دانشگاه یزد

نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال پانزدهم- شماره سی‌ام- پاییز و زمستان ۱۴۰۲

شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

بررسی اثرات تکانه‌های پولی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران در شرایط بحران بانکی؛ رهیافت مدل... ۱
حسین عباسی‌نژاد، سجاد برخورداری دورباش، پوریا اصفهانی

اثرات شوک ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی بر اقتصاد ایران با رویکرد DSGE ۳۸
آرش یاوری‌فر، کریم امامی جزه، تیمور محمدی

بررسی تأثیر گرایش سرمایه‌گذار بر کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی ۶۷
میلاد بدیعی، محمد حسن ابراهیمی سرو علیا، مصطفی سرگلزایی

طراحی یک مدل DSGE جهت بررسی اثرات تکانه‌های ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی ساخت داخل و... ۹۵
یونس خداپرست، زهرا فاضلی

بررسی تأثیر یارانه انرژی بر قدرت بازار صنعت ایران ۱۴۰
زهرا آخانی، احمد سرلک، ابوالفضل سعیدی‌فر، غلامعلی حاجی

تحلیل مقایسه‌ای کارایی مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش در مدل‌سازی قیمت مسکن... ۱۶۶
صلاح‌الدین منوچهری، فاتح حبیبی

اثر آستانه‌ای رانت نفت بر بدهی عمومی در ایران ۲۰۲
رضا معبودی، یونس نادمی، بنفشه عذرتی

ریسک تحلیل و ارزیابی ناترازی نظام بانکی ایران و اثر آن بر تولید با استفاده ازالگوی DSGE ... ۲۲۸
حسن چنارانی، کاظم یاوری، حسن حیدری، محمدجواد شریف‌زاده

اثر کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی ایران در چارچوب یک الگوی رشد درون‌زا ۲۷۲
سیدعباس میر دهقان اشکذری، سیدنظام‌الدین مکیان، مهدی حاج امینی، علی‌حسین صمدی

بررسی و پیش‌بینی تورم در اقتصاد ایران با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی ۳۰۷
یزدان نقدی، سهیلا کاغذیان، فرشید عفتی

تحلیل آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر سود بنگاه به روش پویایی‌شناسی سیستمی... ۳۳۴
زینب خرم، زریر نگین‌تاجی

سوگیری به حال و رفتارهای مالی فردی (کاربردی از اقتصاد رفتاری) ۳۶۵
حشمت اله عسگری، محدثه پورعلی‌مردان

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

بررسی اثرات تکانه‌های پولی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران در شرایط بحران بانکی؛ رهیافت مدل... ۱
حسین عباسی‌نژاد، سجاد برخورداری دورباش، پوریا اصفهانی

اثرات شوک ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی بر اقتصاد ایران با رویکرد DSGE ۳۸
آرش یاوری‌فر، کریم امامی جزه، تیمور محمدی

بررسی تأثیر گرایش سرمایه‌گذار بر کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی ۶۷
میلاد بدیعی، محمد حسن ابراهیمی سرو علیا، مصطفی سرگلزایی

طراحی یک مدل DSGE جهت بررسی اثرات تکانه‌های ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی ساخت داخل ۹۵
یونس خداپرست، زهرا فاضلی

بررسی تأثیر یارانه انرژی بر قدرت بازار صنعت ایران ۱۴۰
زهرا آخانی، احمد سرلک، ابوالفضل سعیدی‌فر، غلامعلی حاجی

تحلیل مقایسه‌ای کارایی مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش در مدل‌سازی قیمت مسکن... ۱۶۶
صلاح‌الدین منوچهری، فاتح حبیبی

اثر آستانه‌ای رانت نفت بر بدهی عمومی در ایران ۲۰۲
رضا معبودی، یونس نادمی، بنفشه عذرتی

ریسک تحلیل و ارزیابی ناترازی نظام بانکی ایران و اثر آن بر تولید با استفاده از الگوی DSGE ... ۲۲۸
حسن چنارانی، کاظم یاوری، حسن حیدری، محمدجواد شریف‌زاده

اثر کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی ایران در چارچوب یک الگوی رشد درون‌زا ۲۷۲
سیدعباس میر دهقان اشکذری، سیدنظام‌الدین مکیان، مهدی حاج امینی، علی‌حسین صمدی

بررسی و پیش‌بینی تورم در اقتصاد ایران با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی ۳۰۷
یزدان نقدی، سهیلا کاغذیان، فرشید عفتی

تحلیل آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر سود بنگاه به روش پویایی‌شناسی سیستمی... ۳۳۴
زینب خرم، زریر نگین‌تاجی

سوگیری به حال و رفتارهای مالی فردی (کاربردی از اقتصاد رفتاری) ۳۶۵
حشمت اله عسگری، محدثه پورعلی‌مردان

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 1-37

Investigating the effects of monetary shocks on the key variables of Iran's economy in the conditions of the banking crisis: A stochastic dynamic general equilibrium model approach

Hossein Abbasi nejad[1], Sajjad Barkhordari[2], Pourya Esfahani[*3]

Received: 03-09-2023 Accepted: 27-10-2023

Extended Abstract

Purpose: Pricing The banking system plays an important role in the structure of an economy, and the challenges of this sector can affect other sectors. One of the most important challenges of the banking system is the occurrence of a banking crisis. The International Monetary Fund defines a banking crisis as a situation in which bank runs and bank failures spread and banks are unable to pay their debts, or a situation in which the government intervenes in the banking system on a large scale. In the conditions of banking crisis, bank bankruptcies are widespread and banks are unable to pay their debts. The occurrence of this type of crisis has various causes, the main reasons of which are the high volume of non-current claims and the freezing of bank assets as a result of corporate governance, which reduces the quality of bank assets to pay the bank's obligations, thus creating an imbalance in the banks' balance sheets. One of the features of a banking crisis is systemic risk. An increase in the systemic risk in the banking system coincides with the occurrence of a banking crisis.

Systemic risk can be defined as a risk that affects the financial sector and creates an endogenous cycle that exacerbates the effect of the initial shock and causes more damage to the financial sector. With the increase of systemic risk, the probability of crisis and financial and monetary instability increases and negatively affects the real sector of the economy. In normal times, when there is no crisis, banks help the rapid development of the economy and increase the standards of living, but, when a crisis occurs, the problems in the banking sector and the subsequent failures cause serious negative consequences not only in the banking sector but also in companies directly. It also affects investors; the occurrence of banking crises during the last few decades has always caused problems for the countries engaged in the crisis. Among these

[1]. Professor of the Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: habasi@ut.ac.ir

[2] . Associate Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: barkhordari@ut.ac.ir

[3]. Corresponding Author. PhD student of the Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: p.esfahaney@ut.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 1-37

problems, one may mention the financial costs of the crisis, production losses, increase in public debts, and increase in uncollectible loans. The banking industry in Iran is one of the important financial intermediaries that can provide the basis for the growth and prosperity of the economy by properly organizing resources and expenses. More than 80% of the financing in Iran is done through banks. Therefore, the health of this sector can significantly contribute to the improvement of economic conditions. The conditions of the Iranian economy and especially the banking system in recent years indicate the signs of a banking crisis in the Iranian economy; the money market pressure index, as one of the most important indicators for measuring the banking crisis, has faced more fluctuations since the end of the 80s. Considering the high share of the banking system in the financing of economic activities in Iran and the lack of studies in the field of banking crisis and its effects on macroeconomic variables, the present research investigates the effects of systemic risk, as a representative variable of banking crisis, on the selected macroeconomic variables.

Methodology: In order to analyze the effects of the banking crisis on macroeconomic variables, the stochastic dynamic general equilibrium model has been used in the form of two limit scenarios referring to a no-crisis situation and the presence of a banking crisis at the highest level using the data of Iran's economy during the years 1982-2020. In this study, a stochastic dynamic general equilibrium model for a small open economy in terms of oil exports has been developed with an emphasis on Iran's economy in the framework of the new Keynesian school, in which the effect of monetary impulse on macroeconomic variables in the framework of the banking crisis is investigated. As a key feature of the model, employment and production decisions by firms and labor supply and consumption decisions by households are made before goods are produced and exchanged and before market-clearing prices are realized. In the sector of companies producing intermediate inputs, all the company's resources are assumed to be provided by facilities, and the presence of crisis increases the cost of receiving facilities. It is also assumed that the existence of the crisis will limit the lending resources of commercial banks, which will increase the price of the received loans due to the lack of resources.

Results and discussion: The results show that, due to monetary stimuli, variables such as production and inflation show a positive reaction to the stimuli, but, over time, the effects disappear. As a result of inflation, the real wage has decreased, and the level of real consumption has also decreased due to the decrease in the purchasing power of the members of the society. Also, due to the inflation and the increase of investment cost, the amount of investment has also decreased. Therefore, the results are compatible with consumption and investment theories. Another important result regarding the systemic risk constraint in modeling is that the banking crisis has reduced the impact of monetary impulses on macroeconomic variables and reduced the size and extent of the impact.

Conclusions and policy implications: According to the results of the study, the existence of a banking crisis causes friction in the structure of the economy and the performance of the banking network, which affects various impulses and policies. Therefore, it is suggested that the central bank or the government should consider the

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 1-37

state of the banking system from the perspective of its health in determining the rule and before implementing economic decisions.

Keywords: Banking crisis, Stochastic dynamic general equilibrium model, Inflation rate, Economic growth rate, Interest rate

JEL Classification: G33 ،E31 ،E43 ،F43.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱-۳۷

بررسی اثرات تکانه‌های پولی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران در شرایط بحران بانکی: رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

حسین عباسی‌نژاد[۱]، سجاد برخورداری دورباش[۲]، پوریا اصفهانی*[۳]

دریافت: ۱۲-۰۶-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۵-۰۸-۱۴۰۲

چکیده

نظام بانکی در ساختار یک اقتصاد نقش مهمی را ایفا می‌کند و چالش‌های این بخش می‌تواند سایر بخش‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. یکی از مهم‌ترین چالش‌های نظام بانکی، وقوع بحران بانکی است. بحران بانکی زمانی اتفاق می‌افتد که بسیاری از بانک‌ها به طور همزمان با مشکلات پرداخت بدهی یا نقدینگی جدی مواجه باشند. وقوع بحران علل مختلفی دارد که از عمده دلایل آن می‌توان به حجم بالای مطالبات غیرجاری و منجمد شدن دارایی‌های بانک در نتیجه بنگاه‌داری اشاره کرد که موجب کاهش کیفیت دارایی‌های بانکی جهت پرداخت تعهدات بانک خواهد شد. شرایط اقتصاد ایران و به خصوص نظام بانکی طی سالیان اخیر حاکی از وجود نشانه‌هایی از بحران بانکی در اقتصاد ایران است. با توجه به سهم بالای نظام بانکی از تامین مالی فعالیت‌های اقتصادی، در این مطالعه اثرات بحران بانکی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصادی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در قالب دو سناریوی حدی نبود بحران و بحران در بالاترین حد با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۰ برر سی شده است. نتایج نشان می‌دهد لحاظ قید ریسک سیستمیک در مدل‌سازی موجب کاهش اثرگذاری تکانه‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی خواهد شد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد متغیر تولید در صورت بروز تکانه پولی در شرایط بحران بانکی نسبت به شرایط عدم وجود آن، کمتر متأثر خواهد شد که نشان‌دهنده کاهش قدرت تاثیرگذاری سیاست‌ها در شرایط بحران بانکی بر متغیرها است. بنابراین، لازم است شرایط بحرانی در حوزه بازار پول و نظام بانکی در تصمیم‌گیری‌ها مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

واژگان کلیدی: بحران بانکی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، تورم، رشد اقتصادی، نرخ بهره

طبقه‌بندی JEL: F43, E43, E31, G33

---

۱. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. habasi@ut.ac.ir

۲. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. barkhordari@ut.ac.ir

۳. نویسنده مسئول. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. p.esfahaney@ut.ac.ir

۱- مقدمه

بحران بانکی به وضعیتی اطلاق می‌شود که توانایی بانک‌ها در اجرای نقش واسطه‌ای به شدت آسیب دیده باشد (دیویس و کریم[1]، ۲۰۰۸). در این شرایط ورشکستگی بانک‌ها، گسترش‌یافته و بانک‌ها قادر به پرداخت دیون خود نیستند (صندوق بین‌المللی پول، ۱۹۹۸[2]). وقوع بحران‌های بانکی، اگرچه همواره اتفاقات غیرمنتظره و غیرمتعارفی محسوب می‌شود، اما مشاهده می‌شود که از سال ۱۹۷۰ میلادی امری متداول بوده است، به‌طوری‌که در دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۰، ۱۵۱ بحران بانکی سیستمیک رخ داده است (لیون و والنسیا، ۲۰۱۸[3]). البته در سال‌های قبل‌تر نیز بحران‌هایی مانند بحران بزرگ ۱۹۲۹ اتفاق افتاده بود، اما وقوع بحران‌ها از دهه ۱۹۸۰ میلادی به بعد باعث شد تا مطالعات در خصوص بحران‌ها جدی‌تر از قبل شود. بحران‌های بانکی به واسطه ارتباط با بخش حقیقی اقتصاد می‌توانند بخش حقیقی را به صورت مستقیم و غیرمستقیم متاثر سازند. برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی بحران‌های بانکی روش‌های مختلفی وجود دارد که یکی از این روش‌ها، آزمون هشدار اولیه است. آزمون هشدار اولیه به‌عنوان یک ابزار تجربی جهت بررسی آسیب‌پذیری اقتصاد کلان و برگرفته از داده‌های اقتصادی است که با جلب توجه کارشناسان به روند متغیرهای مربوط به بحران‌های گذشته، به سیاست‌گذاران در خصوص احتمال وقوع بحران‌های آینده هشدار می‌دهد (گرملیچ و همکاران[4]، ۲۰۱۰). روش فشار بازار پول (MPI[5]) نیز یکی از مهم‌ترین شاخص‌هایی است که برای اندازه‌گیری بحران بانکی مورد استفاده قرار می‌گیرد. شاخص یاد شده نشان دهنده تنش در بازار پول است. در هنگام وقوع بحران بانکی به دلیل تزریق ذخایر اضافی توسط بانک مرکزی به سیستم بانکی، هجوم سپرده‌گذاران برای خروج سپرده‌ها از بانک را از بین برده و ریسک نقدینگی بانک‌ها را کاهش می‌دهد.

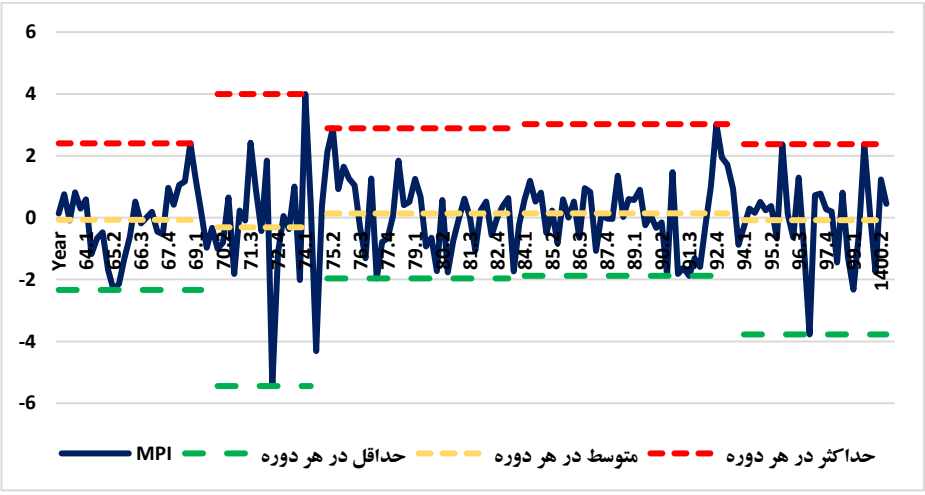
$$MPI_t = \frac{\Delta\gamma_t}{\sigma\gamma_t} + \frac{\Delta r_t}{\sigma r_t}$$

همان‌طور که از نمودار شماره (۱) مشخص است شاخص وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران طی ادوار مختلف روند متفاوت داشته و با نوساناتی همراه بوده است. صنعت بانکداری در

---

1. Davis and Karim
2. International Monetary Fund
3. Laeven and Valencia
4. Gramlich et al.
5. Money Market Pressure Index

ایران، یکی از واسطه‌های مالی مهم به شمار می‌آید که با سامان‌دهی مناسب منابع و مصارف، می‌تواند زمینه رشد و شکوفایی اقتصاد را فراهم آورد. بیش از ۸۰ درصد تامین مالی در ایران به‌واسطه بانک‌ها صورت می‌پذیرد؛ لذا، سلامت این بخش می‌تواند به بهبود شرایط اقتصاد کمک شایان توجهی کند. از سال‌های پایانی دهه ۸۰، شاخص فشار بازار پول با تشدید نوسان مواجه شده است. طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳، اقتصاد ایران شاهد رشد بالای نقدینگی به طور متوسط در حدود ۲۶ در صد، افزایش مطالبات معوق بانک‌ها از سال ۱۳۸۴ و ر سیدن آن به حدود ۲۰ در صد اعتبارات اعطایی بانک‌ها، ر شد قیمت‌ها تا ۳۵ در صد تا سال ۱۳۹۲، تشدید تحریم‌های اقتصادی و وقوع بحران مالی جهانی و ر کود اقتصادی بوده است. اضافه برداشت بانک‌ها از حساب‌های جاری خود نزد بانک مرکزی عامل اصلی افزایش بدهی بانک‌ها طی سال‌های اخیر بوده که این امر دلایل متعددی داشته است. فشارهای دولت به سیستم بانکی، مطالبات معوق و سرر سید گذشته، احتمال بخشودگی جرایم یا اعطای خط اعتباری از سوی بانک مرکزی و ضعف مدیریت نقدینگی بانک‌ها از جمله دلایل عمده اضافه برداشت بوده‌اند. نسبت مطالبات سر رسید گذشته و معوق به کل تسهیلات اعطایی بانک‌ها به ۱۷/۵ و ۱۸/۳ درصد در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ رسید که بالاترین مقدار این نرخ طی دو دهه اخیر است.



نمودار ۱: شاخص بحران بانکی طی ادوار مختلف

منبع: محاسبات تحقیق

ویژگی دیگر حاکم در این دوران، گسترش مؤسسات اعتباری غیربانکی بود که به موازات شبکه بانکی و به دور از هر نظارتی به فعالیت گسترده پولی و بانکی مشغول شدند. از آنجا که راه عمده درآمد این نوع مؤسسات، از طریق مابه‌التفاوت نرخ سود سپرده و نرخ وام‌دهی است، به سادگی به خلق پول پرداختند و حجم نقدینگی در اقتصاد طی این مدت افزایش یافت. این موسسات با تخلف در امور مالی، صورت‌های مالی غیرشفاف و مدیریت ناکارآمد، در معرض ورشکستگی قرار گرفتند که تبعات ناشی از آن باعث زیان رساندن به مطالبات مردم و سپرده آنان شد. منابع دولت برای تأمین کسری این موسسات کافی نبود و البته بانک مرکزی نیز مسئولیتی در رابطه با تأمین منابع کسری یک مؤسسه غیرمجاز نداشت؛ اما برای عمیق‌تر نشدن بحران به دنبال مدیریت آن بود. طی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸، شاخص فشار بازار پول و نظام پولی دوره پر نوسانی داشته‌اند. سال ۱۳۹۵، ۴۵ درصد از منابع بانکی مسدود و از سویی، کنترل سخت‌گیرانه بانک مرکزی در مورد استقراض بانک‌ها از یکدیگر موجب شد سیاست کاهش نرخ سود بانکی به تناسب افت نرخ تورم، در شبکه بانکی پایدار نباشد. هرچند در خردادماه ۱۳۹۵ بانک‌ها برای کاهش نرخ سود سپرده‌های یک ساله پیشگام شدند و در کنار آن شورای پول و اعتبار نیز همین نرخ را برای نظام بانکی مصوب کرد و نرخ سود تسهیلات را نیز کاهش داد اما پایبند نبودن بانک‌ها سبب شد این تصمیم بویژه برای مشتریان قدرتمند خود به شکل‌های گوناگون اجرا نشد. رشد نرخ سود در دیگر بازارها بویژه صندوق‌های سرمایه‌گذاری بورسی که نرخ سود برای صندوق‌های با درآمد ثابت ۱۸ درصد تعیین شده و انتشار اوراق اسناد خزانه اسلامی نیز از سوی دولت که گاهی نرخ سود این اوراق در بازار به ۲۵ درصد نیز رسید، از علل محقق نشدن کاهش نرخ سود سپرده‌های بانکی در سال ۱۳۹۵ بود. در کنار همه این عوامل، بنگاه‌داری بانک‌ها و کاهش قدرت نقدشوندگی دارایی بانک‌ها موجب منجمد شدن دارایی بانک‌ها و افزایش ریسک نقدینگی بانک‌ها شد. در واقع بانک‌ها با تعهداتی مواجه شده‌اند که دارایی آن‌ها قابلیت پرداخت آن تعهدات را نداشت. بانک‌ها با وقوع شرایط رکودی در سالیان اخیر با مشکل عدم نقدشوندگی دارایی‌ها مواجه شدند که این مسئله، مشکل ناترازی ترازنامه بانک‌ها را تشدید کرده است. لذا، در این مطالعه با توجه به کمبود مطالعات در حوزه اثرات بحران بانکی بر متغیرهای کلان اقتصاد،

اثرات ریسک سیستمیک به عنوان متغیر نماینده بحران بانکی (بلخیر و همکاران[1]، ۲۰۲۳؛ هی و کریشنامورتی[2]، ۲۰۱۹ و مارتینز و سوارز[3]، ۲۰۱۲) وارد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی شده و اثرات بحران در ۲ سناریوی حدی عدم وجود بحران (ریسک سیستمیک مساوی صفر) و وجود بحران (ریسک سیستمیک مساوی یک) مورد ارزیابی قرار گرفته است. با توجه به مباحث عنوان شده، سوالاتی که این تحقیق به دنبال پاسخگویی به آن است به شرح ذیل است:

- آیا بحران های بانکی بر اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تأثیر معنی‌داری دارد؟
- آیا در زمان بروز تکانه پولی، بحران بانکی اثرات آن را کاهش خواهد داد؟

در این مقاله با توجه به سوالات طرح شده، اثرات وجود بحران یا عدم وجود آن در نحوه اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصادی مورد بررسی قرار خواهد گرفت. لازم به ذکر است که این مقاله در ۵ بخش اصلی مقدمه، مبانی نظری، مدل‌سازی، کالیبراسیون و نتیجه‌گیری و پیشنهادات تنظیم شده است.

۲- مبانی نظری

همان‌طور که عنوان شد یکی از علائم و اتفاقات همراه با وقوع بحران بانکی، ریسک سیستمیک است. افزایش ریسک سیستمیک در نظام بانکی با وقوع بحران بانکی مصادف است. ریسک سیستمیک از جمله مفاهیمی است که به سختی می‌توان آن را تعریف کرد؛ اما وقتی به بحران منجر شود، شناخته می‌شود. با نگاهی کلان به موضوع ریسک سیستمیک، می‌توان آن را به صورت ریسکی تعریف کرد که تکانه‌ها بر بخش مالی اثر گذاشته و موجب ایجاد چرخه‌ای درون‌زا شود که اثر تکانه اولیه را تشدید کند و آسیب بیشتری به بخش مالی را سبب شود و در نهایت به کاهش تولید اقتصاد بینجامد (برونومیر و همکاران[4]، ۲۰۱۲). اهمیت ریسک سیستمیک تنها به این محدود نمی‌شود که با بالا رفتن ریسک سیستمیک احتمال وقوع بحران و بی‌ثباتی مالی و پولی افزایش می‌یابد، بلکه آثار منفی اقتصادی خود را بر بخش واقعی اقتصاد می‌گذارد.

---

1. Belkhir et al.
2. He and Krishnamurthy
3. Martinez and Suarez
4. Brunnermeier et al.

با وقوع بحران‌های مالی نهادهای مالی نیز علاوه بر متغیرهای اقتصادی متاثر خواهند شد. یکی از برون‌ریزهای منفی که نهادهای مالی دارند و خود را در بحران مالی ۲۰۰۷ نیز نشان داد؛ مسئله نهادهای مالی بسیار بزرگ برای شکست[1] است که در صورت وقوع بحران در آن‌ها هزینه‌های بالایی به دولت برای جلوگیری از بدتر شدن اوضاع تحمیل می‌کند. موضوع دیگری که با رشد بازارها و ابزارهای مالی خود را بیش از پیش نمایان ساخته است؛ سرایت بحران از طریق نهادهای مالی است که اگرچه ممکن است از نظر اندازه اهمیت بالای سیستمی نداشته باشند اما به دلیل نقش مرکزیتی که در شبکه مالی ایفا می‌کنند سهم بسزایی در سرایت بحران بین اجزای شبکه مالی دارند. از طرفی اهمیت سرایت به عنوان یکی از نمادهای اصلی ریسک سیستمیک تنها به این محدود نمی‌شود که با بالا رفتن سطح کلی آن احتمال وقوع بی‌ثباتی مالی نیز افزایش می‌یابد؛ بلکه مطالعات تجربی نشان داده که شاخص سطح سرایت در شبکه بانکی از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی در خصوص تغییرات نامطلوب در تولید ناخالص داخلی و نیز عملکرد بانک‌ها برخوردار است (سراج و همکاران، ۱۳۹۹).

