تواند برقراری مجدد تعادل را به همراه داشته باشد.

برای بررسی سایر شوک‌های اقتصادی و تحلیل آثار آن‌ها بر متغیرهای مدل، نمودار شبیه‌سازی تصادفی برخی متغیرهای مدل در این قسمت ارائه می‌شود. اولین شوک مورد بررسی، شوک تقاضای کل ناشی از افزایش مصرف خصوصی است. بر این اساس نمودار واکنش متغیرهای مدل به این شوک در نمودار (۲) گزارش شده است:



نمودار ۲. واکنش متغیرهای مدل به شوک تقاضای کل

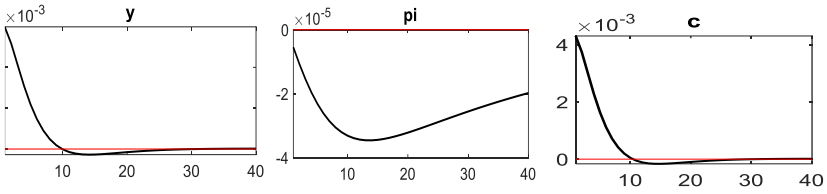
منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نمودار (۲)، با افزایش سطح مصرف ناشی از شوک مثبت مصرف بخش خصوصی، تقاضای کل و به تبع آن تولید کل نیز افزایش می‌یابد. با افزایش سطح تقاضای کل، شاهد افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و به تبع آن نرخ تورم خواهیم بود. در این شرایط که نشان‌دهنده ورود اقتصاد به دوران رونق است، تقاضا برای تسهیلات افزایش خواهد یافت که در این صورت نرخ سود تسهیلات نیز افزایش می‌یابد (rb) و بانک‌ها نیز برای افزایش منابع جهت اعطای تسهیلات بیشتر و

[1]. Walsh (2010)

همچنین به دلیل افزایش نرخ تورم، نرخ سود سپرده‌ها (rd) را افزایش می‌دهند. بنابراین در مواجه با افزایش تقاضای کل، نرخ‌های سود در اقتصاد افزایش می‌یابد.

در نمودار (۳) اثر شوک کاهش نرخ سود تسهیلات بر متغیرهای کلان نشان‌داده شده است:

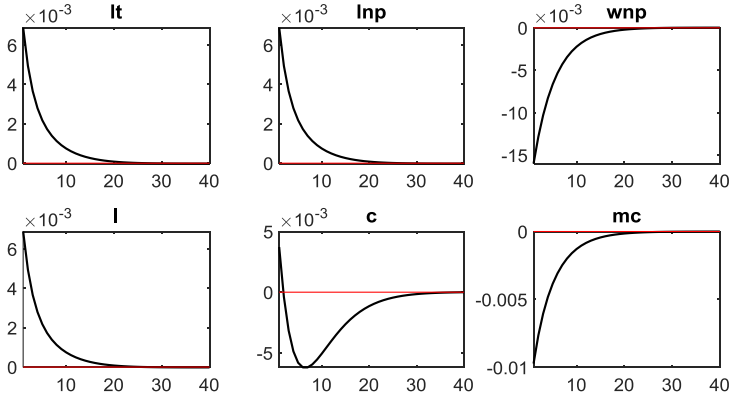


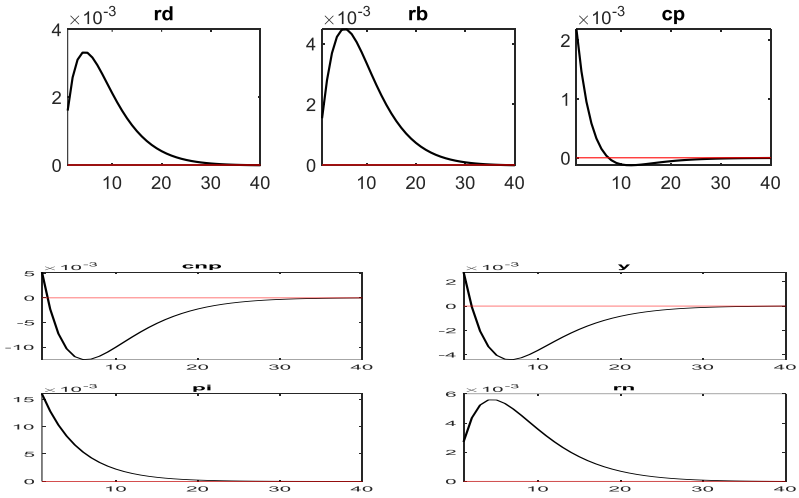
نمودار ۳. واکنش متغیرهای مدل به شوک کاهش نرخ سود تسهیلات

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نمودار (۳)، کاهش نرخ سود تسهیلات، باعث کاهش هزینه تامین مالی بنگاه‌ها و خانوارها می‌شود. با کاهش هزینه تامین مالی بنگاه‌ها، شیب افزایش قیمت آن‌ها نزولی شده و بنابراین نرخ تورم نزولی می‌شود. کاهش نرخ تورم افزایش تقاضای مصرفی خانوار و بنابراین افزایش سطح تولید را به همراه دارد.

نمودار (۴) اثر شوک افزایش نرخ تورم بر متغیرهای اقتصادی را نشان می‌دهد:





نمودار ٤. واکنش متغیرهای مدل به شوک تورمی

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نمودار (۴)، با افزایش نرخ تورم دستمزد حقیقی کاهش یافته و در این صورت تقاضا برای نیروی‌کار افزایش می‌یابد. افزایش تقاضا و عرضه نیروی‌کار با کاهش مصرف حقیقی مواجه می‌شود زیرا قدرت خرید خانوار کاهش می‌یابد. بر اساس معادله توبین، به دلیل افزایش نرخ تورم، سرمایه‌گذاری توجیه داشته و هزینه سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه افزایش می‌یابد. همچنین در مواجهه با تورم، بانک مرکزی برای کنترل شرایط، لازم است نرخ سود سیاستی را افزایش دهد که این امر افزایش نرخ سود سپرده و تسهیلات را به همراه دارد.

۵- نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر سعی شده است تا بر اساس یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ویژگی‌های اقتصاد ایران، شرایط شبکه بانکی و بانک مرکزی (به عنوان سیاست‌گذار پولی) مدل‌سازی شود. مدل مذکور شامل چسبندگی‌های اسمی و حقیقی مختلفی بوده که می‌تواند شرایط را برای واکنش با وقفه متغیرها به شوک‌های اقتصادی هموار سازد. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل، در شرایط فعلی سیاست‌گذاری کشور، نرخ سود سیاستی اجرا شده نشان‌دهنده وضعیت انفعالی

سیاست پولی بوده که مبین آن است در واکنش به شوک‌های اقتصادی نمی‌تواند تعادل باثبات را به همراه داشته باشد.

همچنین برای بررسی سایر شوک‌های اقتصادی و تحلیل آثار آن‌ها بر متغیرهای مدل، شبیه‌سازی تصادفی شوک تقاضای کل ناشی از افزایش مصرف خصوصی، شوک کاهش نرخ سود تسهیلات و شوک افزایش نرخ تورم صورت گرفت که نتایج این پژوهش نشان داد با افزایش سطح تقاضای کل، شاهد افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و به تبع آن نرخ تورم و نهایتاً نرخ‌های سود در اقتصاد خواهیم بود. کاهش نرخ سود تسهیلات نیز منجر به کاهش هزینه تامین مالی بنگاه‌ها و در نتیجه نزولی شدن نرخ تورم و افزایش سطح تولید می‌شود. افزایش نرخ تورم نیز باعث کاهش دستمزد حقیقی افزایش تقاضا برای نیروی‌کار، افزایش هزینه سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه می‌شود.

نکته پایانی اینکه در پژوهش حاضر سعی شده است تا با توجه به نظریات حول جبران کاهش ارزش پول و فتوای اخیر مقام معظم رهبری و همچنین برخی نظریات مبتنی بر نرخ بهره واقعی صفر در اقتصاد متعارف، آثار اجرای سیاست نرخ سود واقعی صفر شبیه‌سازی شده و آثار آن بر متغیرهای کلان اقتصادی تشریح شود. نتایج این شبیه‌سازی نشان می‌دهد سیاست مذکور نمی‌تواند متضمن برقراری تعادل در اقتصاد پس از وقوع یک شوک باشد، زیرا همانند سیاست پولی فعلی بانک مرکزی، این سیاست نیز ناقض اصل تیلور است.