افزایش ریسک سیستمیک در نظام بانکی با وقوع بحران بانکی مصادف است. ریسک سیستمیک می‌تواند به بخش‌های حقیقی اقتصاد گسترش یافته و متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد (هی و کریشنامورتی، ۲۰۱۹). در مواقع عادی که بحران وجود ندارد بانک‌ها به پیشرفت شتابان اقتصاد و افزایش سطح زندگی کمک می‌کنند، اما در زمان وقوع بحران مشکلات موجود در بخش بانکی و شکست‌های بعد از آن باعث پیامدهای منفی جدی می‌شود که نه تنها بخش بانکی، بلکه به طور مستقیم شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ به طوری که وقوع بحران های بانکی در طی چند دهه اخیر همواره مشکلاتی را برای کشورهای گرفتار در بحران به دنبال داشته است. از جمله این مشکلات می‌توان به هزینه‌های مالی بحران، زیان های تولید افزایش بدهی عمومی و افزایش وام های غیر قابل وصول اشاره کرد (لاون و والنسیا[2]، ۲۰۱۳).

خسارات بزرگ بحران های بانکی به تولید ناخالص داخلی موجب گردید موجی از تحقیقات در جهت مطالعه علل و پیامدهای شکنندگی بانک‌ها در اقتصاد کشورها صورت پذیرد.

---

1. Too Big to Fail
2. Laeven and Valencia

به‌طوری‌که این مطالعات در سه گروه دسته‌بندی گردید. در یک طیف، اثر بحران‌های بانکی بر روی بخش حقیقی (بارو[۱]، ۲۰۰۱؛ لی و ری[۲]، ۲۰۰۰؛ دوماک و فری[۳]، ۱۹۹۸؛ لوایازو و رانسیره[۴]، ۲۰۰۶؛ آلسیدی و همکاران[۵]، ۲۰۱۷؛ فرولانتو و همکاران[۶]، ۲۰۱۴؛ پریتو و همکاران[۷]، ۲۰۱۶؛ کال‌دارا و همکاران[۸]، ۲۰۱۶؛ مور و میرزایی[۹]، ۲۰۱۶؛ گوئریری و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۹؛ عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۴۰۲؛ چنارانی و همکاران، ۱۴۰۲؛ نادری، ۱۳۸۲؛ احمدزاده، ۱۳۹۱؛ قریشی، ۱۳۹۵؛ سرزعیم، ۱۳۹۶؛ فلاحی و رحمانی، ۱۳۹۸) مورد توجه قرار گرفته است. غالب این مطالعات، تولید ناخالص داخلی را به عنوان متغیر نماینده اقتصاد کلان در نظر گرفته‌اند و نتایج حاکی از آن است که تولید ناخالص داخلی از بحران بانکی متاثر خواهد شد و تکانه بانکی تاثیراتی معکوس روی تولید ناخالص داخلی خواهد داشت.

در طیف دوم، موضوع تسری بحران‌های بانکی در بین کشورها و بازارهای مختلف (پسنتی و تایل[۱۱]، ۲۰۰۰؛ اوگاوا و کاواکی[۱۲]، ۲۰۰۱ و دی بنت و هارتمن[۱۳]، ۲۰۰۲؛ مور و میرزایی[۱۴]، ۲۰۱۶؛ زایر و شفیعی، ۱۳۸۸؛ شفیعی و صبوری دیلمی، ۱۳۸۸؛ محمدی، ۱۳۹۰؛ همت یار، ۱۳۹۲) مورد بررسی قرار گرفته است. طیف سوم از مطالعات، با استفاده از مدل‌های تجربی بر ارزیابی شاخص‌های پیشرو و پیش‌بینی بحران‌های بانکی متمرکز شده است. به عبارتی در این مجموعه از مطالعات سامانه هشداردهی اولیه[۱۵] برای پیش‌بینی بحران بانکی طراحی و ارایه گردید (کامینسکی[۱۶]

---

1. Barro
2. Lee and Rhee
3. Domac and Ferri
4. Loayaza and Ranciere
5. Alcidi et al.
6. Furlanetto et al.
7. Prieto et al.
8. Caldara et al.
9. Moore and Mirzaei
10. Guerrieri et al.
11. Pesenti and Tille
12. Ogawa and Kawaki
13. De Bandt and Hartmann
14. Moore and Mirzaei
15. Early Warning System
16. Kaminisky, Lizondo and Reinhart

و همکاران[1]، ۱۹۹۸؛ لوایزو و رانسیره[2]، ۲۰۰۴؛ بوردو و همکاران[3]، ۲۰۰۰؛ آلسیدی و همکاران[4]، ۲۰۱۷؛ کال‌دارا و همکاران[5]، ۲۰۱۶؛ سرزعیم، ۱۳۹۶) تا علاوه بر بررسی علل بروز بحران‌ها، به جلوگیری از بروز مجدد آن‌ها پرداخته شود. برخی از مطالعات نیز به بررسی اندازه‌گیری ریسک سیستمیک (الکساندر[6]، ۲۰۲۱؛ سو و همکاران[7]، ۲۰۲۱؛ آکرمن و همکاران[8]، ۲۰۰۷؛ آسایش و همکاران، ۱۳۹۹؛ فدایی و همکاران، ۱۳۹۹؛ دانش‌جعفری و همکاران، ۱۳۹۶) و اثرات آن (اسکورالیس[9]، ۲۰۲۱؛ هی و کریشنامورتی، ۲۰۱۹؛ لین و همکاران[10]، ۲۰۱۶؛ دی بنت و هارتمن[11]، ۲۰۰۰؛ تهرانی و همکاران، ۱۳۹۹؛ سراج و همکاران، ۱۳۹۹) پرداخته‌اند.

تمامی این تحقیقات به دنبال بررسی بحران و اثرات آن بر بخش حقیقی اقتصاد از طریق روش‌های متداول در این حوزه بوده‌اند. با توجه به برر سی‌های انجام شده، می‌توان عنوان نمود که تمایز این مقاله نسبت به مقالات پیشین، مدل‌سازی آثار تکانه‌های پولی در وضعیت بحران بانکی بر متغیرهای کلان در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی است. مهم‌ترین تفاوت‌های این مقاله نسبت به مطالعات پیشین، نحوه اثرگذاری بحران بانکی بر ساختار اقتصاد و همچنین بررسی اثرات بحران بانکی بر طیف متنوعی از متغیرهاست؛ همان‌طور که عنوان شد ادبیات ریسک سیستمیک از ادبیات حوزه مالی وام گرفته شده و به عنوان اصلی‌ترین متغیر جایگزین و همبسته با بحران بانکی در مدل‌سازی وارد شد. لذا، ریسک سیستمیک ناشی از بحران بانکی در قالب دو سناریوی حدی λ مساوی یک و صفر مدل‌سازی شده و اثرات آن بر متغیرهای اقتصاد کلان تحت شرایط این دو سناریو مورد مقایسه قرار خواهد گرفت است.

---

1. Lizondo and Reinhart
2. Loayaza and Ranciere
3. Bordo and et al.
4. Alcidi et al.
5. Caldara et al.
6. Alexander
7. So et al.
8. Ackermann et al.
9. Skouralis
10. Lin et al.
11. De Bandt and Hartman

۳- مدل‌سازی

چارچوب مدل‌سازی این مقاله بر اساس مطالعات بن‌حبیب و همکاران[1] (۲۰۱۵)، آگنور و همکاران[2] (۲۰۱۲)، گرالی و همکاران[3] (۲۰۱۱) و والکو و همکاران[4] (۲۰۱۰) متشکل از یک خانوار نماینده، شرکت‌ها و دولت - بانک مرکزی است. مدل مورد مطالعه شامل خانواری است که نیروی کار را عرضه کرده، کالاها را برای مصرف خریداری کرده و محصولات متمایز را در بازار رقابت انحصاری کالاها به فروش می‌رساند. مدل پایه رقابت انحصاری از دیگسیت و استیگلیتز[5] (۱۹۷۷) گرفته شده است. چسبندگی قیمتی با استفاده از روش روتمبرگ[6] (۱۹۸۲) تعریف می‌شود، به این صورت که هر بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با هزینه درجه دوم تعدیل قیمت اسمی خود مواجه است. مدل روتمبرگ روشی قابل کنترل برای تعیین قیمت‌های اسمی کالاها (و از این رو سطح قیمت کل) را نشان می‌دهد که تنها تدریجاً به اختلالات اسمی پاسخ می‌دهد و به مقام پولی اجازه می‌دهد بر تولید کل در کوتاه‌مدت تأثیر بگذارد. در مدل این مطالعه، خانوارها و بنگاه‌ها به نحو بهینه رفتار می‌کنند، بدین نحو که خانوارها ارزش فعلی مطلوبیت انتظاری و بنگاه‌ها سود خود را حداکثر می‌کنند. دولت نیز به نحوی رفتار می‌کند که در عین حفظ توازن در بودجه خود سعی دارد تا درآمدهای حاصل از مالیات، خلق پول و فروش نفت را به هزینه‌های خود تخصیص دهد. همچنین، بانک مرکزی به صورت درون‌زا و بخشی از دولت فرض شده است.

۳-۱- *خانوار*

فرض می‌شود فرض می‌شود که تابع مطلوبیت و ترجیحات خانوار نوعی به شکل رابطه (۱) باشد. خانوار نوعی مطلوبیت را از طریق مصرف کل C_t، فراغت $1 - N_t$ و نگهداری مانده حقیقی پول $\frac{M_t^h}{P_t}$ با توجه به تابع مطلوبیت زیر که به صورت تابع MIU[7] است، استخراج می‌کند:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t, \frac{M_t^h}{P_t}) \equiv logC_t + \psi_n(1 - N_t) + \psi_m log(\frac{M_t^h}{P_t}) \qquad (۱)$$

---

1. Benhabib et al.
2. Agnor et al.
3. Gerali et al.
4. Walque et al.
5. Dixit and Stiglitz
6. Rotemberg
7. Money in Utility

در این تابع، $0 \leq \beta \leq 1$ عامل تنزیل، ψ_n عکس کشش عرضه نیروی کار و عکس ψ_m کشش تقاضای پول است. در هر دوره، خانوار اقدام به عرضه N_t واحد نیروی کار و K_t واحد سرمایه به بنگاه‌ها کرده و از محل آن به ترتیب به میزان W_t و R_t^k واحد درآمد کسب می‌کند. سرمایه‌گذاری در هر دوره به موجودی سرمایه در همان دوره (K_t) افزوده شده و موجودی سرمایه دوره بعدی (K_{t+1}) را ایجاد می‌نماید (رابطه (۳)). همچنین، فرض می‌شود که خانوار مالک بنگاه و بانک است که در نتیجه سود بانک و بنگاه به وی تعلق خواهد گرفت. خانوار ترجیحات خود را نسبت به قید بودجه (رابطه (۲)) و قاعده انباشت سرمایه خصوصی (رابطه (۳)) حداکثر می‌کند.

$$P_t C_t + P_t I_t + B_t + D_t \leq R_t^k K_{t-1} + W_t N_t + M_{t-1}^h - M_t^h + \prod_t^f + \prod_t^b - T_t + (1+i_{t-1})B_{t-1} + (1+r_{t-1}^d)D_{t-1} \quad (۲)$$

$$K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1} \quad (۳)$$

که در آن P_{jt} قیمت کالای مصرفی، P_t شاخص قیمت‌ها، درآمد از محل کار $W_t N_t$، I_t سرمایه‌گذاری، $\prod_t^b$ درآمد خانوار از محل سود توزیع شده بانک‌ها، $\prod_t^f$ درآمد خانوار از محل سود توزیع شدهٔ بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای واسطه‌ای (پروین و همکاران، ۱۳۹۳)، B_t ارزش اسمی اوراق قرضه و T_t مالیات یکجای پرداختی به دولت از طرف خانوار هستند. علاوه بر آن خانوار ریسک‌گریز بوده و به میزان D_t سپرده در بانک سپرده‌گذاری می‌کند و نرخ سود به میزان R_{t-1}^d ناخالص به وی تعلق می‌گیرد. عرضه سپرده به بانک‌های مختلف از برابری $D_t = \int_0^1 D_{jt} d_t$ تبعیت می‌کند. همچنین رابطه $R_t^d = 1 + r_t^d$ برقرار است. با توجه به قید بودجه، مساله بهینه‌سازی خانوار نوعی با استفاده از معادله لاگرانژ معرفی می‌شود و شرایط مرتبه اول برای خانوار نوعی بدست می‌آید که متعاقب آن و با استفاده از شرایط مرتبه اول، معادله اولر، عرضه نیروی کار، تقاضای مانده حقیقی پول، معادله فیشر و تقاضای اوراق قرضه استخراج می‌شود. عرضه نیروی کار عبارت است از:

$$w_t = \psi_n C_t \quad (۴)$$

رابطه برای تقاضای مانده حقیقی پول شامل:

$$\frac{\psi_m}{m_t^h} = E_t \left(\frac{i_t}{1+i_t}\right) \frac{1}{C_t} \quad (۵)$$

رابطه اولر نیز به صورت:

$$\beta E_t \frac{1}{C_{t+1}} \frac{(1+i_t)}{\pi_{t+1}} = \frac{1}{C_t} \quad (۶)$$

رابطه فیشر یا همان رابطه بین نرخ اجارهٔ سرمایه و بازده اسمی اوراق بدهی یک دوره‌ای، از تصمیم‌گیری سبد دارایی‌های خانوار بدست می‌آید. همچنین تورم ناخالص از رابطه $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ بدست می‌آید.

$$E_t[\frac{(1+i_t)}{\pi_{t+1}}] = E_t[r^k_{t+1} + (1-\delta)] \quad (۷)$$

رابطه بین نرخ اجارهٔ سرمایه و نرخ سود سپرده بدست می‌آید.

$$E_t[\frac{(1+r^d_t)}{\pi_{t+1}}] = E_t[r^k_{t+1} + (1-\delta)] \quad (۸)$$

۳-۲- بنگاه‌ها

در این مطالعه دو دسته از بنگاه‌ها وارد مدل‌سازی شده‌اند. دستهٔ اول بنگاه‌های واسطه‌ای نام دارد که با ترکیب عوامل تولیدی، کالاهای واسطه‌ای تولید می‌کنند. چون فرض اولیهٔ کینزی جدید بر چسبندگی قیمت استوار است و فرض دوم آن‌ها تناوبی بودن قیمت‌گذاری از سوی بنگاه‌هاست، بنابراین بازاری که این بنگاه‌ها قرار است در آن فعالیت کنند باید هر دو ویژگی مذکور را داشته باشد. بدین منظور، فرض می‌شود بنگاه‌های اقتصادی در بازار رقابت انحصاری قرار دارند که هم از قابلیت قیمت‌گذاری برخوردارند و هم به‌دلیل رقابتی بودن، تغییرات قیمت بصورت متناوب شکل خواهد گرفت. تعداد بنگاه‌های واسطه‌ای بصورت بی‌نهایت اما شمارش‌پذیر فرض می شود که هریک به تولید یک کالا مشغول است و چون تعداد کالاهای مصرفی اقتصاد بصورت $j\epsilon\ [0, 1]$ درنظر گرفته می شود، بنابراین هر بنگاه واسطه‌ای را با این اندیس نشان می‌دهیم. دستهٔ دوم، بنگاه نهایی نام دارد که دو فرض در مورد آن در نظر گرفته می شود؛ نخست اینکه تنها یک بنگاه نهایی داریم که با ترکیب کالاهای واسطه‌ای، آن را در قالب یک کالای واحد به مصرف‌کنندگان به فروش می‌رساند. دوم اینکه بنگاه نهایی در یک فضای رقابت کامل فعالیت می‌کند که قدرت تعیین قیمت ندارد.

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

کالای نهایی Y_t ازطریق زنجیره‌ای از کالاهای واسطه Y_{jt} تولید شده است. با فرض اینکه تمام کالاهای واسطه‌ای، جانشین‌های ناقص با کشش ثابت جانشینی θ هستند، تابع جمع‌کننده مربوط به آن‌ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t \leq \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{(\theta-1)}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{(\theta-1)}}, \theta > 1 \quad (۹)$$

با توجه به بردار قیمت نسبی، بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی مقدار کالاهای واسطه‌ای Y_{jt} را انتخاب می‌کند تا سود خود را به حداکثر برساند. پس مسئله بهینه‌سازی بنگاه عبارت است از:

$$\max_{Y_{jt}} E\left\{P_t\left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{(\theta-1)}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{(\theta-1)}} - \int_0^1 P_{jt}\, Y_{jt} dj\right\} \qquad (۱۰)$$

شرط مرتبه اول، تابع تقاضای زیر را برای بنگاه j ارائه می‌دهد:

$$Y_{jt} \equiv \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \qquad (۱۱)$$

که بیانگر تقاضای کالای j به عنوان تابعی از قیمت نسبی و تولید نهایی آن است.

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه تولیدی کالای واسطه‌ای j، K_{jt} واحد سرمایه و N_{jt} واحد نیروی کار برای تولید محصول Y_{jt} با توجه به فناوری بازدهی ثابت نسبت به مقیاس استخدام می‌کند:

$$Y_{jt} = A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt-1}^{\alpha}, \alpha \in (0,1) \qquad (۱۲)$$

که در آن A_t تکانه فناوری هست که برای همه بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای مشترک است. فرض بر این است که تکانه فناوری فرآیند خودرگرسیونی زیر را دنبال می‌کند:

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_A} exp(e_{A_t}) \qquad (۱۳)$$

که در آن $\rho_A \in (-1,1)$ یک ضریب خودرگرسیون است و e_{At} یک تکانه به طور سریالی غیرهمبسته هست که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد σ_A است. هر بنگاه j مقدار L_{jt} وام از بانک در آغاز هر دوره دریافت و سرمایه و نیروی کار را تامین مالی می‌کند. به عبارت دیگر، فرض می‌شود که منابع تامین مالی یک بنگاه در هر دوره، میزان وامی است که از شبکه بانکی دریافت می‌نماید (پروین و همکاران، ۱۳۹۳؛ ریچارد و همکاران[1]، ۲۰۱۴؛ غلامی و عباسی‌نژاد، ۱۳۹۷ و هریستوف و هالس‌ویگ[2]، ۲۰۱۷). این فرض به دلیل شرایط اقتصاد ایران و تامین مالی سرمایه در گردش بنگاه‌ها در ایران از طریق وام در نظر گرفته شده است. به این ترتیب مقدار وام دریافتی برابر است با:

$$L_{jt} = (1+\lambda) R_t^k K_{jt-1} + W_t N_{jt} \qquad (۱۴)$$

---

1. Richard et al.
2. Hristov and Hulsewig

نرخ بازپرداخت وام در پایان دوره r_{jt}^{l} است.

پارامتر λ در معادله (۱۴) نشان دهنده ریسک سیستمیک است. در ادبیات مالی، بانک‌های با اهمیت ریسک سیستمی بر اساس مولفه‌های قابل شناخت، معرفی و ارائه شده‌اند. اولین مولفه شناسایی بانک‌هایی با اهمیت سیستمی، تاکید بر شناسایی اندازه، پیچیدگی و ارتباطات سیستمی موسسات مالی و اعتباری است. در درجه دوم تاکید بر عملکرد کلیدی طبقه‌بندی سیستمی بانک‌ها تحت بازارهای مالی است و در درجه سوم بر اثر جدی ورشکستگی و تهدید ناشی از سقوط و فروپاشی بانک‌های سیستمی بر سیستم مالی و اقتصاد تاکید شده است. بنابراین ریسک سیستمی، ریسکی است که باید نسبت به آن شناخت ایجاد شود و این شناخت یک ضرورت برای حفظ ثبات اقتصادی است. آچاریا و یورولمازر[1] (۲۰۰۷) ریسک سیستمی را ریسکی که در ادبیات تجربی به احتمال ورشکستگی سیستم مالی متصل است، تعریف می‌کنند و سگوویانو و گودهارت[2] (۲۰۰۹) ریسک سیستمی را احتمال آنکه بانک‌های بزرگ ورشکسته یا با بحران مواجه شوند، تعریف کرده‌اند. کلینو و نل[3] (۲۰۱۵) ریسک سیستمی را اختلال در سیستم مالی و در نتیجه تهدید و پیامدهای منفی موثر بر بازارهای مالی و اقتصاد تعریف می‌کند. ایشان ریسک سیستمی را احتمال سقوط کل سیستم مالی و یا بخشی از آن تعریف می‌کنند که به وسیله همبستگی بین بخشی اجزا آشکار می‌شود (طاهری، ۱۳۹۹).

در این مطالعه، با توجه به مطالب پیشین و همبستگی بالای بحران بانکی و ریسک سیستمیک، ریسک سیستمیک به عنوان جایگزینی از بحران بانکی وارد مدل شده است. از آن‌جا که وجود ریسک سیستمیک نشان‌گر کاهش کیفیت دارایی‌های بانکی است و کاهش کیفیت دارایی‌های بانکی موجب کاهش منابع قابل وام دادن خواهد شد؛ لذا، وجود ریسک سیستمیک موجب جیره‌بندی منابع قابل وام دادن و در نتیجه، افزایش هزینه دریافت وام خواهد شد. همان‌طور که از معادله بالا مشخص است زمانی که بحران بانکی وجود دارد، هزینه وام‌ها و در نتیجه هزینه بنگاه‌های واسطه افزایش خواهد یافت.

هر بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، محصول خود را به قیمت P_{jt} در بازاری کاملا

1. Acharya and Yorulmazer
2. Segoviano and Goodhart
3. Kleinow and Nell

رقابتی به فروش می‌رســاند، اما هنگام تعدیل قیمت خود در دوره‌های مختلف، متحمل هزینه‌هایی می‌شـود. با پیروی از روتمبرگ[1] (۱۹۸۲)، فرض می‌شـود که تابع هزینه‌های تعدیل قیمت به شـکل زیر است:

$$\frac{\phi_p}{2}\left(\frac{P_{jt}}{\bar{\pi}P_{jt-1}}-1\right)^2 Y_t \qquad (۱۵)$$

که در آن $\phi_p \succ 0$ درجه چسـبندگی قیمت اسـمی اسـت. این رابطه، همان‌طور که در روتمبرگ (۱۹۸۲) تأکید شد، اثرات منفی تغییرات قیمت را بر مصرف‌کننده و بنگاه مورد توجه قرار می‌دهد. این اثرات منفی با تغییر قیمت و با مقیاس کلی فعالیت اقتصــادی Y_t افزایش می یابد (آیرلند[2]، ۱۹۹۷).

با وجود هزینه‌های تعدیل قیمت، بنگاه واسطه‌ای با مسئله بهینه‌سازی پویا مواجه است؛ بنگاه واسطه‌ای jبرنامه احتمالی برای N_{jt}، K_{jt} و P_{jt} برای $t \geq 0$ را طوری انتخاب می‌کند که ارزش حال جریان سود انتظاری آن حداکثر شود:

$$\max_{\{K_{jt},N_{jt},P_{jt}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Lambda_t \left(\frac{\Pi_{jt}^f}{P_t}\right) \qquad (۱۶)$$

که در آن، تابع سود آنی برابر است با:

$$\Pi_{jt}^f = P_{jt}Y_{jt} - W_t N_{jt} - (1+\lambda)R_t^k K_{jt-1} - P_t AC_{jt} \qquad (۱۷)$$

در تابع هدف بنگاه، عامل تنزیل توســط فرآیند تصــادفی $\beta^t\Lambda_t$ تعریف می‌شــود که در آن Λ_t نشان‌دهنده مطلوبیت نهایی درآمد حقیقی است (علی‌دیب[3]، ۲۰۰۳).

بنگاه jام بهینه‌ســازی خود را با توجه به محدودیت‌های (۱۱) و (۱۲) و مثبت بودن ضــریب لاگرانژ ($\xi_t \succ 0$) انجام می‌دهد و شرایط مرتبه اول نسبت به N_{jt}، K_{jt} و P_{jt} حاصل می شود. رابطه جایگزینی بین نهاده‌های نیروی کار و سرمایه بدست می‌آید که شامل:

$$w_t = (1-\alpha)\frac{\xi_t}{\Lambda_t}\frac{Y_{jt}}{N_{jt}} \qquad (۱۸)$$

$$r_t^k = \frac{\alpha}{(1+\lambda)}\frac{\xi_t}{\Lambda_t}\frac{Y_{jt}}{K_{jt-1}} \qquad (۱۹)$$

$$\frac{w_t}{r_t^k} = (1+\lambda)\frac{(1-\alpha)}{\alpha}\frac{K_{jt-1}}{N_{jt}} \qquad (۲۰)$$

پس داریم:

---

1. Rotemberg
2. Ireland
3. Ali Dib

$$K_{jt-1} = \frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t^k} N_{jt}$$

در معادلات (۱۸) و (۱۹) عبارت ξ_t/Λ_t همان هزینه نهایی واقعی است. همچنین $\xi_t \succ 0$ ضریب لاگرانژ مربوط به تابع فناوری است. همانند آیرلند (۱۹۹۷) و دیب[1] (۲۰۰۳)، شروط (۱۸) و (۱۹) اشاره دارند که q_{pt} سود واحد (که نسبت قیمت به هزینه نهایی را اندازه می‌گیرد) برابر با Λ_t/ξ_t است.