در راستای فتوای یاد شده مبنی بر جبران کاهش ارزش پول تا نرخ تورم و برای اصلاح این قاعده سیاستی، برای رسیدن به تعادل پایدار می‌توان تعدیل‌ها و متغیرهایی را در نظر گرفت؛ همانند آنچه پیشتر در بررسی نظریه‌های پیرامون نرخ بهره واقعی صفر گفته شد، این تعدیل‌ها مواردی نظیر نرخ رشد جمعیت، نااطمینانی‌های اقتصادی، یارانه‌های سیاستی و ... است که می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی قرار می‌گیرد.

References

Allais, M. (1947). *Economie ET Interet*. Paris: Imprimerie Nationale. First Edition.

Amirault, D. & O`Reilly, B. (2001). The Zero Bound on Nominal Interest Rates: How Important Is It? *Staff Working Papers 01-6, Bank of Canada*. [DOI: https://doi.org/10.34989/swp-2001-6]

Aspromourgos, T. (2011). Can (and Should) Monetary Policy Pursue a Zero Real Interest Rate, Permanently? *Metroeconomica International Review of Economics*, **62**(4), 635-655. [DOI: j.1467-999X.2011.04133.x]

Bakhshi Dastjerdi, R., & Mahmoudinia, D. (2013). Theoretical and Empirical Study of Natural Rate of Interest: Conventional and Contrastive Points of View on the Iranian Economy during 1352-87. *The Journal of Economic Policy*, ***5***(9), 169-197. (In Persian)

Bakhshi Dastjerdi, R. (2010). A Comparative Study of the Theory of Zero Interest Rate with the Theory of Riba Ban in Islam. *Journal* of *Islamic Economics*, **10**(38), 61-80. (In Persian)

Baytas, A. & Alvin L. Marty. (1989). The Interest Elasticity of Money Demand: Further Evidence. Eastern Economic Journal, Eastern Economic Association, 15(2), 107-111.

Bernanke, B. & Mark Gertler, (1999). Monetary policy and Asset Price Volatility. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, **84**(Q IV), 17-51.

Boschen, F. & O-Mills, L. (1988). Tests of the Relation Between Money and Output in the Real Business Cycle Model. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, **22**(3), 355-374.

Calvo, A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, **12**, 383–398.

Chen, H. (2014). Assessing the Effects of the Zero-Interest-Rate Policy Through the Lens of a Regime-Switching DSGE Model. *Finance and Economics Discussion Series 2014-38*, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Cho, D. & Kim, H. & Kim, S. (2023). The Paradox of Price Flexibility in an Open Economy. *Review of Economic Dynamics*, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, **51**, 370-392.

Curdia, V., Ferrero, A., Cee Ng, G. & Tambalotti A. (2011). Evaluating Interest Rate Rules in an Estimated DSGE Models. *Staff Reports 510*, Federal Reserve Bank of New York.

David-Pur, L. & Galil, K. & Rosenboim, M. (2020). To Decrease or not to Decrease: The Impact of Zero and Negative Interest Rates on Investment Decisions. *Journal of Behavioral and Experimental Economics (formerly The Journal of Socio-Economics)*, Elsevier, **87**(C). [DOI: 10.1016/j.socec.2020.101571]

Debelle, G. (1997). Inflation Targeting in Practice. *IMF Working Paper No. 1997/035*, International Monetary Fund.

Dixit, A. K. & Stiglitz, J. E. (1977). Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *The American Economic Review*, **67**(3), 297–308.

Friedman, M. (1969). Round Table on Exchange Rate Policy. *American Economic Review*, American Economic Association, **59**(2), 364-366.

Fuhrer, J. (2000). Habit Formation in Consumption and its Implications for Monetary Policy Models. *American Economic Review*, American Economic Association, **90**(3), 367-390.

Gali, J. (2008). Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework. *Journal of Economics*, **95**(2), 179-181. [DOI:10.1007/s00712-008-0040-0]

Gavin, W. T. (2018). Monetary Policy Regimes and the Real Interest Rate. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, **100**(2), 151-169. [DOI: 10.20955/r.2018.151-69]

Ireland, P. (2005). The Monetary Transmission Mechanism. *Boston College Working Papers in Economics No. 628*, Boston College Department of Economics.

Jung, A (2018). Does Mccallum's Rule Outperform Taylor's Rule During the Financial Crisis? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, **69**(C), 9-21.

Kanour, R., Alavi Rad, A., Akbari Moghadam, B. & Mirzapour Babajan, A. (2019). The rule of optimal monetary policy based on heterogeneity of expectations of economic agents in the form of agent based model. *The Journal of Economic Policy*, **11**(22), 1-32. (In Persian) [DOI: 10.22034/epj.2020.9797.1774]

Khamenei, S. A. (2014). *Educational Treatise; Transaction Rules* Vol (2). Tehran: Islamic Revoloution, 344. (In Persian)

Kulish, M., Morley, J. & Robinson, T. (2017). Estimating DSGE Models with Zero Interest Rate Policy. *Journal of Monetary Economics*, **88**(C), 35-49.

Leeper, M. (1991). Equilibria Under Active and Passive Monetary and Fiscal Policies. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, **27**(1), 129-147.

Lerner, A. (1959). Consumption-Loan Interest and Money. *Journal of Political Economy*, **67**(5).

McCallum, B. (1987). Inflation: Theory and Evidence. *NBER Working Papers 2312*, *National Bureau of Economic Research, Inc.*

McCallum, B. (1984). Monetarist Rules in the Light of Recent Experience. *NBER Working Papers 1277*, *National Bureau of Economic Research, Inc.*

Mishkin, F. (2021). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, 13th edition, Pearson.

Naghdi, Y. & Efati Baran, F. (2019). Determining the Optimal Interest Rate and its Effects on Iran's Economy: An Application of Optimal Control Theories. *Journal of Economic Modeling*, **13**(45), 73-92. (In Persian)

Porter, D. & Simpson, T. & Mauskopf, E. (1979). Financial Innovation and the Monetary Aggregates. *Brookings Paper on Economic Activity*, 213-229.

Samuelson, P. (1958). an Exact Consumption Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy*, **66**.

Smets F. & Wouters R. (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, **1**(5), 1123-1175.

Svensson, L. (2003). What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules. *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, **41**(2), 426-477.

Taylor, J. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Elsevier, **39**(1), 195-214.

Ulate, M. (2021). Going Negative at the Zero Lower Bound: The Effects of Negative Nominal Interest Rates. *American Economic Review*, American Economic Association, **111**(1), 1-40.

Walsh, C. (2010). *Monetary Theory and Policy*. Cambridge: The MIT Press, 3rd edition.

The Journal of
Economic Policy

Yazd University

Vol. 16 No. 32 Autumn and Winter 2024 ISSN: 2645-3967

Using wavelet transforms to discover the dynamics of the causal relationship between… **1**
Mehrdad Sadrara, Saleh Taheri Bazkhaneh

Evaluating the effect of fiscal stimulus on Iran's GDP with a semi-closed input-output… **37**
Zeinab yazdani, Alireza pourfaraj, Nooraddin sharify

Estimating the effect of money illusion on the utility function of Iranian households… **68**
Reza Roshan

Financial development and the innovation-economic growth nexus in developing countries **93**
Masume Vejdani Malfejani, Mahboobeh Farahati

Investigating the Effect of Oil revenues on Tax revenues realization under Conditions… **117**
Somayeh Ahmadi, Mohammad Khezri, Fateme Zandi, Bijan Safavi

Validation of Sadaret Bank customers: Discrete regression scoring approach **145**
Maryam Behzadirad, Mahmoud Mahmoudzade, Aliabbas Heidari, Masoud Sofi Majidpor

Analysis of the role of prosperity and recession on welfare in Iran: A comparison of oil… **173**
Mehdi Hasanpour Varkolaei, Mohammad Abdi Seyyedkolaee, Shahryar Zaroki

The effects of trade and financial openness and human capital on the protection of… **208**
Somaye Sadeghi

Studying the construction budget allocation pattern in the parliamentary budget… **235**
Fateme Mardani, Hadi Qavami, Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri, Ali Cheshomi

An analysis of Nash, Berge, and Greedy equilibrium in the context of a mixed game... **262**
Davoud Mahmoudinia, Davoud Foroutannia

Investigating the relationship and coordination between monetary and financial policies… **307**
Hedayat Mehr Ali Tabar Firouzjah, Javad Taherpour, Abbas Shakeri, Teymor Mohammadi

Using the DSGE model to estimate the effect of the zero real interest rate policy on… **336**
Ali Nazari, Seyed Hadi Arabi, Omid Ali Adeli, Yazdan Gudarzi Farahani