با توجه به اینکه تابع تولید بنگاه بازده ثابت نسبت به مقیاس دارد، می‌توان هزینه نهایی واقعی را با برابر قراردادن سطح نیروی کار و سرمایه مورد نیاز برای تولید یک واحد کالای یعنی $A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt-1}^{\alpha} = 1$ بدست آورد که به صورت زیر است:

$$A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt-1}^{\alpha} = A_t N_{jt}^{1-\alpha} \left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t} N_{jt} \right)^{\alpha} = A_t \left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t} \right)^{\alpha} N_{jt} = 1$$

که دلالت می‌کند:

$$N_{jt} = \frac{\left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t} \right)^{-\alpha}}{A_t}$$

پس داریم:

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha} \right) w_t \frac{\left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t^k} \right)^{-\alpha}}{A_t}$$

که به صورت زیر ساده می‌شود:

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{1+\lambda}{\alpha} \right)^{\alpha} \frac{w_t^{1-\alpha} \left(r_t^k \right)^{\alpha}}{A_t} \qquad (۲۱)$$

هزینه نهایی وابسته به بنگاه j نیست: همه بنگاه‌ها تکانه فناوری یکسان دریافت می‌کنند و همه بنگاه ها نهاده ها را در قیمت یکسان اجاره می‌دهند (ویلاورده و رامیرز، ۲۰۰۶). تمامی بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای در یک تعادل متقارن، یکسان هستند و تصمیمات مشابه می‌گیرند، به‌طوری‌که $K_{jt} = K_t$ ، $N_{jt} = N_t$ ، $P_{jt} = P_t$ ، $Y_{jt} = Y_t$ ، $\Pi_{jt}^f = \Pi_t^f$ و $\varepsilon_{jt} = \varepsilon_t$.

پس داریم:

$$\frac{w_t}{r_t^k} = (1+\lambda) \frac{(1-\alpha)}{\alpha} \frac{K_{t-1}}{N_t} \qquad (۲۲)$$

$$(1-\theta) Y_t - \phi_p \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} - 1 \right) Y_t + \beta \phi_p \frac{C_t}{C_{t+1}} \left(\frac{\pi_{t+1}}{\bar{\pi}} - 1 \right) \frac{\pi_{t+1}}{\bar{\pi}} Y_{t+1} + \theta mc_t Y_t = 0 \qquad (۲۳)$$

[1]. Dib

۳-۳- بانک‌های تجاری

در مدل این پژوهش فرض شده است، بانک نوعی‌ای وجود دارد که عملیات واسطه‌گری انجام می‌دهد، به این ترتیب که سپرده‌ها را به اعتبارات اختصاص می‌دهد. همچنین، بانک تعیین‌کننده نرخ سود سپرده نیست و نرخ سود سپرده توسط بانک مرکزی به عنوان مقام پولی تعیین می‌شود. بانک نوعی سپرده D_t را از خانوار دریافت می‌کند و در مقابل نرخ سود r_t^d را می‌پردازد. همچنین، بانک به بنگاه وام L_t عرضه می‌کند و نرخ سود r_t^l را دریافت می‌کند. α^b نرخ بازپرداخت وام‌های اعطایی است. بانک ملزم است برای مطالبات غیرجاری، ذخیره در نظر بگیرد که جزئی از هزینه بانک بوده و τ_t مقدار ذخیره در هر سال است و بانک با هزینه $(1-\alpha^b)\tau_t L_t$ مواجه می‌شود و τ_t از یک فرآیند خودرگرسیونی به صورت $\tau_t = \tau_{t-1}^{\rho_\tau} \exp(e_{\tau_t})$ تبعیت می‌کند که این فرآیند به نوعی تکانه مطالبات معوق را در شبکه بانکی نشان می‌دهد.

بنابراین تابع سود بانک عبارت است از:

$$\pi_t^b = \alpha^b(1+r_t^l)L_t - (1+r_t^d)D_t - \tau_t(1-\alpha^b)L_t \qquad (۲۴)$$

فرض شده است که بانک با قید زیر مواجه باشد:

$$L_t = (1-\lambda+roa)[M_t^b + D_t] \qquad (۲۵)$$

که در آن roa نرخ بازدهی سرمایه است. همان‌طور که پیش‌تر نیز بحث شد پارامتر λ نشان‌دهنده وجود ریسک سیستمیک و بحران بانکی است. وجود بحران بانکی موجب کاهش منابع قابل وام دادن بانک‌ها خواهد شد.

M_t^b نقدینگی بانک است که از فرم تبعی به صورت:

$$M_t^b = \pi_t^{\phi_{M^b}^{\pi}} Y_t^{\phi_{M^b}^{Y}} M^{b\,\phi_{M^b}^{M^b}}_{t-1} exp(e_t^{M^b}) \qquad (۲۶)$$

پیروی می‌کند که در آن، $\phi_{M^b}^{\pi}$ ضریب تورم، $\phi_{M^b}^{Y}$ ضریب تولید و $\phi_{M^b}^{M^b}$ ضریب نقدینگی دوره قبل است (پروین و همکاران، ۱۳۹۳).

پس تابع سود بانک به شکل روبرو در می‌آید:

$$\pi_t^b = \alpha^b(1+r_t^l)(1-\lambda+roa)[M_t^b + D_t] - (1+r_t^d)D_t - \tau_t(1-\alpha^b)(1-\lambda+roa)[M_t^b + D_t] \qquad (۲۷)$$

شرط مرتبه اول بهینه‌یابی بانک نسبت به D_t

$$\frac{\partial \pi_t^b}{\partial d_t} = \alpha^b (1+r_t^l)(1-\lambda+roa) - (1+r_t^d) - \tau_t (1-\alpha^b)(1-\lambda+roa) = 0$$
$$(1+r_t^d) = \alpha^b (1+r_t^l)(1-\lambda+roa) - \tau_t (1-\alpha^b)(1-\lambda+roa)$$
$$(1+r_t^d) = (1-\lambda+roa)\Big[\ \alpha^b (1+r_t^l) - \tau_t (1-\alpha^b)\Big] \qquad (۲۸)$$

۳-٤- دولت و مقام پولی

به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی کرد، بلکه باید هر دو بخش را در یک چهارچوب درنظر گرفت. بدین منظور، مهم‌ترین جنبه دولت در اقتصاد ایران باید مد نظر قرار گرفته شود که در نظر گرفتن سلطه مالی یا همان عدم استقلال بانک مرکزی است (ریزنده و ربئی[1]، ۲۰۰۸ و توکلیان، ۱۳۹۳).

فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگهداشتن بودجه خود است. در این مورد بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌نماید که دولت به هدف اصلی خود دست یابد. در واقع، دولت در عین حفظ توازن در بودجه خود سعی دارد تا درآمدهای حاصل از مالیات، خلق پول و فروش نفت را بین مخارج جاری و عمرانی خود تخصیص دهد. دولت سعی دارد تا هزینه‌های خود را از طریق درآمدهای حاصل از دریافت مالیات از خانوارها، فروش اوراق بدهی و درآمد حاصل از فروش نفت متوازن سازد. درصورت توازن بودجه از طریق این سه منبع درآمد، خلق پولی اتفاق نخواهد افتاد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت خواهد بود. اما چنان‌چه با وجود این سه منبع درآمدی کسری اتفاق افتد، دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی (یا برداشت از سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی) که به معنی خلق پول است، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خود خواهد کرد و این به معنی سلطه مالی دولت است. بنابراین، در مدل حاضر بانک مرکزی به صورت درون‌زا و بخشی از دولت فرض شده است و هرگونه کسری بودجه دولت منجر به تغییر یکی از اجزای ترازنامه بانک مرکزی و به تبع آن، پایه پولی خواهد شد که در اثر تغییر پایه پولی، از طریق ضریب فزاینده، حجم نقدینگی و حجم پولی دستخوش تغییر خواهد شد.

$$M_t = mm.M_t^G \qquad (۲۹)$$

که در معادله ۲۹، M_t کل نقدینگی، mm ضریب فزاینده خلق نقدینگی و M_t^G پایه پولی است.

[1]. Resende and Rebei

نکته قابل توجه این است که دولت ارز حاصل از صادرات نفتی را به بانک مرکزی فروخته و طبق نرخ تعسیر مصوب، ریال از بانک مرکزی دریافت خواهد کرد. لذا، با فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی توسط دولت به بانک مرکزی، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و به تبع آن، پایه پولی افزایش یافته و از طریق مکانیزم خلق پول، نقدینگی نیز دستخوش تغییر خواهد شد. از این رو، آن‌چه در قید بودجه دولت به صورت تغییرات پایه پولی منعکس می‌شود، ترکیب درآمدهای نفتی و برداشت از سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی است. به بیان ریاضی، قید بودجه دولت عبارتست از:

$$G_t + (1 + i_{t-1})\frac{b_{t-1}}{\pi_t} = \tau_t + {M_t}^G - \frac{{M^G}_{t-1}}{\pi_t} + b_t \qquad (۳۰)$$

که در آن G_t مخارج دولت و ${M_t}^G$ نیز نشان‌دهنده پایه پولی است.

پایه پولی (ترازنامه بانک مرکزی) به صورت رابطه (۳۱) تعریف می شود که در آن DC_t اعتبارات داخلی و FR_t ذخایر خارجی (خالص دارایی‌های خارجی) بانک مرکزی است. در این راستا، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در مجموع اعتبارات داخلی را تشکیل می‌دهد. فرض می‌شود انباشت دارایی های خارجی حقیقی بانک‌مرکزی از رابطه (۳۲) تبعیت می‌کند. معادلات براساس مقادیر حقیقی متغیر به صورت زیرند:

$${m^G}_t = dc_t + fr_t \qquad (۳۱)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega or_t \qquad (۳۲)$$

در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به میزان درآمدهای حاصل از فروش نفت (or_t) توسط دولت بستگی دارد. به عبارت دیگر، فرض بر این است که دولت $\omega \in (0,1)$ درصد از درآمدهای نفتی خود را مستقیماً به بانک مرکزی فروخته و تبدیل به ریال می‌کند و $1-\omega$ درصد از آن را در صندوق توسعه ملی نگه می‌دارد. بنابراین، تصمیم‌گیری در مورد نحوه خرج‌کردن درآمدهای نفتی جدید توسط پارامتر ω مشخص می‌شود. درنتیجه، موجودی حقیقی صندوق نیز از فرآیند معادله (۳۳) تبعیت می‌کند که در آن $1-\omega$ درصد از درآمد نفت در هر دوره به این صندوق واریز می‌شود.

$$ndf_t = \frac{ndf_{t-1}}{\pi_t} + (1-\omega)or_t \qquad (۳۳)$$

همچنین، فرض می‌شود درآمدهای نفتی از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول نظیر رابطه (۳۴) پیروی می‌کند.

$$or_t = or_{t-1}^{\rho_{or}} \, exp(e_{or_t}) \qquad (۳۴)$$

در خصوص قاعده سیاست پولی، مبنای ارائه این قاعده سیاستی، درک این واقعیت است که یک سیاست پولی مناسب باید هم نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی و هم تورم، حساس باشد و نرخ بهره باید به عنوان یک ابزار سیاستی کلیدی قابل تعدیل و انعطاف‌پذیر باشد (اکرمی و مهدی‌زاده، ۱۳۸۳). در این راستا در اکثر مطالعات خارجی از قاعده تیلور (۱۹۹۳) استفاده می‌شود. بر اساس این قاعده، مقام پولی از طریق تغییر در نرخ بهره اسمی، به عنوان یک ابزار سیاستی و با توجه به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود، تصمیمات مقتضی را اتخاذ می‌کند. بررسی‌های تجربی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی در خصوص تورم یا رشد اقتصادی در سیاست‌های پولی وجود نداشته است (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱).

به لحاظ دستوری بودن تعیین نرخ بهره در اقتصاد ایران، به منظور شبیه سازی این قاعده باید تغییرات نقدینگی را مبنای سیاست‌گذاری قرار دهیم. نرخ رشد نقدینگی (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹) به عنوان ابزار سیاست پولی در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است. با توجه به شرایط تصریح شده در این مطالعه نیز "کنترل رشد نقدینگی" به عنوان هدف سیاست پولی در نظر گرفته شده است. در واقع تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد نقدینگی را به نحوی تعیین می‌کند که به دو هدف خود، یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف، دست یابد. اما بانک مرکزی هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی ندارد که برای عموم اعلام شود. با این حال به دلیل وجود هدف‌گذاری در برنامه‌های توسعه، سیاست‌گذاران همیشه سعی می‌کنند تا هدفی ضمنی را دنبال کنند. بر این اساس در تابع عکس‌العملی که در اینجا معرفی می‌کنیم، فرض می‌شود که تورم هدف یک متغیر غیرقابل مشاهده است که تنها در اختیار سیاست‌گذاران بوده و سایر کارگزاران اقتصادی اطلاعی از آن ندارند. فرض می‌شود که این تورم هدف ضمنی از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبهٔ اول به صورت زیر تبعیت می‌کند که در آن ضریب مدل (ρ_{π^*}) نزدیک به یک است. بنابراین امید ریاضی شرطی تورم هدف در دورهٔ t بسیار نزدیک به امید ریاضی تورم هدف در دورهٔ گذشته است. دلیل اعمال این فرض، آن است که سیاست‌گذار پولی سعی می‌کند تا به طور متوسط، تورم هدف را در طول زمان ثابت نگه دارد؛ اما

گاهی اوقات در رسیدن به این هدف ناکام می‌ماند. با توجه به این توضیحات، تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به صورت غیرخطی به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\left(\frac{mb_t}{\overline{mb}}\right) = \left(\frac{mb_{t-1}}{\overline{mb}}\right)^{\rho_{mb}} \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{\lambda_\pi} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{\lambda_y} exp(v_t) \quad (۳۵)$$

$$\pi_t^* = (\pi_{t-1}^*)^{\rho_{\pi^*}} exp(e_{\pi_t^*}) \quad (۳۶)$$

که در آن mb_t رشد نقدینگی ($\overline{mb}$ وضعیت پایدار mb_t) است که از رابطه (۳۷) بدست می‌آید (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱):

$$mb_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{P_t m_t}{P_{t-1} m_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}} . \pi_t \quad (۳۷)$$

در ادامه فرض می‌شود که مخارج دولت نیز از فرآیند خودرگرسیو تبعیت می‌کند:

$$G_t = G_{t-1}^{\rho_G} exp(e_{G_t}) \rho_G \in (-1,1) e_G \approx N(0, \sigma_G^2) \quad (۳۸)$$

۳-۵- شرط تسویه بازار

برای تعادل در بازار کالا باید عرضه کل با تقاضای کل (جمع مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج دولت) برابر باشد.

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \frac{\phi_p}{2}\left(\frac{P_{jt}}{\bar{\pi} P_{jt-1}} - 1\right)^2 Y_t \quad (۳۹)$$

از سوی دیگر، برای نقدینگی موجود در اقتصاد یک شرط تسویه در نظر گرفته شده است که در آن، کل نقدینگی m_t موجود در اقتصاد از مجموع نقدینگی موجود در دست خانوار m_t^h و سپرده d_t بدست می‌آید.

$$m_t = m_t^h + d_t \quad (۴۰)$$

٤- کالیبراسیون و برآورد مدل

برای برآورد پارامترهای این مدل از روش بیزی و از الگوریتم متروپولیس-هستینگز استفاده شده است. با استفاده از این الگوریتم، ۵ زنجیره موازی با حجم ۵۰۰۰۰۰ برای بدست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج می‌شود. از آن‌جا که پنج تکانه ساختاری در مدل وجود دارد، حداکثر امکان استفاده از پنج متغیر قابل مشاهده برای برآورد مدل وجود دارد که در این تحقیق از چهار متغیر قابل مشاهده، شامل تولید، هزینه‌های دولت، درآمدهای نفتی و مخارج مصرفی بخش خصوصی استفاده شده است. برای این منظور از داده‌های فصلی متغیرهای مذکور طی سال‌های

۱۳۸۳ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است. همچنین، لازم به ذکر است همان‌طور که پیش‌تر نیز بدان اشاره شد در این مقاله دو سناریو طراحی و نتایج این دو سناریو مورد مقایسه قرار می‌گیرد:

- سناریوی اول: لاندا (ضریب ریسک سیستمیک) مساوی یک؛ حد بالای وجود بحران بانکی
- و سناریوی دوم: لاندا (ضریب ریسک سیستمیک) مساوی صفر؛ عدم وجود بحران بانکی.

قبل از برآورد پارامترها، باید پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند مشخص شده و مقدار آن‌ها کالیبره شود. برخی از پارامترها از مقادیر وضعیت پایدار متغیرها استخراج می‌شوند ودر نتیجه نیازی به برآورد آن‌ها وجود ندارد. از جمله این پارامترها می‌توان به نرخ استهلاک سرمایه اشاره کرد. بر اساس قاعده حرکت سرمایه داریم: $K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1}$

این رابطه در وضعیت پایدار به صورت زیر خواهد بود:

$$\bar{K} = \bar{I} + (1-\delta)\bar{K}$$
$$\delta\bar{K} = \bar{I}$$
$$\delta = \frac{\bar{I}}{\bar{K}}$$

بنابراین با فرض اینکه میانگین سرمایه‌گذاری و حجم سرمایه بیانگر مقدار وضعیت پایدار این متغیرها باشند، می‌توان به نرخ استهلاک سرمایه خصوصی دست یافت. همچنین در صورت وجود برآورد پارامتری در مطالعات انجام‌شده قبلی، آن برآورد به عنوان اطلاعات اولیه پارامتر لحاظ می‌شود. چنان‌چه هیچ‌کدام از این دو روش قابل اعمال نباشد، حدس پژوهشگر درباره پارامتر به عنوان اطلاعات اولیه لحاظ می‌شود. در ادامه برای اینکه نشان داده شود که کدامیک از پارامترها قابل برآورد هستند از دستور شناسایی[1] استفاده می‌شود. به دلیل عدم شناسایی بعضی از پارامترها برآورد نشده که در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱: پارامترهای کالیبره شده مدل

پارامتر	توضیحات	مقادیر کالیبره شده	منبع
ψ_m	عکس کشش تقاضای پول	۰/۲۴	بهرامی و رافعی (۱۳۹۳)
ROA	نرخ بازدهی دارایی‌های بانک‌های فعال در بورس	۰/۱۲	محاسبات تحقیق
δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴	محاسبات تحقیق
α^b	نرخ بازپرداخت وام‌های اعطایی	۰/۹۲	محاسبات تحقیق
ω	درصد فروش مستقیم درآمدهای نفتی به بانک مرکزی	۰/۸	توکلیان (۱۳۹۴)
λ	ضریب ریسک سیستمیک	۱	سناریوی اول
		۰	سناریوی دوم

منبع: نتایج پژوهش

[1]. Identification

برای برآورد نیز ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین[1] که برای پارامترها در نظر گرفته می‌شود، تعیین شود. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار پارامترها می‌توان با استفاده از روش بیزین پارامترها را برآورد کرد. توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزین پارامترها و انحراف معیار آنان (یعنی میانگین و انحراف معیار پسین[2]) در جدول ۲ ارائه شده‌اند. در این جدول چگالی پیشین برای هر پارامتر بر پایه ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های چگالی مورد نظر انتخاب شده است. برای مثال چگالی بتا، چگالی است که با سه پارامتر میانگین، انحراف معیار، حد پایین و حد بالا مشخص می‌شود. بنابراین، برای برآورد پارامترهایی که در بازه خاصی از اعداد قرار می‌گیرند بهتر است از این چگالی استفاده شود.

در ادامه، در شکل ۱ آزمون تشخیصی MCMC بروکز و گلمن برای کلیه پارامترها ارائه شده است؛ جهت بررسی صحت برآوردهای حاصل از روش MCMC از دو آزمون تشخیصی استفاده می‌شود. بر اساس این آزمون تک متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای کلیه پارامترها به یکدیگر نزدیک شده و نهایتاً به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند و با توجه به اینکه آزمون چندمتغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای که تحت آزمون چند متغیره بروکز و گلمن انجام شده است نیز به مقدار ثابتی همگرا شدند می‌توان گفت نتایج برآورد رویکرد بیزی با استفاده از روش MCMC از صحت خوبی برخوردار هستند.

جدول ۲: برآورد پارامترهای مدل

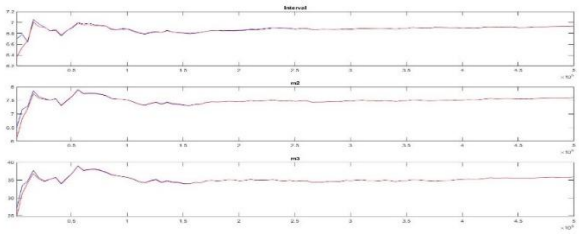
پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برآورد سناریوی لاندا مسای یک	برآورد سناریوی لاندا مسای صفر
θ	کشش جانشینی محصولات بنگاه‌های مختلف	گاما	۵/۸۳ (۰/۰۵)	۵/۷۹۹۸ (۰/۰۰۵۰)	۵/۷۹۵۲ (۰/۰۴۶۷)
φp	هزینه تعدیل قیمت	گاما	۳/۱۵ (۰/۰۵)	۳/۲۸۱۶ (۰/۰۰۰۷)	۳/۱۶۵۳ (۰/۰۴۷۲)
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	بتا	۰/۹۶۲۲ (۰/۰۱)	۰/۹۸۵۸ (۰/۰۰۱۱)	۰/۹۸۸۳ (۰/۰۰۲۸)
α	سهم سرمایه خصوصی در تولید	بتا	۰/۴۲ (۰/۰۲)	۰/۲۹۸۱ (۰/۰۰۰۱)	۰/۲۹۸۱ (۰/۰۰۷۲)
λπ	ضریب اهمیت تورم در تابع واکنش سیاست پولی	نرمال	-۱/۰۷ (۰/۰۵)	-۱/۰۶۱۶ (۰/۰۰۰۹)	-۱/۰۷۲۸ (۰/۰۵۰۸)
λy	ضریب اهمیت تولید در تابع واکنش سیاست پولی	نرمال	-۲/۳۵ (۰/۱۷)	-۲/۳۵۰۶ (۰/۰۰۵۲)	-۲/۶۶۹۹ (۰/۱۶۵۹)

[1]. Prior
[2]. Posterior

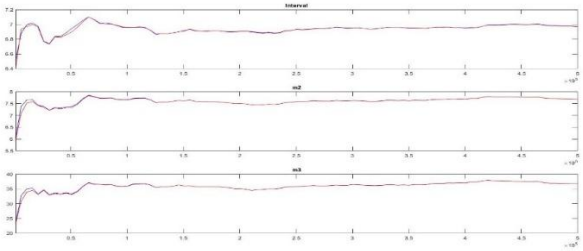
پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برآورد سناریوی لاندا مساوی یک	برآورد سناریوی لاندا مساوی صفر
$A\rho$	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه تکنولوژی	بتا	۰/۹ (۰/۰۵)	۰/۹۹۳۴ (۰/۰۰۰۱)	۰/۹۹۴۶ (۰/۰۰۴۲)
ρG	ضریب فرآیند خودرگرسیون مخارج دولت	بتا	۰/۸ (۰/۱)	۰/۶۸۴۰ (۰/۰۱۴۴)	۰/۷۶۱۲ (۰/۰۵۹۱)
ρor	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه درآمدهای نفتی	بتا	۰/۸ (۰/۱)	۰/۸۷۷۰ (۰/۰۲۰۴)	۰/۸۷۲۳ (۰/۰۴۷۷)
ρmb	ضریب فرآیند خودرگرسیون رشد پول در تابع واکنش پولی	بتا	۰/۵ (۰/۰۵)	۰/۵۶۷۰ (۰/۰۰۳۸)	۰/۶۵۷۹ (۰/۰۴۰۱)
ψn	عکس کشش عرضه نیروی کار	گاما	۴/۷۷ (۰/۰۵)	۴/۷۶۴۹ (۰/۰۰۲۱)	۴/۷۶۵۹ (۰/۰۴۶۷)
Ψm	عکس کشش تقاضای پول	گاما	۰/۲۴ (۰/۰۵)	۰/۲۲۲۶ (۰/۰۰۲۷)	۰/۲۴۳۳ (۰/۰۳۷۶)
$\varphi_{M^b}^{\pi}$	ضریب تورم در نقدینگی بانک	نرمال	۰/۰۰۲ (۰/۱)	۰/۰۹۷۷ (۰/۰۰۱۴)	۰/۰۱۰۱ (۰/۱۰۲۱)
$\varphi_{M^b}^{Y}$	ضریب تولید در نقدینگی بانک	نرمال	۰/۱۹ (۰/۱)	۰/۱۸۰۶ (۰/۰۱۰۲)	۰/۰۳۲۹ (۰/۰۷۸۹)
$\nu\sigma$	انحراف معیار تکانه سیاست پولی	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۳/۳۱۳۵ (۰/۱۱۷۹)	۵/۹۷۴۱ (۰/۶۳۵۹)

منبع: نتایج پژوهش

سناریوی یک: لاندا مساوی یک



سناریوی دو: لاندا مساوی صفر



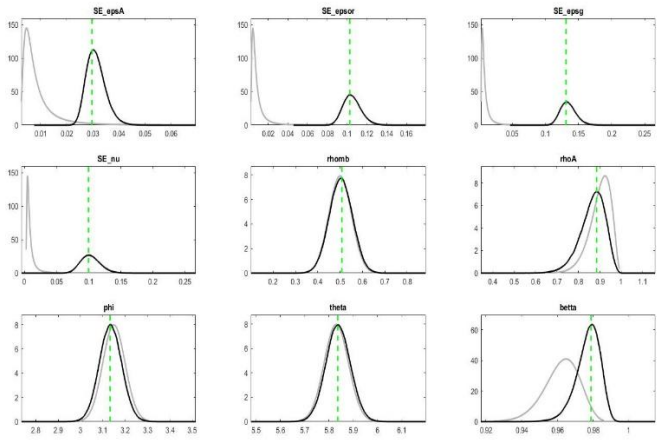
شکل ۱: آزمون تشخیصی MCMC بروکر و گلمن

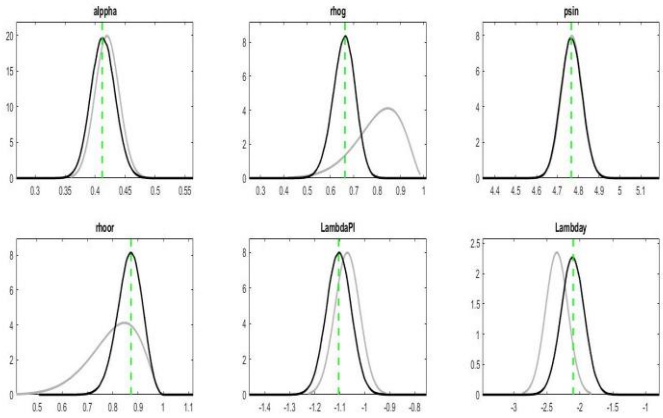
منبع: نتایج پژوهش

چگالی پیشین پارامترها به همراه چگالی پسین برآوردشده آن‌ها بر پایه الگوریتم متروپولیس- هستینگز در شکل ۲ گزارش شده است. انطباق چگالی پیشین و چگالی پسین به این معنی است که برآوردهای مدل با برآورد مطالعات پیشین همسو بوده است. در سناریوی اول، تخمین مدل مقاله، اطلاعات جدیدی را در مورد اقتصاد ایران در مقایسه با مطالعات پیشین که بحران بانکی را لحاظ ننمودند، ارائه می‌کند.

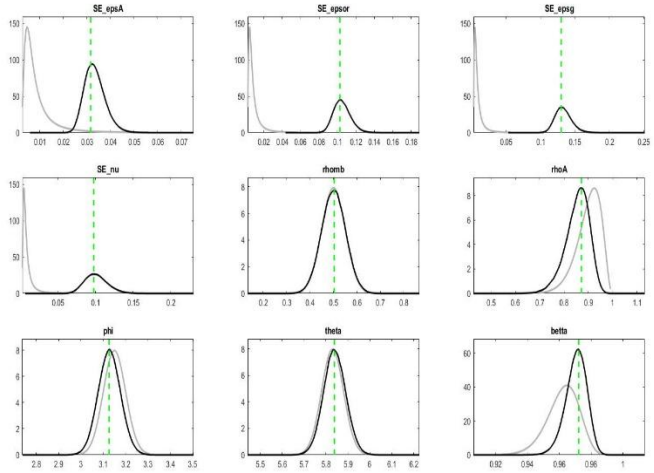
در سناریوی دوم که سناریوی عدم وجود بحران است بر اساس آزمون تک متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای کلیه پارامترها به یکدیگر نزدیک شده و نهایتاً به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند و با توجه به اینکه آزمون چند متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای نیز به مقدار ثابتی همگرا می‌شوند، می‌توان گفت نتایج برآورد رویکردی بیزی در مدل این مقاله با مطالعات پیشین همسو است. بنابراین، لحاظ بحران بانکی می‌تواند تاثیرات ویژه‌ای در اقتصاد و واکنش متغیرها داشته باشد.

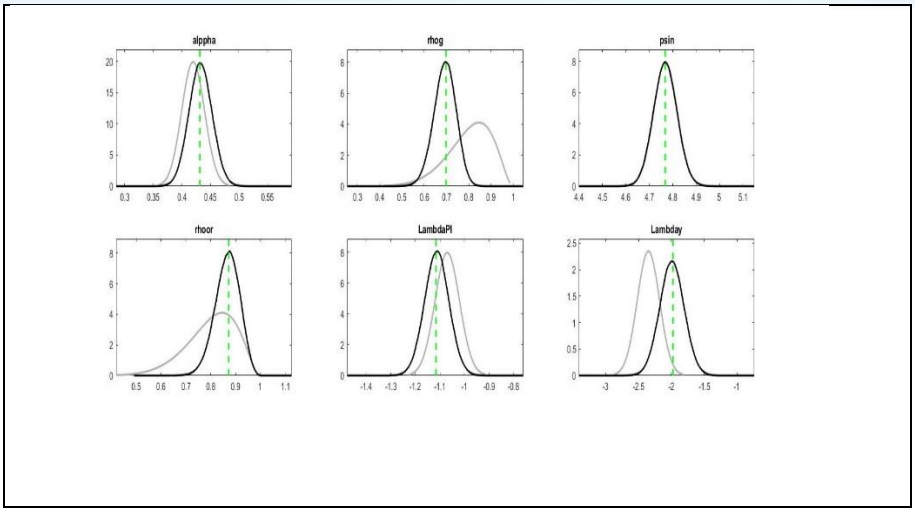
سناریوی یک: لاندا مساوی یک





سناریوی دو: لاندا مساوی صفر





شکل ۲: چگالی پیشین و چگالی پسین پارامترها بر پایه الگوریتم متروپولیس- هستینگز

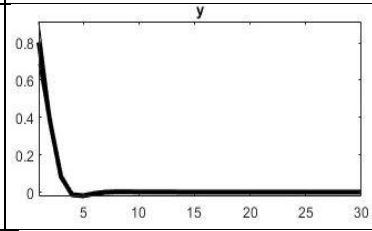
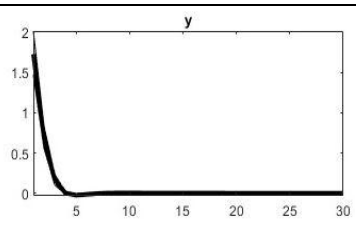
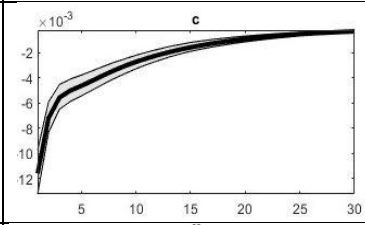
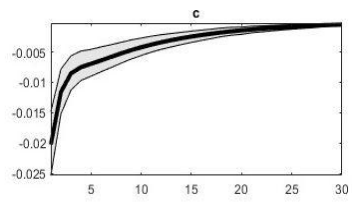
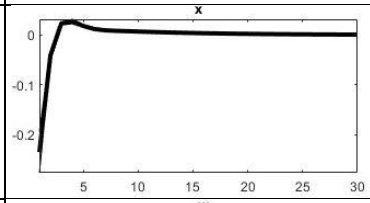
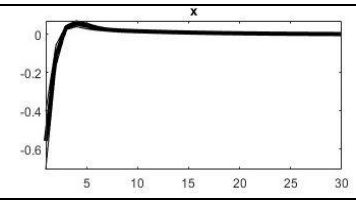
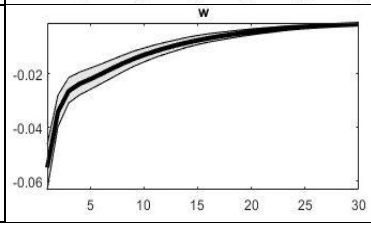
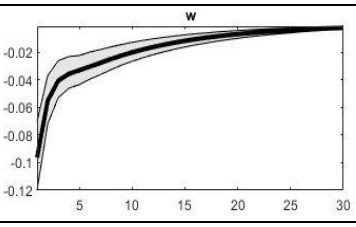
منبع: نتایج پژوهش

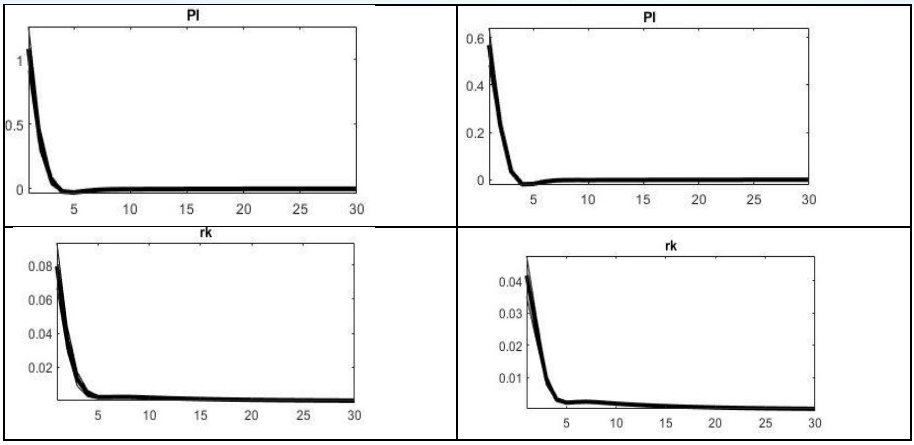
در ادامه، نمودارهای توابع واکنش آنی[1] با وارد کردن تکانه پولی به میزان یک انحراف معیار بر متغیرهای درون‌زای مدل بررسی می‌شود. در واقع این توابع رفتار پویای متغیرهای درون‌زای الگو را در طول زمان نشان می‌دهند. اگرچه همان‌طور که در ادامه مشاهده می‌شود، توابع واکنش آنی شش متغیر کلان اقتصادی یعنی تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، تورم، دستمزد حقیقی و نرخ اجاره سرمایه پس از بروز تکانه‌ها مورد بحث قرار می‌گیرند.

همان‌طور که عنوان شد شکل (۳)، توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه پولی به اندازهٔ یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. با واردشدن یک شوک پولی به اقتصاد، تولید و تورم واکنشی مشابه داشته و در کوتاه‌مدت افزایش یافته و اثرات این تکانه پس از ۲ دوره از بین خواهد رفت که نتایج مقالات فطرس و همکاران (۱۳۹۴)، نبوی و احسانی (۱۳۹۶) و صدیقی و همکاران (۲۰۲۱) نیز مشابه این مطالعه بوده است. واکنش دستمزد حقیقی و مصرف نسبت به این تکانه در کوتاه‌مدت منفی بوده و پس از گذشت چندین دوره، اثرات این تکانه خنثی خواهد شد. با کاهش دستمزد حقیقی، قدرت خرید عموم کاهش یافته و تا زمان تعدیل دستمزد حقیقی، مصرف به سطح قبلی بر نخواهد گشت. همچنین، واکنش نرخ اجاره سرمایه و سرمایه‌گذاری نسبت به این تکانه در

[1]. Impulse Response Functions (IRF)

کوتاه‌مدت به ترتیب مثبت و منفی اســت. در زمان بروز تورم، نرخ بهره حقیقی و در نتیجه، هزینه سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت که موجب کاهش سرمایه‌گذاری خواهد شد که نتایج مطالعه منظور و تقی پور (۱۳۹۵) نیز مشـابه این مطالعه بوده اسـت. لازم به ذکر اسـت که این اثر پس از ۵ دوره خنثی خواهد شد. بنابراین، با توجه به تاثیر تکانه پولی بر متغیرهای حقیقی، فرضیه خنثی‌بودن پول در اقتصاد کشور، حداقل در کوتاه‌مدت پذیرفته نمی‌شود و اثرات تکانه‌های پولی در برخی از متغیرها تا بلندمدت نیز باقی می‌ماند.

سناریوی اول	سناریوی دوم
	
	
	
	



شکل ۳: توابع واکنش متغیرهای کلان به تکانه پولی

منبع: نتایج پژوهش

نتایج مذکور در هر دو سناریو از نظر جهت کاملا شبیه یکدیگرند ولی از نظر اندازه اثر و میزان واکنش متغیر، در این دو سناریو تفاوت‌هایی مشاهده می‌شود که در صورت وجود و عدم وجود بحران بانکی، این تفاوت‌ها قابل توجه هستند و شدت واکنش متغیرهای درون‌زای مدل در صورت وجود بحران نسبت به حالت عدم وجود بحران، کاهش می‌یابد. بحران بانکی با ایجاد اصطکاکات در ساختار بانکی موجب کاهش قدرت بانک‌ها در ایفای نقش واسطه مالی در ساختار اقتصاد شده و از این طریق، موجب کندی مکانیزم تاثیرگذاری تکانه‌ها بر متغیرهای کلان خواهد شد. لذا، با لحاظ قید ریسک سیستمیک در مدل‌سازی، قدرت تاثیرگذاری تکانه‌های پولی که توسط مقام پولی جهت اثرگذاری بر اقتصاد اعمال می شود، کاهش می‌یابد. وقوع بحران بانکی در ساختار اقتصادی یک کشور موجب بروز اصطکاکاتی در حوزه تامین مالی می‌شود که قدرت وام‌دهی نظام بانکی را کاسته و لذا، نقش اصلی نظام بانکی با اختلال مواجه خواهد شد. از این رو، شماری از بنگاه‌ها به واسطه کاهش منابع در دسترس و افزایش نرخ تسهیلات از دریافت تسهیلات محروم خواهند شد. با بروز این پدیده، توان تولید و تامین هزینه‌های تولید بنگاه‌های مذکور کاسته شده و به تبع آن، سطح تولید در کل اقتصاد کاهش خواهد یافت. بنابراین، همان‌طور که از نتایج نیز مشخص است لحاظ بحران بانکی در مدل سازی به نوعی لحاظ اصطکاکات بازار پول در نظام اقتصادی است که موجب کاهش اثرگذاری تکانه‌های پولی خواهد شد. نتایج نشان می‌دهد که مقدار اولیه متغیر تولید در صورت بروز تکانه پولی در وضعیت وجود بحران ۰/۰۷ واحد و در

وضـعیت عدم وجود بحران ۰/۰۸ واحد اسـت. بنابراین، بحران بانکی موجب عدم تعدیلاتی در اقتصـاد می‌شـود که در بلندمدت می‌تواند موجب شـکسـت نظام بازار و بروز تکانه‌ها و بحران‌های شدیدتری در اقتصاد شود.

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه یک مدل تعادل عمومی پویای تصـادفی برای اقتصـاد باز کوچک با لحاظ صادرات نفت برای اقتصاد ایران در چارچوب مکتب کینزی جدید تبیین شده است که در آن به بررسـی اثر تکانه‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصـادی در چارچوب بحران بانکی پرداخته شـده اسـت. ویژگی کلیدی مدل این اسـت که تصـمیمات اشـتغال و تولید توسـط بنگاه‌ها، و تصـمیمات مصرف و عرضه نیروی کار توسط خانوارها گرفته می‌شود قبل از اینکه کالاها تولید و مبادله شوند و قبل از اینکه قیمت‌های تسـویه بازار محقق شـوند. در بخش بنگاه‌های تولیدکننده نهاده واسـط فرض شد تمامی منابع بنگاه از تسهیلات تامین شود و حضور بحران، هزینه دریافت تسهیلات را افزایش دهد. همچنین فرض شـد وجود بحران، منابع قابل وام‌دادن بانک‌های تجاری را محدود می‌نماید که از این ناحیه قیمت وام‌های دریافتی به دلیل کمبود منابع افزایش خواهد یافت. بنابراین؛ در این مقاله جهت لحاظ بحران بانکی از ضریب لاندا که نوعی ریسک سیستمیک است در قالب دو سناریو استفاده شده است. لذا، پس از بررسی اثرات تکانه پولی، نتایج حاکی از آن است که تولید و تورم در ابتدا واکنش مثبت دارد و پس از دو دوره اثرات این تکانه از بین خواهد رفت. دستمزد حقیقی و مصرف در ابتدا واکنش منفی دارد و در بلندمدت به صورت کاملا هموار، اثرات این تکانه خنثی خواهد شـد؛ به طوری که مصـرف و دسـتمزد نیازمند زمان بیشـتری برای تعدیل با شرایط اقتصادی هستند. همچنین، نرخ اجازه سرمایه در ابتدا واکنش مثبت نشان داده و در بلندمدت اثر این تکانه از بین خواهد رفت. از سـویی دیگر، سـرمایه‌گذاری به عنوان تابعی از نرخ اجاره سـرمایه، در ابتدا کاهش یافته و سـپس با کاهش نرخ اجاره سـرمایه، افزایش می‌یابد و اثرات تکانه خنثی خواهد شد. با توجه به نتایج حاصله، خنثایی پول حداقل در کوتاه‌مدت منتفی خواهد بود.

بحران بانکی موجب کندتر شدن و تضعیف تاثیرات تکانه‌های مثبت بر تولید خواهد شد که مطابق با نتیجه چنارانی و همکاران (۱۴۰۲) است. از طرفی حضور بحران بانکی موجب کندتر شدن و تضعیف واکنش متغیرها به تکانه پولی خواهد شد که این نتیجه با نتیجه مقاله مزبور تفاوت دارد.

با توجه به نتایج تحقیق، می‌توان به سوالات تحقیق که در ابتدا مطرح شده بودند این‌گونه پاسخ داد که:

- ✓ بحران‌های بانکی بر اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تاثیر معنی‌داری دارد؛ همان‌طور که از نتایج مشخص است شدت اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرها در زمان بحران متفاوت است.
- ✓ در زمان بروز تکانه پولی، بحران بانکی اثرات آن را کاهش خواهد داد؛ این نتیجه با توجه به تضعیف میزان اثرگذاری تکانه پولی بر متغیرها بدست آمده است.

با توجه به نتایج حاصله به عنوان یک نتیجه کلی می‌توان عنوان نمود که در شرایط بحران بانکی، تاثیرات تکانه‌ها و سیاست‌های پولی متفاوت از شرایط عدم وجود بحران بانکی است. شرایط بحرانی در نظام بانکی موجب متفاوت شدن اندازه تاثیرگذاری سیاست‌ها و تکانه‌ها می‌شود. بنابراین، پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی یا دولت در تعیین قاعده سیاستی و قبل از اجرای تصمیمات اقتصادی وضعیت نظام بانکی را از منظر سلامت نظام بانکی در نظر بگیرند.

References

Abbasi Nejad, H., Barkhordari Dorabash, S., & Esfahani, P. (2023). Investigating the Effects of Productivity Shock on Nominal Prices of the Economy in the Banking Crisis. *Econometric Modeling*, **8**(3). (In Persian)

Acharya, V. V., & Yorulmazer, T. (2007). Too Many to Fail: An Analysis of Time-Inconsistency in Bank Closure Policies. *Journal of Financial Intermediation*, **16**(1): 1-31.

Ackermann, F. Eden, C., Williams, T., & Howick, S. (2007). Systemic Risk Assessment: A Case Study. *Journal of the Operational Research Society*, **58**: 39-51.

Agénor, P. R. Alper, K. & Da Silva, L. P. (2012). Capital Requirements and Business Cycles with Credit Market Imperfections. *Journal of Macroeconomics*, **34**(3): 687-705.

Agénor, P. R., Bratsiotis, G. J., & Pfajfar, D. (2014). Credit Frictions, Collateral, and the Cyclical Behavior of the Finance Premium. *Macroeconomic Dynamics*, **18**(5): 985-997.

Ahmadzadeh, A., Heydari, H., & Zulfiqari, M. (2011). An Analysis of the Recent Financial Crisis and Its Effect on Iran's Oil Economy. *Economic Magazine: Monthly Review of Economic Issues and Policies*, (6 & 7): 29-46. (In Persian)

Akrami, A., & Mahdizadeh, S., (2004). Considerations about Bank Interest Rates in Iran. *Process*, (42 & 43): 20-47. (In Persian).

Alcidi, C., D'Imperio, P., & Thirion, G. (2023). Risk-Sharing and Consumption-Smoothing Patterns in the US and the Euro Area: A Comprehensive Comparison. *Structural Change and Economic Dynamics*, **64**: 58-69.

Asayesh, K., Fallah Shams, M. F., Jahangirnia, H., & Gholami Jamkarani, R. (2019). Explaining The Systemic Risk Model Using the Final Expected Loss Criterion in Banks Accepted in the Tehran Stock Exchange. *Program and Budget Scientific Research Quarterly*, **25**(2): 115-138. (In Persian)

Barro, R. J. (2001). Economic Growth in East Asia Before and After the Financial Crisis. *Working Paper*, No.8330.

Belkhir, M., Ben Naceur, S. Candelon, B. Choi, W. G. & Mugrabi, F. (2023). Macroprudential Policy and Bank Systemic Risk: Does Inflation Targeting Matter?. *International Monetary Fund*, 4474631.

Benhabib, J., Wang, P., & Wen, Y. (2015). Sentiments and Aggregate Demand Fluctuations. *Econometrica*, **83**(2): 549-585.

Bordo, M., Eichengreen, B. Klingebiel, D., & Martinez-Peria, M. S. (2001). Is the Crisis Problem Growing More Severe? *Economic Policy*, **16**(32): 52-82.

Brunnermeier, M., K. Gorton, G., & Krishnamurthy, A. (2012). Risk Topography. *NBER Macroeconomics Annual*, **1**(26): 149-176.

Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2016). The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks. *European Economic Review*, **88**: 185-207.

Chenarani, H., Yavari, K., Heydari, H., & Sharifzadeh, M. J. (2023). Banking Crisis on Macroeconomic Variables in the Framework of Stochastic Dynamic General Equilibrium Model. *Iranian Applied Economic Studies Quarterly*, **12**(46): 9-38. (In Persian)

Danesh Jafari, D., Mohammadi, T., Betshakan, M. H., & Pashazadeh, H. (2016). Investigating the Systemic Risk of Selected Banks in the Banking System in Iran Using the Dynamic Conditional Correlation (DCC) Method. *Banking Monetary Research Quarterly*, **10**(33): 457-479. (In Persian)

Dargahi, H., & Sharbat Oghli, R. (2010). Determining the Basis of Monetary Policy in the Conditions of Stable Inflation of the Iranian Economy Using the Optimal Control Method. *Journal of Economic Research*, **45**(93): 1-27. (In Persian)

Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing Early Warning Systems for Banking Crises. *Journal of Financial stability*, **4**(2): 89-120.

De Bandt, O., & Hartmann, P. (2000). Systemic Risk: A Survey. *Available at SSRN 258430*.

De Bandt, O., Hartmann, P., & Peydró, J. L. (2002). Systemic Risk in Banking. *In the Oxford Handbook of Banking*.

De Resende, C., & Rebei, N. (2008). The Welfare Implications of Fiscal Dominance. *Bank of Canada*, No. 28.

De Walque, G., Pierrard, O., & Rouabah, A. (2010). Financial (In) Stability, Supervision and Liquidity Injections: A Dynamic General Equilibrium Approach. *The Economic Journal*, **120**(549): 1234-1261.

Dib, A. (2003). An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. *The Canadian Journal of Economics*, **34**(4): 949-972.

Domac, I. & Ferri, G. (1998). The Real Impact of Financial Shocks: Evidence from Korea. *World Bank Publications*, No. 2010.

Fadaei Vahed, M., Dehghan Dehnavi, M. A., Diwandari, A., & Amiri, M. (2019). Investigating The Impact of Banks' Risk and Competitive Indicators on Systemic Risk with the Final Expected Loss (MES) Approach Using the GMM Model. *Scientific Research Quarterly Journal of Investment Knowledge*, **9**(36): 317-334. (In Persian)

Fallahi, S., & Rahmani, T. (2018). Identifying the Role of Financial Impulses in the Fluctuations of Iran's Economy (Using the Symbolic Limit Approach and Bayesian Estimation). *Planning and Budgeting Scientific Research Quarterly*, **23**(4): 3-35. (In Persian)

Fernandez-Villaverde, J., & Rubio-Ramirez, J. F. (2006). A Baseline DSGE Model. Unpublished Manuscript. *Available at http://economics. sas. upenn. edu/~ jesusfv/benchmark_DSGE. Pdf*.

Fitras, M. H., Tavakoliyan, H., & Maboudi, R. (2014). The Impact of Monetary and Financial Shocks on Macroeconomic Variables: New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach 2012-2021. *Economic Growth and Development Research*, **4**(19): 73-94. (In Persian)

Furlanetto, F., Ravazzolo, F., & Sarferaz, S. (2019). Identification of Financial Factors in Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, **129**(617): 311-337.

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. (2011). Credit and Banking in A DSGE Model of the Euro Area, *Journal of Money, Credit and Banking, Supplement*, 42(6): 107-141.

Gholami, A., & Abbasi-Nejad, H. (2017). Modeling the Application of Value Added Tax on Banking Services in The Framework of the Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for Iran. *Journal of Economic Research*, **53**(3): 619-645. (In Persian)

Guerrieri, L., Iacoviello, M. M., Covas, F. Driscoll, J. C., Jahan-Parvar, M. R., Kiley, M. T., & Sim, J. (2019). Macroeconomic Effects of Banking Sector Losses Across Structural Models. *Availabe in papers.ssrn.com*.

He, Zh. & Krishnamurthy, A. (2019). A Macroeconomic Framework for Quantifying Systemic Risk. *American Economic Journal: Macroeconomics*, **11**(4): 1-37.

Hematyar, H. (2012). The Effects of the West Global Economic Crisis on Developing Countries. *The First International Conference of Political Epic (With an Approach on Middle East Developments) and Economic Epic (With an Approach on Management and Accounting).* (In Persian)

Hristov, N. & Hülsewig, O. (2017). Unexpected Loan Losses and Bank Capital in an Estimated DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Macroeconomics*, **54**: 161-186.

Ireland, P. N. (1997). A Small, Structural, Quarterly Model for Monetary Policy Evaluation. *Cornegie-Rochester Conference Series on Pubic Policy*, **47**: 83-108.

Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading Indicators of Currency Crises. *Staff Papers*, **45**(1): 1-4.

Kleinow, J., & Nell, T. (2015). Determinants of Systemically Important Banks: The Case of Europe. *Journal of Financial Economic Policy*, **7**(4): 446-476.

Komeijani, A., & Tavakoliyan, H. (2011). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Target Inflation in the Form of a Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Iranian Economy. *Economic Modeling Research*, **8**(2): 87-117. (In Persian)

Laeven, L., & Valencia, F. (2013). Systemic Banking Crises Database. *IMF Economic Review*, **61**(2): 225-270.

Laeven, M. L., & Valencia, M. F. (2018). Systemic Banking Crises Revisited. *International Monetary Fund*.

Lee, J. W., & Rhee, C. (2000). Macroeconomic Impacts of the Korean Financial Crisis: Comparison with the Cross-Country Patterns. *Available at SSRN 312949*.

Lin, E. M., Sun, E. W., & Yu, M. T. (2018). Systemic Risk, Financial Markets, and Performance of Financial Institutions. *Annuals of Operations Research*, **262**: 579-603.

Loayza, N. V., & Ranciere, R. (2006). Financial Development, Financial Fragility, and Growth. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1051-1076.

Manzoor, D., & Taghipour, A. (2015). Analyzing the Effects of Monetary Impulses and Government Financial Expenditures in Iran Using the Stochastic Dynamic General Equilibrium Model. *Journal of Economic Research*: **51**(4): 977-1001. (In Persian)

Martinez-Miera, D., & Suarez, J. (2012). A Macroeconomic Model of Endogenous Systemic Risk Taking. *Availabe at www.SSRN.com.*

Mohammadi, H. (2011). Analysis of the Effect of the Global Financial Crisis on Iran's Agricultural Exports. *Agricultural Economics Quarterly*, **5**(3): 169-191. (In Persian)

Moore, T., & Mirzaei, A. (2016). The Impact of the Global Financial Crisis on Industry Growth. *The Manchester School*, **84**(2): 159-180.

Nabavi Larimi, M., & Ehsani, M. A. (2016). The Effect of Emotions and Aggregate Demand Fluctuations in Iran: A Perspective of the Stochastic Dynamic General Equilibrium Model. *Economic Strategy Quarterly*, **6**(20): 5-44. (In Persian)

Naderi, M. (2003). Financial Development, Financial Crises and Economic Growth. *Iranian Economic Research Quarterly*, **15**: 37-62. (In Persian)

Parveen, S., Ebrahimi, I., & Ahmadian, A. (2013). An Analysis on the Impact of Balance Sheet Impulses of the Banking System on Production and Inflation in Iran's Economy (Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach). *Journal of Economic Research*, **52**(14): 149-186. (In Persian)

Pesenti, P. A., & Tille, C. (2000). The Economics of Currency Crises and Contagion: An Introduction. *Economic Policy Review*, **6**(3).

Prieto, E., Eickmeier, S., & Marcellino, M. (2016). Time Variation in Macro-Financial Linkages. *Journal of Applied Econometrics*, **31**(7): 1215-1233.

Qureshi, N. (2015). The Need to Pay Attention to the Analysis of Financial Stability in Iran's Economy in Order to Promote a Resilient Economy. *Trend Quarterly*, **23**(75): 87-112. (In Persian)

Rotemberg, J. J. (1982). Sticky Prices in the United States. *Journal of Political Economy*, **90**(6): 1187-1211.

Sargent, T. J. (1993). *Bounded Rationality in Macroeconomics*, Oxford University Press.

Sarzaim, A. (2016). Typology of Financial Crises with an Emphasis on Banking Crises. *Financial and Economic Policy Quarterly*, **5**(18): 187-208. (In Persian)

Segoviano Basurto, M. & Goodhart, C. (2009). Banking Stability Measures. *Availabe at www. SSRN.com.*

Seraj, M., Tehrani, R., & Falahpour, S. (2019). Evaluating the Effect of Contagion Risk on the Performance of Iran's Macroeconomics and Identifying Banks that Are Connected to Failure (TCTF). *Bi-Quarterly Journal of Economic Studies and Policies*, **1**(13): 153-175. (In Persian)

Shafiei, S., & Sabouri Deilmi, M. H. (2009). Investigating the Effectiveness of Iran's Macroeconomic Variables from the Global Financial Crisis. *Business Reviews*, **39**: 2-17. (In Persian)

Skouralis, A. (2023). The Role of Systemic Risk Spillovers in the Transmission of Euro Area. *Open Economies Review*, 1-28.

So, M. K., Mak, A. S., & Chu, A. M. (2022). Assessing Systemic Risk in Financial Markets Using Dynamic Topic Networks. *Scientific Reports*, **12**(1): 210-289.

Soltani, S., Falihi, N. Mehrabiyan, A., & Amiri, H. (2021). Investigating the Effects of Monetary and Financial Shocks on the Key Macroeconomic Variables, Focusing on the Intermediary Role of Banks Using DSGE Models. *Journal of Money and Economy*, **16**(4): 477-500.

Taheri, M. (2019). Systemic Risk and Its Effect on Banking Stability. *Review of Iranian Economic Issues*, **2**(14): 225-241. (In Persian)

Tavakoliyan, H. (2011). Investigating the New Phillips Curve in the Form of a Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for Iran. *Journal of Economic Research*, **47**(3): 1-22. (In Persian)

Tavakoliyan, H. (2014). Optimal, Rule-Based and Discretionary Monetary Policy in Order to Achieve the Inflation Targets of the Five-Year Development Plans: A Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach. *Monetary and Banking Research*, **23**: 1-38. (In Persian)

Tehrani, R., Seraj, M., Forush Bastani, A., & Falahpour, S. (2019). Evaluating the Effect of Systemic Risk in the Banking Sector on the Performance of Iran's Macroeconomics. *Financial Research Quarterly*, **22**(3): 297-319. (In Persian)

Zair, A., & Shafiei, S. (2009). Investigating the Impact of the Global Financial Crisis on the Country's Tax Revenues. *Specialized Tax Quarterly*, **4**(52): 133-171. (In Persian)

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 38-66

Studying the effects of the uncertainty shock of the economic policies on Iran's economy with the DSGE approach

Arash Yavarifar[1], Karim Emami Jazeh[*2], Teymoor Mohammadi[3]

Received: 26-05-2023 Accepted: 05-08-2023

Extended Abstract

Purpose: Economic uncertainty is a situation in which the future economic environment is difficult to predict, and there is a high degree of risk or unknown issues involved. This can be caused by a variety of factors, such as political instability, financial market volatility, or natural disasters. Economic uncertainty can have a significant impact on macroeconomic variables, such as GDP growth, investment, and consumption.

Economic uncertainty can have a number of negative consequences for the economy. It can lead to a decrease in investment, consumption, and economic growth. It can also lead to an increase in inflation and financial market volatility. If there is a political crisis, businesses may become more cautious about making investment decisions, as they are not sure what the future holds. This can lead to a decrease in investment, which can dampen economic growth. Similarly, if there is a financial crisis, consumers may become more cautious about spending money, as they are not sure whether they will lose their jobs or their investments will lose value. This can lead to a decrease in consumption, which can also dampen economic growth.

Methodology: As a basis for analysis, the stochastic dynamic general equilibrium (DSGE) model was used in this study. It is a type of economic model that combines elements of both microeconomics and macroeconomics. They are used to simulate the effects of economic shocks on macroeconomic variables. The DSGE model used in this study was based on Iran's data from 1989 to 2022. The model was then used to simulate the effects of economic uncertainty shocks on a variety of macroeconomic variables, including GDP growth, investment, consumption, the exchange rate, the interest rate, and inflation.

[1]. PhD Student in Economics, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University-Science and Research Branch, Tehran, Iran. Email: arash.yavarifar@gmail.com

[2]. Corresponding Author. Associate Professor, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University - Science and Research Branch, Tehran, Iran. Email: karim_emami@yahoo.com

[3]. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: t.mohamadi@atu.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 38-66

Since the central bank in Iran is not independent, it is not possible to model the government and the central bank as two separate parts, but these two should be considered in the same framework. The government tries to balance its expenses in the form of current and construction expenses through the revenues from receiving a lump sum tax from the household, the sale of partnership bonds and the income from the sale of oil. In fact, it is assumed that most of the banks are owned by the government.

Results and discussion: The purpose of this study was to investigate the effects of economic uncertainty shocks on macroeconomic variables. The results indicate that the real variables of the economy such as investment, production, consumption, government spending, and taxes decreased in response to the shock of economic uncertainty. However, nominal variables such as the exchange rate, interest rate, and inflation rate increased in response to that shock. The results of the study suggest that economic uncertainty shocks can lead to instability in the economy. This is because economic uncertainty induces a decrease in economic activity, as businesses and consumers become more cautious about making investment and spending decisions. This can lead to a decrease in GDP growth, employment, and income. In addition, economic uncertainty can increase the inflation by making the demand for goods and services exceed the supply.

Conclusions and Policy Implications: The findings of this study suggest that economic uncertainty shocks can have a significant impact on macroeconomic variables. Policymakers should be aware of the potential negative consequences of economic uncertainty shocks and take measures to mitigate their impacts. This could include policies that promote economic stability, such as fiscal stimulus and monetary policy. By understanding the causes and consequences of economic uncertainty, policymakers and businesses can take steps to mitigate its negative impacts and promote economic stability.

Keywords: Economic uncertainty, Exchange rate, Production, inflation, Dynamic stochastic general equilibrium model (DSDE)

JEL Classification: E32, O29, E52, E30, C30.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۳۸-۶۶

اثرات شوک ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی بر اقتصاد ایران با رویکرد DSGE*

آرش یاوری‌فر[۱]، کریم امامی جزه*[۲]، تیمور محمدی[۳]

دریافت: ۱۴۰۲-۰۳-۰۵ پذیرش: ۱۴۰۲-۰۵-۱۴

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی اثرات شوک‌های نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی است. در این مطالعه از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ استفاده شده است. یکی از نشانه‌های وجود نااطمینانی در یک نظام اقتصادی، نوسان زیاد متغیرهای اقتصادی است. تعامل بین سیاست‌های اقتصادی و متغیرهای اقتصاد کلان همواره در ادبیات اقتصادی مورد توجه بوده است. در این مطالعه اثرات مربوط به شوک نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شده است. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که متغیرهای سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف بخش خصوصی در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته‌اند اما متغیرهای اسمی مانند نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی افزایش یافته‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده شوک ناشی از نااطمینانی اقتصادی با اثرگذاری بر رفتار کارگزاران اقتصادی در بخش خانوار و بنگاه منجر به ایجاد بی‌ثباتی در بهینه‌یابی شده و تبعات آن بر متغیرهای کلان اقتصادی مشاهده شده است.

واژگان کلیدی: نااطمینانی اقتصادی، نرخ ارز، تولید، تورم، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

طبقه‌بندی JEL: E32, O29, E52, E30, C30.

* این مقاله برگرفته از رساله دکتری آرش یاوری‌فر در گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی- واحد علوم و تحقیقات تهران است.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی-واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. arash.yavarifar@srbiau.ac.ir

۲. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی- واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. karim_emami@yahoo.com

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. t.mohammadi@atu.ac.ir

۱- مقدمه

سیاست‌های اقتصادی دولت (سیاست‌های پولی، ارزی و مالی) می‌توانند زمینه‌ساز بروز نااطمینانی در اقتصاد باشند که این امر را در ادبیات اقتصادی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی می‌گویند. یکی از مهم‌ترین عوامل تشدیدکننده نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی را می‌توان ناشی از سیاست‌های دولت و مقامات پولی کشور دانست. دولت‌ها با توجه به افق زمانی پیش روی خود سیاست‌های مورد نظر را طراحی کرده و منافع ناشی از کاهش بیکاری را به افزایش در تورم یا بالعکس ترجیح می‌دهند. منظور از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بی‌ثباتی است که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت به وجود می‌آید؛ این بی‌ثباتی غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص‌های اقتصادی سنجیده می شود. از سوی دیگر تغییر دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی، بی شک سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی را نیز تغییر خواهد داد و این تغییرات مداوم، خود عاملی برای گسترش بی‌ثباتی و نااطمینانی در اقتصاد خواهد شد (صمصامی و ابراهیم‌نژاد، ۱۳۹۸).

در جامعه‌ای که نااطمینانی حاکم باشد انتظار رشد بالا و پایدار نیز وجود ندارد. نااطمینانی در رابطه با سیاست‌های اقتصادی باعث شده که فعالان اقتصادی نسبت به تحولات آینده اطمینان نداشته باشند. به همین دلیل فعالان اقتصادی توانایی ترسیم چشم‌اندازهای روشن و شفاف از آینده را نخواهند داشت. در واقع صاحبان سرمایه، دیگر نمی‌توانند در مورد سرمایه‌گذاری تصمیم‌گیری کنند و تولید و اشتغال با مشکل روبرو خواهد شد (ترکی و فراهانی، ۱۳۹۲).

بیکر و همکاران[1] (۲۰۱۶) در ساخت شاخص نااطمینانی اقتصادی از ترکیب انحراف معیار متغیرهایی همچون سیاست پولی (نقدینگی)، سیاست ارزی (نرخ ارز حقیقی)، سیاست مالی (مالیات و مخارج دولت و ...) استفاده کردند. می‌توان این‌گونه استدلال کرد که نااطمینانی کلّی اقتصادی و نااطمینانی مرتبط با سیاست‌گذاری اقتصادی که مورد توجه بوده است، عامل کلیدی در گسترش رکود و کند کردن بازگشت از رکودهای دوره‌ای به شمار می‌روند. مطالعات انجام شده دلالت بر این دارند که نااطمینانی اقتصادی را می‌توان در زمینه‌های مختلف از جمله نااطمینانی کلی و کلان اقتصادی، نااطمینانی مرتبط با سیاست‌گذاری اقتصادی، یا نااطمینانی مرتبط با متغیرهای اقتصادی مورد بررسی قرار داد. یکی از یافته‌های تثبیت شده در این مطالعات، این است که افزایش نااطمینانی در دوره‌های رکودی رخ می‌دهد. در واقع بسیاری از معیارها و جانشین‌هایی

[1]. Baker et al.

که برای اندازه‌گیری نااطمینانی به‌کار رفته‌اند در رکودها افزایش قابل توجهی داشته‌اند (هیبتی و دیگران، ۱۳۹۵).

اقتصاد ایران در سال‌های گذشته همواره شاهد تورم دو رقمی بوده که این شرایط تورمی بسیاری از متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین محققان و تحلیل‌گران از زوایای متفاوتی به بررسی این پدیده پرداخته‌اند. همچنین در این میان، یکی از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر تورم ایران، نرخ ارز است. با کاهش ارزش پول کشور، قیمت واردات و در نتیجه هزینه نهاده‌های وارداتی افزایش یافته و تولید و قیمت‌های داخلی تحت تأثیر قرار می‌گیرند؛ بنابراین، افزایش قیمت واردات به واسطه کاهش ارزش پول داخلی یکی از دلایل افزایش تورم داخلی و تضعیف رابطه مبادله است. کالو[1] (۱۹۹۹) و کالو و رینهارت[2] (۲۰۰۲) بیان داشتند که به دلیل تورم باید نرخ ارز انعطاف‌پذیر باشد (علم‌الهدی و همکاران، ۱۳۹۴).

تحقیق حاضر با استفاده از رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید به بررسی اثرات وابسته به وضعیت شوک‌های نااطمینانی، بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازد. زمانی که نااطمینانی اقتصادی افزایش می‌یابد خانوار و بنگاه ممکن است برخی از هزینه‌ها و سرمایه‌گذاری‌های بزرگ را کنار بگذارند و این مسئله تا زمانی که بی‌ثباتی برطرف شود ادامه خواهد داشت. بنابراین تاثیر منفی نااطمینانی و عدم قطعیت بر فعالیت‌های اقتصادی و متغیرهای کلان آشکار است. این مسئله تاکید می‌کند که اگر هزینه پروژه‌های سرمایه‌گذاری قابل برگشت نباشند شوک‌های نا اطمینانی انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهند.

با توجه به این که تاکنون تحقیقات صورت‌گرفته در ایران، واکنش نوسانات قیمتی به شوک‌های نااطمینانی را مورد بررسی قرار نداده‌اند؛ پس این تحقیق، به‌منظور پرکردن این خلاء در ادبیات اقتصاد ایران، با استفاده از یک مدل استاندارد کینزی جدید متشکل از سه بخش خانوار، بنگاه و مقام پولی (بانک مرکزی) به مطالعه شوک‌های نااطمینانی بر متغیرهای کلان اقتصادی الگو می‌پردازد. در مطالعات پیشین در قالب مدل‌های سری زمانی به بررسی نااطمینانی سیاست اقتصادی پرداخته شده است اما مطالعه حاضر در قالب مدل DSGE اثر شوک سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی در ایران را مورد ارزیابی قرار می‌دهد.

---

1. Calvo
2. Calvo and Reinhart

ساختار مقاله حا ضر از پنج بخش ت شکیل شده ا ست. در ادامه به برر سی ادبیات تحقیق و مطالعات پیشین انجام شده در مورد موضوع تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم به روش شنا سی تحقیق پرداخته شده ا ست. در بخش چهارم مدل تجربی تحقیق برآورد گردیده ا ست. در نهایت در بخش انتهایی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

اصطلاح نااطمینانی و بحران مالی و اقتصادی، به وضعیتی اطلاق می‌شود که درصد قابل توجهی از ارزش برخی دارایی‌ها، به صورت غیرمنتظره از دست برود. سوابق تاریخی نشان می‌دهد بسیاری از بحران‌های مالی، نا شی از بحران در شبکه‌های بانکی بوده که نهایتاً به رکود اقتصادی و بحران بیکاری منجر شده است (شکیبایی و سعید، ۱۳۹۱). در واقع این شرایط به یک تغییر ناگهانی و سریع در همه یا اکثر شاخص‌های مالی (از جمله نرخ بهره و قیمت دارایی‌ها) و ورشکستگی و سقوط مو سسات مالی می‌انجامد. همچنین، بحران مالی به شرایطی اطلاق می شود که در آن برخی موسسات مالی یا دارایی‌ها، به صورت غیرمنتظره بخش قابل توجهی از ارزش خود را از دست می‌دهند. در قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم بسیاری از نااطمینانی‌ها و بحران‌های مالی و اقتصادی با بحران‌های بانکی همراه بوده‌اند که در نهایت منجر به ایجاد رکود اقتصادی و بیکاری شده‌اند. بروز هر گونه عدم تعادل وسیع در بازارهای اقتصادی، در سطح داخل و خارج کشور که متأثر از عوامل درون‌زا و برون‌زای بازار باشد، بحران اقتصادی قلمداد می‌شود. به دلیل ارتباط بازارها با یکدیگر بازار پول و سرمایه، کار، کالا و خدمات، بحران از یک بازار به سایر بازارها سرایت کرده و گاه کل اقتصاد را درگیر می‌کند. در بحران اقتصادی تا زمانی که چشم انداز بهبود برای شماری از فعالیت‌ها بروز نکند، انتظارات معطوف به بدتر شدن اوضاع است.

از جمله موضوعات مهم و مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی، اطلاع از میزان و نحوه اثرگذاری شوک‌های مختلف بر اقتصاد ا ست. هر چه درک و آگاهی از اثرگذاری شوک‌ها بر متغیرهای اقتصادی دقیق‌تر با شد، تدوین سیا ست‌های متنا سب با ویژگی‌های اقتصاد، برنامه‌ریزی برای کنترل اثرات شوک‌ها و رسیدن به اهداف تعیین شده کارآمدتر خواهد بود. در این راستا به‌کارگیری مدل‌هایی که چارچوبی برای ارتباط بین متغیرهای اقتصادی، پیش‌بینی و

ارزیابی پیامدهای خارجی و سیاست‌های وضع شده داخلی را فراهم می‌سازند، به عنوان ابزاری برای توصیف بهتر و درک واقعی‌تر از کارکردهای اقتصاد، ضروری به نظر می‌رسد (زبیدی، ۱۳۹۹).

یکی از عوامل ایجاد نااطمینانی در اقتصاد کلان سیاست‌هایی است که دولت در برخورد با مشکلات کوتاه‌مدت اقتصادی اعمال می‌کند که ممکن است در اثر تشخیص نادرست وضع موجود و یا چگونگی اجرای سیاست و یا در نظر نگرفتن تمام ابعاد اثرگذاری سیاست به وجود آید. این نااطمینانی‌ها باعث می‌شود سرمایه‌گذاران بخش خصوصی با مشکل رو به رو شوند؛ از آن جهت که پیش‌بینی سودآوری‌ها در بخش‌های تجاری و غیرتجاری تقریباً غیرممکن می‌شود. در واقع ثبات سیاست‌های دولت اعتماد را در محیط اقتصادی داخل ایجاد کرده و در نتیجه سرمایه‌گذاران راحت‌تر در مورد سرمایه‌گذاری اقدام به تصمیم‌گیری می‌کنند.

یکی از رهیافت‌های مدل‌سازی که به دلیل انعطاف‌پذیری و امکان وارد کردن فروض و واقعیت‌های مختلف اقتصادی طی دهه‌های اخیر در تجزیه و تحلیل اثرات شوک‌ها مورد توجه بسیاری از محققین و سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گرفته است، رهیافت مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی[1] است (کریستیانو و همکاران[2]، ۲۰۰۵).

منظور از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بی‌ثباتی است که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت به‌وجود می‌آید، نه بی‌ثباتی ناشی از تغییر رژیم. این بی‌ثباتی غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص‌های اقتصادی سنجیده می‌شود، مانند ضریب‌های پراکندگی تورم، رشد تولید ناخالص ملی، رشد عرضه پول، بسط اعتبارات داخلی، کسری بودجه دولت (کامارا و کویرالا[3]، ۲۰۲۳).

تغییرپذیری، همان انحراف معیار است و یک مفهوم کاملاً آماری است و مفهوم عدم اطمینان، از انتظارات و پیش‌بینی شکل می‌گیرد. اگر عوامل اقتصادی نتوانند یک متغیر کلان مانند تولید یا تورم را به طور کامل پیش‌بینی کنند، نااطمینانی در آن متغیر به وجود می‌آید. از این تعریف مشخص می‌شود که نااطمینانی برعکس تغییرپذیری که صریحاً قابل مشاهده و محاسبه

1. DSGE
2. Christiano et al.
3. Kamara and Koirala

است، یک مفهوم ذهنی و به‌طور کامل قابل مشاهده نیست و تنها می‌توان تخمین‌ها و نماینده‌هایی برای آن در نظر گرفت. در بسیاری موارد تلویحاً تغییرپذیری با نااطمینانی معادل گرفته می‌شود. یعنی وقتی نااطمینانی تورم یا تولید چنان است که تغییرپذیری افزایش می‌یابد، چنین فرض می‌شود که نااطمینانی تورم یا تولید افزایش یافته است و در واقع وقتی معیار بهتری برای نااطمینانی وجود ندارد، از تغییرپذیری به عنوان معیار نااطمینانی استفاده می‌شود. اما این دو معادل نیستند، ممکن است تغییرات تورم یا تولید طوری باشد که انتظارات دقیقی از تغییر تورم یا تولید ایجاد کند. در این حالت نااطمینانی وجود ندارد اما تغییر وجود داشته و حذف نمی‌شود. نااطمینانی، در اینجا به معنی تغییرپذیری و نااطمینانی هر دو است. مفهوم آماری تغییرپذیری تورم شاخصی برای نوسان تورم است و نااطمینانی بیانگر تاثیر این نوسان بر ذهنیت عوامل اقتصادی و در پس آن رفتار اقتصادی است. در ادبیات اقتصادی بیشتر در مورد تاثیر نااطمینانی یک متغیر بر بخش واقعی اقتصاد بحث می‌شود تا تغییرپذیری آن متغیر.

نااطمینانی فضایی است که تصمیم فعالان اقتصادی اعم از خانوار، بنگاه و بخش دولتی در زمینه‌های مختلف با عدم اطمینان همراه است. در بیان مفهوم نااطمینانی می‌توان گفت و ضعیتی که وقایع آینده و یا احتمال رخ دادن آن‌ها پیش‌بینی شده نباشد. نااطمینانی وقتی وجود دارد که یا اتفاقات آینده مشخص و معلوم نباشد و یا با وجود مشخص بودن اتفاقات آینده احتمال آن‌ها قابل پیش‌بینی نیست. به بیان دیگر علت اصلی نااطمینانی فقدان دانش پیش‌بینی است (چن[1]، ۲۰۰۷). در حقیقت عدم اطمینان به حالتی گفته می‌شود که در آن دانش افراد محدود است و توضیح کامل حالت و یا نتیجه‌ای که به دست آمده و یا می‌آید ممکن نیست. بر این اساس نااطمینانی در اقتصاد کلان را می‌توان به عدم توانایی کارگزاران در پیش‌بینی دقیق نتایج تصمیمات خود تعبیر کرد (جعفری صمیمی، ۱۳۹۱)؛ بنابراین عدم اطمینان به این معنی است که در یک موقعیت معین یک فرد نمی‌تواند اطلاعات را به طور کمی و کیفی به گونه‌ای مناسب برای تشریح، پیش‌بینی و ارائه حکم به طور معین و به شکل مقداری مرتب سازد. فقدان اطلاعات معمول ترین عامل برای عدم اطمینان است (لعل خضری و آشنا، ۱۴۰۲).

[1]. Chen

۲-۲- مطالعات پیشین

جرو و ولف[1] (۲۰۲۲) به بررسی نااطمینانی سیاست مالی در اقتصاد پرداختند. در این مطالعه از یک روش تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۲۰۲۰-۱۹۸۰ استفاده کردند. نتایج بیانگر این بود که نااطمینانی سیاست مالی منجر به بروز چرخه تجاری در اقتصاد می‌شود.

چانگ و همکاران[2] (۲۰۲۲) به بررسی واکنش نرخ ارز و متغیرهای کلان اقتصادی به شوک ناشی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی پرداختند. در این مطالعه از مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی در بازه زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۸ برای ۷ کشور صنعتی استفاده شد. نتایج به دست آمده بیانگر این بود که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز در این کشورها داشته و منجر به افزایش در نرخ ارز این کشورها شده است. همچنین این نااطمینانی اثرات معنی‌داری بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید و سرمایه‌گذاری داشته است.

چو وکیم[3] (۲۰۲۳) به بررسی اثرات کلان ناشی از شوک‌های نااطمینانی در کشور پرداختند. در این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ استفاده شد. نتایج نشان داد که شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی اقتصادی اثرات معنی‌داری بر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و اشتغال داشته است.

کارمارا و کویرالا[4] (۲۰۲۳) به بررسی شوک نااطمینانی سیاست پولی پرداختند. در این مطالعه از یک مدل خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر – زمان و DSGE در بازه زمانی ۲۰۲۲-۱۹۸۵ استفاده کردند. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که شوک ناشی از نااطمینانی سیاست پولی منجر به کاهش تولید و افزایش در تورم و بی‌ثباتی اقتصادی می‌شود.

محمدی و اکبری‌فرد (۱۳۸۷) با استفاده از داده‌های زمانی ۱۳۴۱ تا ۱۳۸۴ به بررسی اثر شوک‌های بهره‌وری بر رشد اقتصادی با استفاده از یک مدل بر مبنای الگوی ادوار تجاری با تکنولوژی درون‌زا پرداخته‌اند. در این پژوهش، بر مبنای روش بلنچارد-کان، شوک‌های دائمی و موقتی با تخمین مدل خود رگرسیون برداری (VAR) با استفاده از رفتار مشترک تولید ناخالص

1. Jerow and Wolff
2. Chang et al.
3. Cho and Kim
4. Kamara and Koirala

داخلی و بهره‌وری عوامل که متغیری مانا است، تجزیه شده‌اند. سپس، عکس‌العمل رشد اقتصادی نسبت به بهره‌وری کل عوامل تولید، شوک‌های طرف تقاضا (موقتی) و شوک‌های بهره‌وری (دائمی) برآورد شده است. نتایج حاکی است که شوک‌های طرف تقاضا به تنهایی اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی نداشته ولیکن شوک‌های طرف عرضه (شوک‌های بهره‌وری) اثر معنی‌دار و تجمعی بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند.

رئیسی گاوگانی (۱۳۹۷) به بررسی اثر نامتقارن شوک‌های سیاست مالی بر اقتصاد ایران پرداخت. برای این منظور از مدل تعادل عمومی تصادفی پویا متناسب با اقتصاد ایران، طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۹ استفاده شده است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت دارای اثرات نامتقارن بر متغیرهای کلان اقتصادی هستند. شوک منفی مخارج دولت، بر مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید بخش خصوصی و همچنین تولید کل دارای اثر کاهنده، به میزانی شدیدتر، پایدارتر و بزرگ‌تر، نسبت به تکانه مثبت مخارج دولت بوده که دارای اثر فزاینده، اما کوچک‌تر و موقتی است.

پردل و اسفندیاری (۱۴۰۱) به بررسی تاثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر قیمت نفت پرداختند. جامعه آماری در این پژوهش کشورهای عضو اوپک بوده و داده‌ها شامل ۶ مقطع بین سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۳ بود. با استفاده از رگرسیون: برآوردگر خطی محلی، میزان و جهت اثر عدم قطعیت سیاست اقتصاد جهانی بر قیمت نفت برآورد شده است. نتایج نشان داد که شاخص انرژی جایگزین و شاخص نرخ بهره با یک وقفه پایدار ثابت هستند. همچنین در اکثر کشورهای مورد مطالعه، شاخص ارزش‌افزوده بخش صنعت با وقفه بر قیمت واقعی نفت تأثیر می‌گذارد.

لعل خضری و آشنا (۱۴۰۲) به بررسی رابطه پویای نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در ایران پرداختند. در این مطالعه، رابطه نااطمینانی اقتصاد جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۶ تا مهر ۱۴۰۱ مورد بررسی قرار گرفته است. همبستگی متغیرهای ذکر شده با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) بررسی شده است. بر اساس نتایج تحقیق، نااطمینانی اقتصاد جهانی رابطه معنی‌دار با تورم و نااطمینانی تورم در ایران دارد. همبستگی پویای شاخص نااطمینانی جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در برخی دوره‌ها مثبت و برخی دوره‌ها منفی است.

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- خانوار

در این مدل فرض شـــده که خانوار در بازه $k\epsilon[0,1]$ طبقه‌بندی شـــده و دارایی اولیه آن در زمان t به میزان y_{kt} واحد اســـت. علاوه بر این فرض شـــده که دارایی خانوار دارای توزیع پواســـن اســـت. دارایی خانوار دو حالت اســـت به طوری که $y_{kt} \in \{y_1, y_2\}$ و $y_1 < y_2$. شـــدت انتقال از وضعیت اول به وضعیت دوم λ_1 و بلعکس آن برابر با λ_2 است (گودرزی و همکاران، ۱۳۹۸).

$$y_{kt} = z_{kt} \qquad (۱)$$

z_{kt} بیانگر شوک نا شی از خ صو صیات سری متغیر ا ست. مبادله ا سمی خانوار در ف ضای ت صادفی و همراه با اوراق بلندمدت با هم صورت می‌گیرد. همچنین فرض شده که اوراق در طول زمان دارای عایدی بهره‌ای اســـت. اوراق قرضـــه صـــادر شـــده در زمان t دارای عایدی اســـمی $\{\delta e^{-\delta(s-t)}\}_{s\in(t,\infty)}$ هستند، به طور کلی یک واحد از پول داخلی در طول دوران زندگی بیش از ارزش اوراق اسـت. این امر بیانگر این اسـت که سـبد دارایی اوراق خانوار به وسـیله عایدی اسـمی پرداختی به صـورت δA_{kt} اسـت. به طوری که δ نرخ خسـارت[1] و A_{kt} بیانگر ارزش اسـمی سـبد دارایی مبتنی بر اوراق است. فرآیند تغییرات این ارزش به صورت معادله (۲) است:

$$dA_{kt} = (A_{kt}^{new} - \delta A_{kt})dt \qquad (۲)$$

به طوری که A_{kt}^{new} بیانگر ارزش اوراق جدید خریداری شده تو سط خانوار در زمان t ا ست. برای خانوار با موقعیت منفی خالص $(-)A_{kt}$ نشـان دهنده بدهکار بودن آن‌ها اسـت. چنانچه Q_t بیانگر ارزش اسمی بازار برای اوراق باشد قید بودجه خانوار (k) به صورت معادله (۳) است:

$$Q_t A_{kt}^{new} = P_t(y_{kt} - c_{kt}) + \delta A_{kt} \qquad (۳)$$

به طوری که c_{kt} بیانگر مصـــرف خانوار اســـت. با ترکیب دو معادله فوق پویایی مربوط به ارزش اسمی خالص ثروت حاصل می‌شود:

$$dA_{kt} = \left(\frac{\delta A_{kt} + P_t(y_{kt} - c_{kt})}{Q_t} - \delta A_{kt}\right) dt \qquad (۴)$$

ارزش حقیقی خالص ثروت برابر با $a_{kt} \equiv A_{kt}/P_t$ اســـت. پویایی مربوط به معادله ارزش حقیقی خالص ثروت به صورت زیر به دست می‌آید:

[1]. Amortization Rate

$$da_{kt} = \left[\frac{\delta a_{kt}+y_{kt}-c_{kt}}{Q_t} - (\delta+\pi_t)a_{kt}\right]dt \qquad (۵)$$

به طوری که $\frac{\delta a_{kt}+y_{kt}-c_{kt}}{Q_t} = A_{kt}^{New}/P_t \equiv a_{kt}^{new}$ ارزش حقیقی اوراق جدید کسب شده در دوره t است. فرض شده که هر خانوار با محدودیت قرض‌گیری برون‌زایی به صورت معادله (۶) مواجه است:

$$a_{kt} \geq \phi \qquad (۶)$$

به طوری که $\phi \leq 0$ است.

خانوار دارای ترجیحاتی در روند مصـــرفی c_{kt} و تورم داخلی π_{kt} با نرخ تنزیل $\rho > 0$ به صورت معادله (۷) است (شودر[1]، ۲۰۲۰):

$$E_0\{\int_0^\infty e^{-\rho t}[u(c_{kt}) - x(\pi_t)]dt\} \qquad (۷)$$

تابع مطلوبیت مصـرف، کراندار و پیوسـته اسـت که در آن $u' > 0$ و $u'' < 0$ برای مقادیر $c > 0$ برقرار اســـت. تابع عدم مطلوبیت تورم به صـــورت $x' > 0$ برای $\pi > 0$ و $x' < 0$ برای $\pi < 0$ اســت. خانوار، میزان مصـــرفی را انتخاب می‌کند که در هر نقطه زمانی حداکثر کننده تابع رفاه باشد. تابع ارزش[2] خانوار در زمان t به صورت معادله (۸) است:

$$v(a,y) = \max_{\{c_s\}_{t=s}^{\infty}} E_t\left[\int_0^\infty e^{-\rho(s-t)}u(c_s,\pi_s)ds\right] \qquad (۸)$$

با توجه به قید معادله حرکت مربوط به خالص ثروت مطرح شده در معادله (۹) و محدودیت قرض گرفتن و خلاصـــه نویســـی $v_{it}(a) = v(a,y_i)$ تابع ارزش خانوار در مقدار درآمد پایین $(i=1)$ و درآمد بالا $(i=2)$ معادله همیلتون – ژاکوبی – بلمن[3] (HJB) تابع فوق به شـــکل زیر مطرح شده است (کانور و همکاران، ۱۳۹۸):

$$\rho v_{it}(a) = \frac{\partial v_{it}}{\partial t} + \max_c\left\{u(c) - x(\pi_t) + s_{it}(a,c)\frac{\partial v_{it}}{\partial a}\right\} + \lambda_i\left[v_{jt}(a) - v_{it}(a)\right] \qquad (۹)$$

برای $i,j = 1,2$ و $i \neq j$ به طوری که $s_{it}(a,c)$ به عنوان یک متغیر هم‌وضعیت معرفی می‌شود که به صورت معادله (۱۰) است:

$$s_{it}(a,c) = \frac{\delta a+y_i-c}{Q_t} - (\delta+\pi_t)a \qquad (۱۰)$$

شرط مرتبه اول F.O.C برای مصرف به صورت معادله (۱۱) است:

---

1. Schoder
2. Value Function
3. Hamilton-Jacobi-Bellman

$$u'\left(c_{it}(a)\right) = \frac{1}{Q_t}\frac{\partial v_{it}(a)}{\partial a} \qquad (۱۱)$$

به طوری که $c_{it}(a) \equiv c(a, y_i)$ است. بنابراین با افزایش در قیمت اوراق، مصرف خانوار افزایش یافته و با افزایش در شیب تابع ارزش، مصرف کاهش پیدا کرده است. قیمت بالای اوراق (هم ارز، عایدی پایین) انگیزه افزایش در مصرف و کاهش در پس‌انداز را به وجود می‌آورد. بر اساس ویژگی‌های بیان شده می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تابع ارزش خانوار به صورت اکیداً مقعر بوده و بر این اساس با افزایش در خالص ثروت، مطلوبیت نهائی مصرف کاهش پیدا می‌کند $(\frac{\partial u'}{\partial a} < 0)$.

۳-۲- بنگاه تولیدکننده‌ی نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی کالاهای متمایز تولید شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه را می‌خرد و از ترکیب زنجیره کالاهای واسطه، کالای نهایی تولید می‌کند. تولیدکننده نهایی که بر اساس رقابت کامل در بازار عمل می‌کند، کالاهای واسطه‌ای که متمایز و با کشش جانشینی θ جانشین ناقص یکدیگرند را تحت تابع تولید استاندارد، با کشش جانشینی ثابت[1] تولید می‌کند (تقی‌پور و اصفهانیان، ۱۳۹۵):

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di\right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \quad , \theta > 1 \qquad (۱۲)$$

تولیدکننده نهایی مقداری از کالاهای متمایز واسطه را با توجه به قیمت آن‌ها خریداری می‌کند که سودش را حداکثر کند. یعنی:

$$max\ Y_t(i)\left\{P_t\left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di\right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} - \int_0^1 P_t(i)Y_t(i)\, di\right\} \qquad (۱۳)$$

از این حداکثرسازی تابع تقاضای زیر به دست می‌آید:

$$Y_t(i) = \left[\frac{P_t(i)^{-\theta}}{P_t}\right] \qquad (۱۴)$$

شرط سود صفر در بخش بنگاه نهایی، شاخص قیمت کالای نهایی را به صورت معادله (۱۵) ارائه می‌دهد:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta} di\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۱۵)$$

۳-۳- بنگاه تولیدکننده واسطه

[1]. Constant Elasticity of Substitution

کالاهای واسطه، توسط زنجیره‌ای از بنگاه‌ها که توسط اندیس $i \in [0,1]$ مشخص می‌شود، تولید می‌شوند.

$$Y_t(i) = N_t(i) \qquad (۱۶)$$

در اینجا بازدهی ثابت نسبت به مقیاس مفروض است. محدودیت دوم تابع تقاضایی است که بنگاه با آن مواجه است و محدودیت سوم این‌که در هر دوره برخی از بنگاه‌ها قادر به بهینه کردن قیمت‌ها نیستند. در بخش کالاهای واسطه فرض شده قیمت‌ها دارای چسبندگی هستند. در حقیقت تولیدکننده واسطه‌ای به مثابه رقابت-انحصاری عمل می‌کند و قیمت خود را بر اساس فرآیند قیمت‌گذاری کالوو[1] تنظیم می‌کند. در هر دوره احتمال $(1-\alpha)$ وجود دارد که بنگاه بتواند قیمت خود را مجدداً بهینه کند و با احتمال α نمی‌تواند قیمت خود را بهینه کنند. α درجه انعطاف‌ناپذیری اسمی را اندازه‌گیری می‌کند. مقدار بزرگ‌تر α نشان می‌دهد هر دوره تعداد کمتری از بنگاه‌ها قیمت خود را بهینه می‌کنند و زمان انتظاری بین تغییر قیمت‌ها افزایش می‌یابد. به پیروی از کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) این فرض در نظر گرفته شده که بنگاه‌هایی که نمی‌توانند قیمت خود را بهینه کنند، قیمت‌های خود را کامل یا ناقص بر اساس سطح تورم دوره قبل تنظیم می‌کنند، این فرض را شاخص‌بندی[2] قیمت می‌گویند. یعنی بنگاه‌هایی که قیمت خود را بهینه‌یابی نکرده‌اند، قیمت‌های خود را مطابق قاعده ساده (۱۷) به روز می‌کنند:

$$P_t^*(i) = \pi_{t-1}^{\varepsilon} P_{t-1}^*(i) \qquad (۱۷)$$

به طوری که $\varepsilon \in [0,1], \pi_{t-1} = \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}$ پارامتری بوده که درجه شاخص‌بندی را اندازه می‌کند. با این‌که بنگاه‌های منفرد، تولید متفاوت دارند اما از تکنولوژی یکسان استفاده کرده و با تابع تقاضا با کشش مشابه مواجه‌اند. در واقع بنگاه‌ها مانند هم بوده، به جز این مسئله که قیمت‌های خود را در تاریخ‌های مختلف در گذشته بهینه کرده‌اند. بنابراین همه بنگاه‌ها با یک مسئله مواجه‌اند و همه بنگاه‌ها قیمت خود را یکسان تعیین می‌کنند. مسئله قیمت‌گذاری بنگاه از شرط مرتبه اول به دست می‌آید و توسط رابطه (۱۸) نشان داده می‌شود:

$$\max_{p_t^*} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \Delta_{t,t+j} \left(\frac{p_t^*(i) \prod_{t,t+j-1}}{p_{t+j}} Y_{t+j-1}(i) - TC_{t+j}^r(Y_{t+j}(i)) \right) \qquad (۱۸)$$

$$s.t\ Y_{t+j-1}(i) = \left[\frac{p_t^*(i)}{p_t} \right]^{-\theta} Y_{t+j} \qquad (۱۹)$$

---

1. Calvo
2. Indexation

به طوری که $p_t^*(i)$ قیمت بهینه جدید بنگاه iام بوده است و $TC_{t+j}^r(Y_{t+j}(i))$ تابع هزینه کل حقیقی و $\Delta_{t,t+j}$ عامل تنزیل تصادفی بنگاه است که برابر با $\beta^i\left(\frac{C_{t+i}}{C_t}\right)^{-\sigma}$ بوده که برای $j>0$ ، $\prod_{t,t+j-1}=\pi_t^{\varepsilon},\pi_{t+1}^{\varepsilon}\dots\pi_{t+j-1}^{\varepsilon}=\prod_{1=0}^{j-1}\pi_{i=0}^{j-1}$ و به ازای $j=0$ ، با حل شرط مرتبه اول منجر به رابطه کالوو برای قیمت‌گذاری می‌شود.

$$P_t^*(i)=\frac{\theta}{\theta-1}.\frac{E_t\sum_{j=0}^{\infty}\alpha^j\Delta_{t,t+j}[P_{t+j}^{\theta}Y_{t+j}MC_{t+j}^r]}{E_t\sum_{j=0}^{\infty}\alpha^j\Delta_{t,t+j}[P_{t+j}^{\theta-1}Y_{t+j}]} \qquad (۲۰)$$

MC_t^r هزینه نهایی را نشان می‌دهد.

۳-٤- دولت و مقام پولی

مهم‌ترین بخش مدل مطالعه حاضر، مدل‌سازی دولت و بانک مرکزی است. به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی نمود، بلکه باید این دو را در یک چارچوب در نظر گرفت. فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه داشتن بودجه خود است. در این مورد بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌نماید که دولت به هدف اصلی خود دست یابد. همچنین بانک مرکزی سعی دارد در جهت رسیدن به اهدف خود که شامل ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است، سیاست‌گذاری پولی را تنظیم کند.

دولت سعی دارد تا هزینه‌های خود به شکل مخارج جاری و عمرانی را از طریق درآمدهای حاصل از دریافت مالیات یکجا از خانوار، فروش اوراق مشارکت و درآمد حاصل از فروش نفت متوازن سازد. در صورت توازن بودجه از طریق این سه نوع منبع درآمد، خلق پولی اتفاق نخواهد افتاد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت خواهد بود. اما چنانچه با وجود این سه منبع درآمدی، کسری اتفاق افتد، دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی (یا برداشت از سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی)، که به معنی خلق پول است، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خود خواهد کرد و این به معنی سلطه مالی است. با این حال نکته قابل توجه آن است که فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی به دولت نیز خود در پایه پولی منعکس خواهد شد. پس آنچه در قید بودجه دولت به صورت تغییرات پایه پولی منعکس می‌شود، ترکیب درآمدهای نفتی و برداشت از سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی است. (تقی پور و اصفهانیان، ۱۳۹۵) با این توضیحات به بیان ریاضی، قید بودجه دولت عبارت است از:

$$G_t + (1+r_t)\frac{B_{t-1}}{P_t} + T_t = Ta_t + \frac{w.OR_t}{p_t^c} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} \quad (۲۱)$$

به طوری که Ta_t مالیات مقطوع، B_t اوراق قرضه، $\frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t}$ تغییرات در پایه پولی، T_t پرداخت‌های انتقالی دولت و G_t مخارج دولت و OR_t درآمدهای نفتی دولت است. علاوه بر این دولت w درصد از درآمد نفت را از طریق بودجه خرج می‌کند.

پایه پولی به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود که در آن DC_t اعتبارات داخلی و FR_t ذخایر خارجی (خالص دارایی‌های خارجی) بانک مرکزی است. در واقع، در این رابطه فرض شده عمده بانک‌ها نیز تحت تملک دولت هستند. بنابراین، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در مجموع اعتبارات داخلی را تشکیل می‌دهد.

$$MB_t = DC_t + FR_t \quad (۲۲)$$

با تقسیم طرفین این رابطه بر P_t پایه پول حقیقی به دست خواهد آمد. فرض شده که انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی به صورت رابطه (۲۴) باشد:

$$mb_t = dc_t + fr_t \quad (۲۳)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega or_t \quad (۲۴)$$

در واقع، در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به نحوی است که به میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت $\mathrm{or_t}$ به وسیله دولت به بانک مرکزی بستگی دارد. به عبارت دیگر، فرض بر این است که دولت $\omega \in (0,1)$ درصد از درآمدهای نفتی خود را مستقیماً به بانک مرکزی فروخته و تبدیل به ریال می‌کند و $1-\omega$ درصد از آن را در صندوق توسعه ملی نگه می‌دارد. بنابراین، تصمیم‌گیری در مورد نحوه خرج کردن درآمدهای نفتی جدید توسط پارامتر ω مشخص می‌شود. در نتیجه، موجودی حقیقی صندوق نیز از فرآیند زیر تبعیت می‌کند که در آن $1-\omega$ درصد از درآمد نفت در هر دوره به این صندوق واریز می‌شود.

$$nfr_t = \frac{nfr_{t-1}}{\pi_t} + (1-\omega)or_t \quad (۲۵)$$

با توجه به اینکه در اقتصاد ایران، هدف اصلی بانک مرکزی کنترل حجم پول و نقدینگی است و نرخ بهره اسمی وجود ندارد، در این مطالعه از قاعده‌های مشابه قاعده تیلور استفاده شده که در آن ابزار اولیه سیاست‌گذار پولی به جای نرخ بهره اسمی، نرخ رشد نقدینگی است و در این قاعده، دو عامل انحراف تورم از تورم هدف و شکاف تولید به صورت انحراف تولید از روند بلندمدت آن، در تعیین نرخ رشد حجم نقدینگی اهمیت دارند. همچنین، نرخ تورم هدف (π^*) با

توجه به اهداف تورم در برنامه‌های توسعه، انتخاب شده است. در ادامه، به بررسی چگونگی رفتار سیاست‌گذار پولی بهینه در اجرای این قاعده سیاستی پرداخته شده است.

$$m_t = \alpha_0 + \alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2(y_t - y^*) + \varepsilon_t^m \quad (۲۶)$$

که در آن m_t نرخ رشد نقدینگی، $(\pi_t - \pi^*)$ انحراف تورم از تورم هدف و $(y_t - y^*)$ شکاف تولید است. همچنین جمله اخلال ε_t^m دارای میانگین صفر با توزیع نرمال به صورت $\varepsilon_t^m \sim N(0, \sigma_r^2)$ است. هر گاه در مدل برآورد شده ضریب نرخ تورم بزرگ‌تر از یک باشد در این صورت بانک مرکزی ابزار سیاست پولی خود را در واکنش به تورم بالاتر افزایش می‌دهد. دوره‌هایی که در آن، رفتار سیاست پولی به طور توانمند نسبت به تورم واکنش نشان می‌دهد، سیاست پولی فعال نامیده می شود. همچنین، به دوره‌هایی که در آن، رفتار سیاست پولی واکنش توانمندی نسبت به تورم از خود نشان نمی‌دهد، سیاست پولی منفعل اطلاق می شود (مداح و طالب بیدختی، ۱۳۹۴). در مدل ذکر شده تعادل در بازار کالاهای مصرفی به صورت زیر است:

$$\sum_{i=1,2} v_i\,(c_{i1t} - c_{i2t} - n_{it}) + \bar{G}_t = 0 \quad (۲۷)$$

تعادل بازار دارایی به صورت زیر است:

$$\sum_{i=1,2} v_i\, B_{it+1} = B_{t+1} \quad (۲۸)$$

$$\sum_{i=1,2} v_i\, M_{it+1} = M_{t+1} \quad (۲۹)$$

به منظور دستیابی به سیاست پولی بهینه تحت شرایط تعهد فرض می‌شود که در تمامی تخصیص‌های بهینه انجام شده $\{c_{i1t}, c_{i2t}, n_{it}\}_{i=1,2,t\geq 0}$ و مقدار تراز مانده نقدی m_{i0}، $i = 1,2$ داریم:

$$\max_{m_{10},\{c_{i1t},c_{i2t},n_{it}\}_{i=1,2,t\geq 0}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \sum_{i=1,2} \eta_i U^i(c_{it}, n_{it}) \quad (۳۰)$$

نسبت به:

$$\frac{u_{11t}}{u_{12t}} = \frac{u_{21t}}{u_{22t}}$$

$$\frac{u_{i1t}}{u_{i2t}} \leq 1, i = 1,2$$

$$\frac{u_{11t}}{u_{1nt}} = \frac{u_{21t}}{u_{2nt}}$$

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u_{i1t}c_{i1t} + u_{i2t}c_{i2t} + u_{int}n_{it}\right] = \left[u_{i10} + u_{i20}b_{i0}\right]\frac{m_{i0}}{p_0} \quad (۳۱)$$

$$m_{20} = \phi_m m_{10} \quad (۳۲)$$

بر اساس بهینه‌یابی صورت گرفته کارگزار نوع ۱ تحت تاثیر $(1-\tau_t)Q_{t-1}$ و کارگزار ۲ تنها تحت تاثیر نرخ مالیات درآمد نیروی کار و نرخ بهره اسمی مثبت است. ارزش پایین قیمت دارایی (غیر نقدی) Q_t منجر به افزایش قیمت کالای مصرفی کارگزاران نوع ۱ می‌شود. برای کارگزار نوع ۲ این امر بستگی به نسبت قیمت کالای مصرفی خریداری شده به صورت نقد به کالای مصرفی خریداری شده به صورت اعتباری در زمان t است. اگر کالای نقدی و اعتباری جانشین ناخالص برای یکدیگر باشند، میزان کالای مصرفی خریداری شده به صورت اعتباری با کاهش در قیمت دارایی کاهش خواهد یافت. اگر وزن کالای مصرفی خریداری شده به صورت اعتباری در تابع مطلوبیت کارگزار ۲ و وزن کارگزار نوع ۲ در تابع ترجیحات و قید بودجه دولت بالا باشد، در این صورت برای بهینگی باید نرخ تنزیل مثبت باشد زیرا در این صورت قیمت مصرف برای کارگزار ۲ نسبت به کارگزار ۱ کمتر است. بنابراین افزایش در نرخ تورم برای بازتوزیع ثروت در بین خانوار زمانی توسط دولت رخ می‌دهد که دولت توانایی و دسترسی کافی برای ابزار توزیع‌کننده منابع مالی بین خانوار نداشته باشد.

اگر دولت بتواند درآمد مالیاتی ناشی از مالیات بر حقوق و دستمزد داشته باشد در این صورت تعادل مدل رمزی به صورت $Q_t = 1,\ \ t \geq 0$ است. اگر دولت بتواند نرخ‌های مالیاتی متفاوتی بر کارگزاران مختلف وضع کند، این شرایط منجر به این می‌شود که در تعادل قیمت نسبی کالاهای مصرفی خریداری شده به صورت نقد و اعتباری برابر شود. چنانچه وزن بهینه پارتویی $\bar{\eta}_1$ باشد. در این صورت برای خنثی بودن اثر سیاست مالی باید شرایط زیر برقرار باشد:

$$\frac{u_{12t}/U_2^1}{u_{22t}/U_2^2} = \frac{\bar{\eta}_1}{v_1}\left(\frac{\bar{\eta}_2}{v_2}\right)^{-1}, t > 0 \qquad (۳۳)$$

در این مدل فرض شده که بانک مرکزی از رشد حجم پول به عنوان مهمترین ابزار سیاست پولی بر شکاف تولید و تورم اثرگذار است.

در راستای حل الگو، وضعیت اقتصاد در زمان t با توجه به تابع چگالی مشترک ثروت خالص و درآمد به صورت معادله (۳۴) است (گودرزی و همکاران، ۱۳۹۸):

$$f_t(a,y) \equiv \{f_t(a,y_i)\}_{i=1}^2 \equiv \{f_{it}(a)\}_{i=1}^2 \qquad (۳۴)$$

چنانچه $s_{it}(a, c_{it}(a)) \equiv s_{it}(a)$ باشد انتقال ثروت خالص حقیقی فرد در سیاست مصرف

بهینه رخ می‌دهد. پویایی‌های تابع چگالی درآمد-ثروت خالص به وسیله کلوموگروف آتی (KF)[1] به صورت معادله (۳۵) است:

$$\frac{\partial f_{it}(a)}{\partial t} = -\frac{\partial}{\partial a}[s_{it}(a)f_{it}(a)] - \lambda_i f_{it}(a) + \lambda_j f_{jt}(a) \qquad (۳۵)$$

در ادامه فرض می‌شود که بانک مرکزی وزن‌های پارتویی را به هر خانوار در راستای حداکثرسازی رفاه می‌دهد. چنان‌چه مقام پولی اعتبار کافی برای تعهد مسیر آتی تورم (مساله رمزی[2]) را داشته باشد و مساله سازگاری زمانی در تصمیم بانک مرکزی در مورد تورم جاری بهینه در وضعیت جاری اقتصاد (تعادل مارکوف – اشتاکلبرگ[3]) وجود داشته باشد می‌توان نقش سیاست پولی مبتنی بر قاعده و صلاحدید را مورد بررسی قرار داد. فرض می‌شود که بانک مرکزی خیر اندیش بوده و به دنبال حداکثرسازی رفاه کل اجتماع باشد. تابع رفاه اجتماعی به صورت رابطه (۳۶) است:

$$W_0 \equiv E_{f_0(a,y)}[v_0(a,y)] \qquad (۳۶)$$

معیار رفاهی فوق را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$W_0 = \int_0^\infty e^{-\rho t} E_{f_{t(a,y)}}\big[u\big(c_t(a,y)\big) - x(\pi_t)\big]dt \qquad (۳۷)$$

حالت اول: چنان‌چه بانک مرکزی متعهد به مسیر تورمی $\{\pi_t\}_{t\in[0,\infty)}$ در زمان صفر باشد. مسیر تورم بهینه تابعی از توزیع اولیه $f_0(a,y)$ به صورت $\pi_t \equiv \pi^R[f_0(.),t]$ است. تابع ارزش بانک مرکزی به صورت معادله (۳۸) است.

$$W^R[f_0(.) = \max_{\{\pi_t,Q_t,v_t(.),c_t(0),f_t(0)\}\in[0,\infty)} \int_0^\infty e^{-\rho t} E_{f_{t(a,y)}}\big[u\big(c_t(a,y)\big) - x(\pi_t)\big]dt \qquad (۳۸)$$

با توجه به قانون حرکت توزیع متغیرها اگر مقادیر v, f, c و Q در معادله (۳۸) حل شود با مقدار داده شده π مدل غیرتعادلی محاسبه می‌شود. با حل مساله رمزی در مورد تورم بهینه می‌توان

[1]. Kolmogorov Forward
[2]. Ramsey Problem
[3]. Markov Stackelberg Equilibrium

مسیر تورم را به صورت زیر استخراج کرد (شودر، ۲۰۲۰):

$$x'(\pi_t) = E_{f_{t(a,y)}}\left[Q_t(-a)u'\left(c_t(a,y)\right)\right] + \mu_t Q_t \quad (۳۹)$$

$$\frac{d\mu_t}{dt} = (\rho - \bar{r} - \delta - \pi_t)\mu_t - E_{f_{t(a,y)}}\left[-a^{new}(a,y)u'\left(c_t(a,y)\right)\right] \quad (۴۰)$$

معادله فوق بیانگر تورم بهینه تحت شرایط تعهد است. بر این اساس عدم مطلوبیت نهائی تورم برابر با دو جزء است. جزء اول $E_{f_{t(.)}}\{Q_t(-a)u'(c_t(.))\}$ بیانگر میانگین ارزش حقیقی بازاری خالص تعهدات خانوار است که به وسیله مطلوبیت نهائی مصرف خانوار وزن داده شده ا ست. بخش دوم در معادله فوق ارزش تعهد بانک مرکزی در زمان t ا ست. تحت شرایط تعهدی در حالت حدی $\rho \to \bar{r}$ نرخ تورم بهینه در شرایط تعادل پایدار به سمت صفر حرکت می‌کند.

حالت دوم: تحت شرایط صلاحدیدی، بانک مرکزی نمی‌تواند تعهدی برای تورم آتی بدهد. نرخ تورم در هر نقطه زمانی بستگی به مقدار تورم در هر زمان و توزیع ثروت– درآمد $\pi_t \equiv \pi^M[f_t(.)]$ دارد. تحت چنین شرایطی تابع ارزش مربوط به بانک مرکزی در زمان t به صورت معادله (۴۱) است:

$$W^M[f_t(.)] = \lim_{\Delta t \to 0} W^M_{\Delta t}[f_t(.)] \quad (۴۱)$$

$$W^M_{\Delta t}[f_0(.)] = \max_{\{\pi_t, Q_t, v_t(.), c_t(0), f_t(0)\} \in [t, t+\Delta t)} \int_t^{t+\Delta t} e^{-\rho(s-t)} E_{f_{s(a,y)}}\left[u\left(c_s(a,y)\right) - x(\pi_s)\right]ds + e^{-\rho \Delta t} W^M_{\Delta t}[f_{t+\Delta t}(.)] \quad (۴۲)$$

با حل معادله فوق نرخ تورم تحت شرایط صلاحدید به صورت زیر است:

$$x'(\pi_t) = E_{f_{t(a,y)}}\left[Q_t(-a)u'\left(c_t(a,y)\right)\right] \quad (۴۳)$$

لذا تورم بهینه در این شرایط همواره مثبت است.

٤- برآورد مدل تجربی

در راستای مدل‌سازی تحقیق مهم‌ترین متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه شامل مصرف، سرمایه گذاری، مخارج دولت، درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نرخ تورم، نقدینگی، کسری بودجه دولت، ذخایر خارجی، پایه پولی و نرخ سپرده‌های بانکی در بازه زمانی

۱۴۰۱-۱۳۶۸ بوده است. اطلاعات مورد استفاده از وب سایت بانک مرکزی ایران و همچنین گزارش‌های فصلی منتشر شده توسط بانک مرکزی در بخش پولی و بانکی استخراج شده است. برآوردها در نرم افزار متلب صورت گرفته است. بر اساس بهینه‌یابی‌های صورت گرفته، پارامتر σ بیانگر کشش جانشینی بین دوره‌ای نیروی کار است. حال اگر بر اساس برآوردهای صورت گرفته کشش جبرانی عرضه نیروی کار معادل ۰,۲۸ باشد، در این صورت کشش بهره‌ای تقاضای پول به صورت ۲,۸۶ به دست آمده است. مقدار سطح بدهی دولت در حالت پایدار ۴۰,۹٪ از GDP زمانی که $\tau = 0.32$ است.

جدول ۱: مقادیر پارامترهای مدل پایه

مقدار پارامتر	α	β	γ	v_1
	۰,۷۹	۰,۹۵	۱,۱۲	۰,۵۴
σ	۰,۷	۰,۸	۰,۹	۱
ψ	۰,۵۲	۰,۵۴	۰,۶۰	۰,۵۵
ψ_1	۰,۸۴	۰,۸۳	۰,۸۱	۰,۸۲
ψ_2	۰,۸۶	۰,۸۴	۰,۸۲	۰,۸۳

منبع: یافته‌های پژوهش

ناهمگنی در نگهداری دارایی‌های اسمی و تقاضا برای خرید کالا دلالت بر این دارد که سیاست پولی اثرات توزیعی و سازگاری زمانی دارد تا توازن بین بازتوزیع ثروت و انگیزه کارایی وجود داشته باشد. در ادامه به منظور برآورد تاثیر شوک ناشی از سیاست پولی در مرحله اول، معادلات حل شده و پارامترهای الگو محاسبه می‌شوند. در ادامه به منظور برآورد پارامترهای ساختاری الگو از روش برآورد بیزی و الگوریتم متروپلیس– هستیگز[1] با تکرار یک میلیون واحد و دو بلوک استفاده شده است. در این مطالعه شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی با استفاده از رویکرد برگر و بومن[2] و بر اساس وزن ترکیبی از سیاست پولی، مالی و ارزی استخراج شده همچنین دوره رونق و رکود نیز بر اساس فیلتر میان‌گذر کریستیانو- فیتزجرالد[3] در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ محاسبه گردیده است.

پس از معرفی الگو ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین که برای پارامترها در نظر گرفته می شود، تعیین شود. ضرایب از روش مقداردهی (کالیبرا سیون)، تخمین (مانند تخمین

1. Metropolis–Hastings Algorithm
2. Berger and Bouwman
3. Christiano and Fitzgerald

بیزی) و یا هر دو می‌توانند محاسبه گردند. 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 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 تخمین حداکثر در ست نمایی نتواند کمکی به تخمین مدل کند روش بیزی تبدیل به کالیبراسیون (درجه‌بندی) می‌شود اما اگر اطلاعات توزیع پیشین کاملاً نادرست و غیردقیق باشد، روش بیزی تبدیل به روش حداکثر درست نمایی می‌شود.

جدول ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

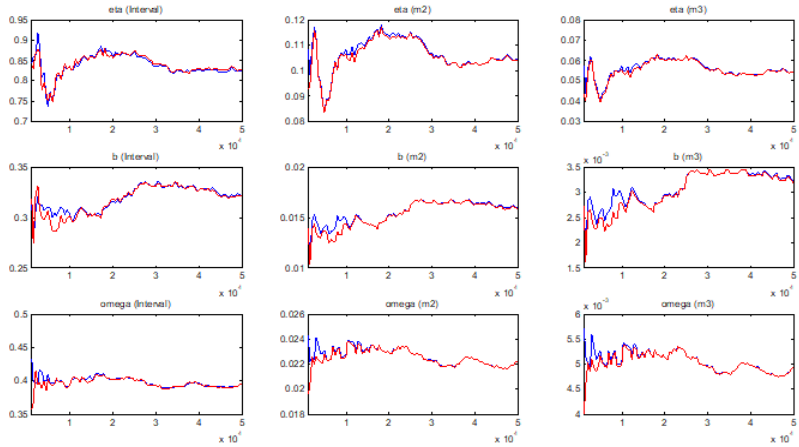
پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	تابع توزیع	منبع پارامتر
delta	۰,۰۵۴	۰,۰۵۵	بتا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
phika	۰,۳۴۵	۰,۳۴۵	بتا	جونتیلا و واتیجا[1] (۲۰۱۸)
sigmac	۱,۴۵	۱,۴۵	گاما	رئیسی گاوگانی (۱۳۹۷)
sigman	۱,۵۶	۱,۴۵	گاما	رئیسی گاوگانی (۱۳۹۷)
bi	۱,۴۵	۱,۴۵	بتا	بوندزی و همکاران[2] (۲۰۲۰)
beta	۰,۹۸۸	۰,۹۸۸	بتا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
zetap	۰,۳۷۶	۰,۵۴۵	بتا	بوندزی و همکاران (۲۰۲۰)
alphac	۰,۸۵۶	۰,۸۴۵	بتا	بوندزی و همکاران (۲۰۲۰)
alphacg	۴۱۵,۰	۰,۴۱۵	بتا	تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)
alphai	۰,۹۸۲	۰,۹۷۹	بتا	تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)
alphaig	۰,۸۷۲	۰,۸۷۲	بتا	تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)
etac	۶,۱۹	۶,۱۹	گاما	جونتیلا و واتیجا (۲۰۱۸)
etai	۰,۶۴۶	۰,۶۴۶	گاما	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
etacg	۵,۴۵	۵,۴۵	گاما	جونتیلا و واتیجا (۲۰۱۸)
etaig	۱,۸۵	۱,۸۵	گاما	رئیسی گاوگانی (۱۳۹۷)
etastr	۲,۵۲	۲,۵۰	گاما	رئیسی گاوگانی (۱۳۹۷)
bm	۲,۰۹	۱,۸۹	گاما	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
omega	۰,۷۸	۰,۸۷	بتا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
sigma	۱,۱۹	۱,۱۹	گاما	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
h_1	−۲,۹۳	−۲,۹۳	نرمال	جونتیلا و واتیجا (۲۰۱۸)
h_2	−۲,۸۱	−۲,۸۱	نرمال	جونتیلا و واتیجا (۲۰۱۸)
h_3	۰,۱۱۲	۰,۱۱۹	نرمال	بوندزی و همکاران (۲۰۲۰)
k_1	−۱,۳۱	−۱,۳۱	نرمال	رئیسی گاوگانی (۱۳۹۷)
k_2	−۱,۹۹	−۱,۹۹	نرمال	رئیسی گاوگانی (۱۳۹۷)
k_3	−۲,۰۵	−۲,۰۵	نرمال	تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)
k_4	−۰,۸۵۷	−۰,۸۵۷	نرمال	تقی‌پور و اصفهانیان (۱۳۹۵)
rhorb	۰,۸۷	۰,۸۷	بتا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
rhod	۰,۶۸	۰,۶۸	بتا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
rhoa	۰,۹۲	۰,۸۹	بتا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
rhop	۰,۶۲	۰,۶۲	بتا	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
rhomb	۰,۰۵	۰,۰۵	بتا	بوندزی و همکاران (۲۰۲۰)

[1]. Junttila and Vataja
[2]. Bondzie et al

پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	تابع توزیع	منبع پارامتر
rhopi	۰,۸۴	۰,۸۴	بتا	بوندزی و همکاران (۲۰۲۰)
rhoy	۰,۶۹	۰,۶۹	بتا	جونتیلا و واتیجا (۲۰۱۸)
u_a	۰,۰۳	۰,۰۳	گاما معکوس	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
u_rb	۰,۰۱	۰,۰۱	گاما معکوس	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
u_d	۰,۰۱	۰,۰۲	گاما معکوس	محاسبات محققین (۱۴۰۲)
u_p	۰,۰۹	۰,۰۷	گاما معکوس	محاسبات محققین (۱۴۰۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

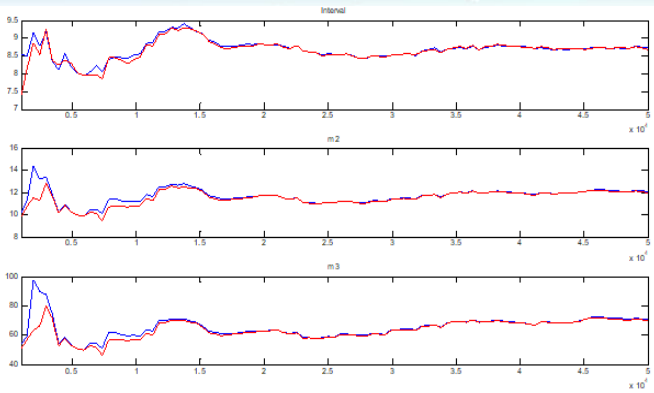
یکی از نتایج مهم داینر ارائه شـــکل هایی با عنوان زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو (MCMC[1]) اســـت. در نمودار (۱) و نمودار (۲) به ترتیب نتایج گشـــتاورهای اول، دوم و ســـوم MCMC و آزمون بازتشخیصی چندمتغیره آورده شده است.



نمودار ۱: گشتاورهای اول، دوم و سوم زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. Markov Chain Monte Carlo



نمودار ۲: آزمون‌های بازتشخیصی چندمتغیره

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود، نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد. توابع عکس‌العمل آنی[1]، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن شوک‌هایی به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. مقایسه گشتاورهای مرتبه دوم متغیرهای انحراف تولید، تورم، مصرف و سرمایه‌گذاری با گشتاورهای شبیه سازی شده این متغیرها در جدول (۳) ارائه شده است.

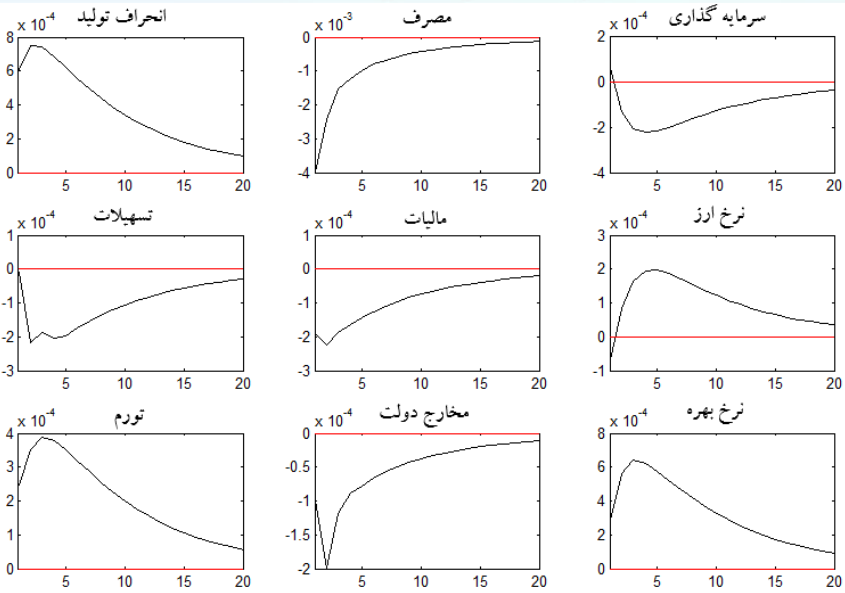
جدول ۳: مقایسه گشتاورهای مرتبه دوم (واریانس) داده‌های واقعی و شبیه سازی شده

متغیرها	داده‌های واقعی (سالانه)	مدل
انحراف تولید	۰/۰۹۵	۰/۰۹۴
تورم	۰/۰۴۶	۰/۰۴۵
مصرف	۰/۰۵۱	۰/۰۶۳
سرمایه‌گذاری	۰/۰۸۷	۰/۰۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

همان طور که از جدول (۳) مشخص است، گشتاورهای مرتبه دوم (واریانس) متغیرهای انحراف تولید، سرمایه‌گذاری و تورم مدل، تقریباً منطبق بر گشتاورهای مرتبه دوم داده‌های واقعی این متغیرها هستند و گشتاورهای مرتبه دوم مصرف مدل نیز با داده‌های واقعی تفاوت قابل توجهی ندارند. این وضعیت نشان از آن دارد که مدل طراحی شده می‌تواند برای بررسی‌های اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گیرد. نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل در پاسخ به شوک نااطمینانی اقتصادی به شرح زیر است:

[1]. Impulse Response Function (IRF)



نمودار ۳: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک وارد شده از ناحیه شوک نااطمینانی سیاست اقتصادی

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

نتایج بدست آمده بیانگر این موضوع است که با وارد شدن یک شوک از ناحیه نااطمینانی اقتصادی منجر به افزایش در انحراف تولید شده و این انحراف در بلندمدت از بین رفته است. در واقع بروز نااطمینانی اقتصادی در سیاست‌های دولت منجر به افزایش در هزینه‌های تولید، طولانی شدن فرآیند تولید و تامین مالی پرهزینه برای اقتصاد شده که اثر آن بر تولید نمایان شده است. متغیر مصرف در واکنش به نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته و اثر این شوک پس از ۵ دوره کاهش یافته است. نااطمینانی اقتصادی از کانال کاهش درآمد خانوارها منجر به اثرگذاری بر بهینه‌یابی مصرف‌کننده و در نتیجه کاهش در مخارج مصرفی خانوار می‌شود. متغیر سرمایه‌گذاری نیز در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته است و اثر شوک وارد شده پس از ۵ دوره تعدیل شده و در بلندمدت از بین رفته است. شوک ناشی از نااطمینانی اقتصادی همان‌گونه که ذکر گردید در این مطالعه از کانال نرخ تورم و نرخ بهره لحاظ شده است که با افزایش در نااطمینانی اقتصادی بواسطه کانال‌های ذکر شده منجر به کاهش در انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و افزایش در هزینه‌های سرمایه‌گذاری می شود. متغیر تسهیلات بانکی نیز همچون سرمایه‌گذاری در واکنش به

نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته و اثر شوک وارد شده بر این متغیر در بلندمدت از بین رفته است. در خصوص تسهیلات بانکی نیز با افزایش در نااطمینانی اقتصادی ریسک مربوط به نکول تسهیلات افزایش یافته در این صورت سیستم بانکی نیز تمایل کمتری به ارائه تسهیلات خواهد داشت. متغیرهای مالیات و مخارج دولت نیز در واکنش به شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته و در بلندمدت اثر این شوک بر روی این دو متغیر از بین رفته است. به واسطه افزایش در نااطمینانی اقتصادی و کاهش در فعالیت اقتصادی درآمدهای مالیاتی دولت نیز کاهش یافته و از این رویکرد مخارج دولت نیز کاهش یافته است. در نهایت متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی ابتدا افزایش یافته اما پس از ۵ دوره اثر شوک تعدیل شده و اثر شوک بر روی این متغیرها در بلندمدت از بین رفته است. مشاهده گردید که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی بواسطه تغییر در رفتار کارگزاران اقتصادی و همچنین کاهش در فرآیند تولید و افزایش در هزینه‌های تولید متغیرهای نرخ بهره، تورم و ارز نیز افزایش یافته است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله حاضر بررسی اثرات شوک‌های نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی بود. در این مطالعه از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ استفاده شده است. در این مطالعه با استفاده از فیلترهای میان گذر دوران رونق و رکود استخراج شده است و اثرات مربوط به شوک‌های نااطمینانی به دست آمده از ترکیب سیاست‌های پولی، مالی و ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شده است. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند سرمایه‌گذاری، تولید، مصرف، مخارج دولت و مالیات در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته‌اند اما متغیرهای اسمی مانند نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی افزایش یافته‌اند. نتایج به دست آمده از این مطالعه با دستاوردهای مطالعات چو وکیم (۲۰۲۳)، ترافیکانت و جرجیو[1] (۲۰۱۹) و محمدی و همکاران (۱۴۰۱) همراستا بوده است. بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های اقتصادی کشور قاعده‌مند بوده تا از نااطمینانی در اقتصاد جلوگیری شود. علاوه بر این به‌کارگیری مدل قیمت‌گذاری متناسب با ساختار قیمت‌گذاری اقتصاد ایران به ویژه برای مطالعات

[1]. Traficant and Giorgio

مربوط به اتخاذ سیاست‌های اقتصاد کلان و مطالعات مربوط به پیش‌بینی متغیرهای اقتصاد کلان است. با توجه به نتایج به‌دست آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌شود که به منظور کاهش اثرات اقتصادی مربوط به نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی سیاستمداران کشور در حوزه‌های مختلف از اعمال سیاست‌های صلاحدیدی که منجر به کاهش شهرت و اعتبار سیاست‌گذار شده پرهیز کرده و علاوه بر این حساست سیاست‌های اعمال شده به وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ ارز و تورم در هر دوره سنجیده شود.

References

Alam al hodaa, S. S. Tarighi, S. Shabanzadeh, M. and Kajoeipoor, A. (2015). "Identifying and Sensitivity Analysis the Effective Factors on Main Forming Groups of Iran's Inflation: The Artificial Neural Network Approach". Financial Economics **9**(31): 41-56 (In Persian).

Augustine, C. A. Malindretos, J. and Nippani, S. (2004). "Variations in Exchange Rates and Inflation in 82 Countries: an Empirical Investigation". North American Journal of Economics and Finance **15**(2): 227-247.

Baker, S. R. Nicholas, B. and Steven, J. D. (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty". The Quarterly Journal of Economics **131**(4): 1593-1636.

Bondzie, E. A. Fosu, G. O. and Obu-Cann, E. (2020). "Technological Shocks Mechanism on Macroeconomic Variables: A Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Approach". Journal of Research in Humanities and Social Science **2**(2): 10-20.

Calvo, G. A. (1999). "Fixed vs Flexible Exchange Rates". Mimeo. University of Maryland.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran (1401). Statistical Reports (In Persian).

Chang, B.H. Derindag, O.F. and Hacievliyagil, N. (2022). "Exchange Rate Response to Economic Policy Uncertainty: Evidence Beyond Asymmetry". Humanit Soc Sci Commun **9**(4): 358-369.

Chen, S. S. (2007). "Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects on Stock Returns?". Journal of Money, Credit and Banking **39**(2-3): 667-688.

Cho, D. and Kim, H. (2023). "Macroeconomic Effects of Uncertainty Shocks: Evidence from Korea". Journal of Asian Economics **84**(3): 25-38.

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

Gudarzi Farahani, Y. Esmaeili, B. and Adeli, O. (2022). "The Relationship between Policy Uncertainty and Accounting for Encrypted Financial Assets". Financial Accounting and Auditing Research **14**(54): 141-158 (In Persian).

Jerow, S. and Wolff, J. (2022). "Fiscal Policy and Uncertainty". Journal of Economic Dynamics and Control **145**(2): 34-59.

Junttila, J. and Vataja, J. (2018). "Economic Policy Uncertainty Effects for Forecasting Future Real Economic Activity". Economic Systems **42**(4): 569-583.

Kamara, A. and Koirala, N. P. (2023). "The Dynamic Impacts of Monetary Policy Uncertainty Shocks". Economies **11**(17): 1-23.

Laal Khezri, H. and Ashena, M. (2023). "Investigating the Dynamic Relationship of Global Economic Policy Uncertainty with Inflation and Inflation Uncertainty in Iran". New Economy and Trade **18**(1): 149-171 (In Persian).

Madah, M. and Taleb Bidakhti, A. (2015). "Investigating the Behavior of Monetary and Financial Policy in Iran's Economy with Markov Rotation Approach". Quarterly Journal of Economic Research and Policies **23**(75): 167-187 (In Persian).

Mohammadi, M. Khalili, F. and Askari, F. (2022). "Analysis of Macroeconomic Uncertainties on Forecasting Short-Term and Long-Term Activities of the Industrial Sector During the Period of 1370 to 1399 in Iran". Geography Quarterly (Regional Planning) **12**(3): 695-708 (In Persian).

Mohammadi, T. and Akbarifard, H. (2008). "The Effect of Productivity Shocks on Iran's Economic Growth". Iranian Economic Research Quarterly **35**(2): 177-204 (In Persian).

Pfeifer, J. (2018). "A Guide to Specifying Observation Equations for the Estimation of DSGE Models". University of Cologne Unpublished Manuscript, 1-81.

Pordel, P. and Esfandiari, M. (2022). "The Effect of Economic Policy Uncertainty on Oil Prices (Case Study: OPEC Countries)". Quarterly Journal of Quantitative Economics **23**(4): 45-68 (In Persian).

Raisi Gavagani, Z. (2018). *Asymmetric Effects of Fiscal Policy Impulses on Iran's Economy with DSGE Model*, PhD Thesis, Islamic Azad University, Science and Research Unit (In Persian).

Samsami, H. and Ebrahimnejad, A. (2019). "The Impact of the Economic Policy Uncertainty on the Entrepreneurship and Unemployment in Iranian Economy, Simultaneous Equations System Approach". Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi) **54**(4): 995-1016 (In Persian).

Schoder, C. (2020). "A Keynesian Dynamic Stochastic Disequilibrium Model for Business Cycle Analysis". Economic Modelling **86**(3): 117-132.

Shakibaei, A. and Said, M. (2011). "The Effect of the 2007-2009 Financial Crisis on Trade Convergence to Developed Countries (Case Study: OECD)". Regional Economy and Development (Knowledge and Development) **19**(4): 75-98. (In Persian)

Taghipour, A. and Isfahanian, H. (2016). "Analysis of Business Cycles of Oil Impulses and Government Spending and Their Impact Mechanisms on Macroeconomic Variables: DSGE Model Approach". Financial Economics Quarterly **10**(35): 75-102 (In Persian).

Torki, L. (2013). "Analyze the Effect of Uncertainty on Investment in the Selected Developing Countries". Journal of Economics and Regional Development **20**(5): 32-48. (In Persian).

Zubaidi, H. (2019). *The Effects of Monetary and Technology Shocks on Production and Inflation in the Conditions of Gender Discrimination in Iran's Labor Market: A Stochastic Dynamic General Equilibrium Model Approach*, PhD Thesis, Islamic Azad University, Science and Research Unit (In Persian).

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 67-94

Investigating the effect of investor sentiment on the efficiency of asset pricing factor models

Milad Badiei[*1], Mohammad Hassan Ebrahimi Sarve Oliya[2], Mostafa Sargolzaei[3]

Received: 23-05-2023 Accepted: 15-09-2023

Extended Abstract

Purpose: Several studies have been conducted on the impact of unique fundamental factors of companies on their stock returns. The capital asset pricing model (CAPM) developed by Sharpe (1964) and Lintner (1965) and the three-factor model of Fama and French (1993) are the most famous models resulting from these studies. These two models have been widely accepted by academics and used in numerous types of research since its presentation. Significant studies such as those of Fama and French (2012 and 2017) and Hou et al. (2015) show the validity of some global factor models. Nevertheless, Findanza and Morsi (2015) believe that, despite numerous studies on the efficiency of factor models in non-financial companies, few pieces of research have been conducted on the explanatory capability of these models in financial companies. At the same time, a more recent stream of studies in the finance field, including the research of Baker and Wergler (2007) and Sime et al. (2013), show that the performance of traditional factor models may be improved by adding various behavioral factors such as investors' sentiment factor. The paradox of the efficiency of markets depends on the efforts of investors to find opportunities to earn abnormal returns by discovering anomalies. By trying to discover these opportunities, many researchers have focused on the investor sentiment factor and studied its effect on the stock price. The current research seeks to investigate the effectiveness of Fama and French's three-factor model and CAPM in the banking and credit institutions industry, as well as the role of investors' sentiment in this industry to increase the explanatory power of the aforementioned factor models.

Methodology: The current research is applied in terms of purpose. In terms of method, the research uses regression analysis along with the generalized least squares (GLS) model. The statistical population of the research includes all the listed banks in

[1]. Corresponding Author. Master of Financial Engineering and risk management,, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: m_badiei@atu.ac.ir

[2]. Associate professor, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: mh.ebrahimi@atu.ac.ir

[3]. Assistant Professor in Department of Finance and Banking, Management and Accounting Faculty, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: mostafa.sargolzaei@atu.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 67-94

Tehran Stock Exchange and IRAN FARA BOURSE (IFB). Also, the time domain of the research includes the monthly periods from April 2012 to November 2022. The sampling is based on the methodical elimination of the banks that make up the statistical population. After removing the banks with a shorter acceptance period than the period of the research, 10 banks make up the sample size of the research. The Excel software is used to classify the data and calculate the research variables. Also, the data are analyzed with the Eviews (13 edition) and Stata (17 edition) software programs.
Due to cross-sectional dependence, which causes the efficiency of the ordinary least squares method to reduce, the model used the generalized least squares (GLS) method in the Eviews software. To eliminate the problem of heterogeneity of variance, White's correction (Period Cluster) has been used.

Results and discussion: According to the cross-sectional dependence identified in the model, the final estimation of the research model has been done using the generalized least squares (GLS) method and White's correction to solve the heterogeneity of variance. The probability of F statistic related to the significance of all the models is equal to 0.0000. As a result, all the research models are significant. The findings show that adding variables related to the investor sentiment to the asset pricing factor models increases the explanatory power of these models. The excess market return factor was found to be significant in all the models, and the value factor was found to have no significant effect on banks' excess return in any model. The factors related to the investor sentiment are significant in both combined models. At the same time, the addition of the investor's sentiment index to the CAPM and Fama and French three-factor model has increased the adjusted coefficient of determining these models.

Conclusions and policy implications: The purpose of this research is to investigate the effectiveness of the CAPM and Fama and French three-factor model in the banking industry and the role of investor sentiment in strengthening the explanatory power of these models. The findings of the research show the significant and positive effect of excess market returns on the risk-adjusted performance of the studied banks. The size factor also has a significant and positive effect on the excess return of the investigated banks, which shows that there is a direct relationship between the excess return of banks and the performance of the size portfolio or the performance superiority of large market companies. Market performance has had the strongest effect on the excess returns of banks. However, the positive effect of the value portfolio performance on the excess return of banks is not statistically significant. This indicates that, although the expectations of investors incited by future developments, regarding the growth of stock returns with a high ratio of book value to market value, increase the return of this type of stock in the medium term, the factors influencing the stock returns are not counted in the long term. Therefore, the factor of market value to book value does not have a significant relationship with the risk-adjusted performance of banks. The findings of the research also show the significant and positive impact of the investor's sentiment index on the excess returns of banks. The sentiment of investors, thus, has a direct relationship with the excess returns, and the

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 67-94

increase of the sentiment of investors and the strengthening of their optimism towards the banking industry cause an increase in the excess returns.

Keywords: Behavioral finance, Capital asset pricing model (CAPM), Fama and French three-factor model, Generallized least squares, Investor sentiment

JEL Classification: C33, G12, G21

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۶۷-۹۴

بررسی تأثیر گرایش سرمایه‌گذار بر کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی

میلاد بدیعی*[۱]، محمد حسن ابراهیمی سرو علیا[۲]، مصطفی سرگلزایی[۳]

دریافت: ۰۲-۰۳-۱۴۰۲ پذیرش: ۲۴-۰۶-۱۴۰۲

چکیده

جریان نوین مطالعات مالی که بر توجیه بی‌قاعدگی‌های ارزش‌گذاری از طریق مالی رفتاری تاکید دارد، از افزودن عوامل مرتبط با رفتار سرمایه‌گذاران به مدل‌های عاملی کلاسیک در جهت افزایش کارایی آن‌ها دفاع می‌کند. اهداف پژوهش حاضر، بررسی کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ در صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری و نقش متغیر گرایش سرمایه‌گذار در تقویت قدرت توضیح‌دهندگی این مدل‌ها است. پژوهش حاضر از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای داده‌های ۱۰ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی فروردین ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ استفاده می‌کند. یافته‌ها نشان می‌دهد که عوامل مازاد بازده بازار و اندازه دارای اثر معنی‌دار مثبت بر مازاد بازدهی بانک‌هاست و عامل مازاد بازده بازار دارای بیشترین اثر بر عملکرد تعدیل‌شده با ریسک بانک‌ها است. همچنین عامل گرایش سرمایه‌گذار نیز ضمن تاثیر معنی‌دار مثبت بر مازاد بازدهی بانک‌ها، قابلیت توضیح‌دهندگی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ را افزایش می‌دهد. بنابراین افزودن متغیر گرایش سرمایه‌گذار به مدل‌های عاملی می‌تواند با تبیین مناسب‌تر رفتار بازده و عوامل تاثیرگذار بر آن، سبب تسهیل سیاست‌گذاری در حوزه بازار سرمایه شود.

واژگان کلیدی: مالی رفتاری، گرایش سرمایه‌گذار، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته

طبقه‌بندی JEL: C33, G12, G21

---

[۱]. نویسنده مسئول. کارشناسی ارشد مالی- مهندسی مالی و مدیریت ریسک، گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. m_badiei@atu.ac.ir

[۲]. دانشیار گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. mh.ebraheimi@atu.ac.ir

[۳]. استادیار گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. mostafa.sargolzaei@atu.ac.ir

۱- مقدمه

بحران نقش بازار سرمایه در رونق بخشیدن به اقتصاد کشورهای درحال‌توسعه نظیر ایران، که از یک سو با حجم عظیم سرمایه‌های سرگردان و از سوی دیگر با کمبود حجم سرمایه‌گذاری مواجه‌اند، قابل توجه است. نتایج حاصل از پژوهش‌های متعددی بیانگر اثر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بر بازار سرمایه است. زارع (۲۰۲۲) نشان داد که سیاست‌های پولی در دوران رکود تاثیر معنی‌داری بر بازده سهام دارد و اعمال سیاست‌های پولی انبساطی در دوران رکود بازار سرمایه، سبب بهبود بازدهی بازار و کاهش احتمال ماندن در رکود می‌شود. ستوده و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که متغیرهای تحت تاثیر سیاست‌گذاری مالی نظیر توازن بودجه و بدهی عمومی بر بازدهی بازار سرمایه اثر معنی‌دار دارند و یافته‌های بدیعی (۲۰۲۲) نیز اثر معنی‌دار متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نقدینگی و نرخ بازده بدون ریسک بر عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری را تایید می‌نماید؛ متغیرهایی که تحت تاثیر سیاست‌های پولی و مالی قرار دارند. سلمانی بی‌شک و همکاران (۲۰۱۶) معتقدند که شناخت عوامل تاثیرگذار بر رفتار بازار سرمایه می‌تواند گام موثری در سیاست‌گذاری اقتصادی محسوب شود و بنابراین پژوهش حاضر می‌تواند با کشف عوامل موثر بر بازده سهام و رفتار بازار سرمایه، سبب تسهیل سیاست‌گذاری در این حوزه شود.

مطالعات متعددی پیرامون تاثیر عوامل بنیادیِ منحصربه‌فرد شرکت‌ها بر بازدهی سهام آن‌ها انجام شده است. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] که توسط شارپ[2] (۱۹۶۴) و لینتنر[3] (۱۹۶۵) توسعه‌یافته و مدل سه عاملی فاما و فرنچ[4] (۱۹۹۳) مشهورترین مدل‌های حاصل از این مطالعات هستند و سهولت در جمع‌آوری داده‌های ورودی مورد نیاز جهت پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام شرکت‌ها، یکی از وجوه اشتراک حائز اهمیت دو مدل به شمار می‌رود که سبب استفاده گسترده از آن‌ها گردیده است. با وجود این، فیدانزا و مورس[5] (۲۰۱۵) معتقدند که علیرغم مطالعات متعدد در خصوص کارایی مدل‌های عاملی در شرکت‌های غیرمالی، پژوهش‌های اندکی در زمینه قابلیت توضیح‌دهندگی این مدل‌ها در شرکت‌های مالی انجام شده است. در عین حال،

---

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
2. Sharpe
3. Lintner
4. Fama and French (1993) Three-Factor Model
5. Fidanza and Morres

یک جریان نوین‌تر از مطالعات در حوزه مالی از جمله پژوهش‌های بیکر و ورگلر[1] (۲۰۰۶) و سایم و همکاران[2] (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که عملکرد مدل‌های عاملی سنتی ممکن است با افزودن عوامل رفتاری گوناگون نظیر عامل گرایش سرمایه‌گذاران[3] بهبود یابد. اگرچه مدل‌سازی یا حتی شناسایی تمامی عوامل احتمالی و بالقوه موثر بر عملکرد بازار و بازدهی سهام شرکت‌ها امکان‌پذیر نیست، اما قابلیت توضیح‌دهندگی عوامل رفتاری با توجه به وجود شواهدی حاکی از استفاده سرمایه‌گذاران از استراتژی‌های شتاب[4] و شیوع رفتارهای توده‌وار، نویدبخش است. به همین دلیل نظریه نوین مالی[5] با پذیرش بی قاعدگی‌هایی[6] در ارزش‌گذاری که می‌توانند سبب کسب بازدهی غیرعادی[7] برای سرمایه‌گذاران گردند، از دیدگاه کارایی کامل بازار[8] عقب نشینی کرده است. پارادوکس کارایی بازارها به تلاش سرمایه‌گذاران در جهت یافتن فرصت‌های کسب بازده غیرعادی از طریق کشف بی‌قاعدگی‌ها بستگی دارد. در مسیر تلاش جهت کشف این فرصت‌ها، بسیاری از پژوهشگران بر عامل گرایش سرمایه‌گذار تمرکز کرده و تاثیر آن بر قیمت سهام را مورد مطالعه قرار داده‌اند. دی لانگ و همکاران[9] (۱۹۹۰) گرایش سرمایه‌گذاران را انتظارات فعالان بازار پیرامون جریان‌های نقدی (بازده) و ریسک سرمایه‌گذاری تعریف می‌کنند. بیکر و ورگلر (۲۰۰۷) نیز معتقدند که گرایش سرمایه‌گذار، بیانگر باور سرمایه‌گذاران نسبت به جریان‌های نقدی آتی و ریسک‌های یک فرصت سرمایه‌گذاری است که با واقعیت‌های موجود قابل توجیه نیست. هی[10] (۲۰۱۲) یک شاخص گرایش سرمایه‌گذار مبتنی بر احتمال دوجمله‌ای[11] را جهت کمی‌سازی تاثیر گرایشات سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام پیشنهاد می‌کند. این شاخص بر اساس اندازه‌گیری احتمالات بیشینه یا کمینه قیمت در شکل‌دهی آخرین قیمت در یک جلسه معاملاتی محاسبه می‌شود که در آن گرایش به سوی بیشینه قیمت بیانگر واکنش خوش‌بینانه و گرایش به سوی کمینه

1. Baker and Wurgler
2. Sayim et al.
3. Investor Sentiment
4. Momentum Strategies
5. Modern Financial Theory
6. Anomalies
7. Abnormal Return
8. Pure Market Efficiency
9. De Long et al.
10. He
11. Binomial Probability-Based Investor Sentiment Endurance (SE)

قیمت بیانگر واکنش بدبینانه سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار مربوط به سهام است. مطالعات هی (۲۰۱۲) بر روی شاخص اس‌اندپی ۵۰۰[1] نشان می‌دهند که شاخص گرایش سرمایه‌گذار نه تنها به شکل قابل توجهی قدرت توضیح‌دهندگی عملکرد (بازده شاخص) را دارد، بلکه از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مناسبی نیز در سطح بازار و صنعت برخوردار است. یافته‌های هی و کیسی[2] (۲۰۱۵) نیز نشان می‌دهد که استفاده از شاخص گرایش سرمایه‌گذار در بازار سهام ایالات متحده سبب افزایش دقت پیش‌بینی بازده سهام در صنعت نفت و خدمات مربوطه گردیده است. پژوهش‌های دیگری در بازار سهام ایالات متحده هم نشان می‌دهد که بهره‌گیری از این شاخص سبب پیش‌بینی بازدهی سهام با دقت ۸۴ درصدی در صنعت بانکداری (هی، ۲۰۱۴) و ۸۹ درصدی در صنعت مسکن (هی، ۲۰۱۵) گردیده است. پژوهش حاضر به دنبال بررسی کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ در صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری و همچنین نقش گرایش سرمایه‌گذاران نسبت به این صنعت در افزایش توضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی مذکور است.

۲- ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به عنوان یک مدل قیمت‌گذاری پیشتاز، یکی از زیربناهای نظریه نوین مالی به شمار می‌رود. بر اساس این مدل، میان بازده مورد انتظار سهام و عملکرد بازار یک رابطه خطی وجود دارد. بنابراین با فرض تنوع‌بخشی کافی سبد های سرمایه‌گذاری، تنها عامل تعیین‌کننده بازدهی مورد انتظار سهام شرکت‌ها، حساسیت بازدهی آن‌ها نسبت به بازدهی بازار است. با این حال، پژوهشگران متعددی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را به چالش کشیدند. فاما و فرنچ (۱۹۹۳ و ۱۹۹۵) تک عاملی بودن این مدل را مورد انتقاد قرار دادند و بنز[3] (۱۹۸۱)، رینگانوم[4] (۱۹۸۳) و هوبرمن و کندل[5] (۱۹۸۷) نیز از عامل اندازه شرکت به عنوان یک عامل تاثیرگذار بر بازده مورد انتظار سهام یاد کردند. در مشهورترین انتقاد از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، فاما و فرنچ (۱۹۹۷) بیان کردند که عدم قطعیت قابل

1. S&P 500
2. He and Casey
3. Banz
4. Reinganum
5. Huberman and Kandel

توجهی در رابطه با بازدهی مازاد مورد انتظار محاسبه شده توسط این روش وجود دارد که به «برآوردهای مبهم و تاسف‌آوری از هزینه حقوق صاحبان سهام» منجر گردیده است. بنابراین فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با افزودن دو عامل اندازه و ارزش به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، آن را توسعه دادند. مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای مدت‌ها به یکی از رایج‌ترین مدل‌ها در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی ها و سنجش عملکرد تبدیل شد. این مدل در کنار مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به طور گسترده توسط دانشگاهیان پذیرفته (ماتئوس و همکاران[1]، ۲۰۱۹) و از زمان ارائه، در پژوهش‌های متعددی بکار گرفته شده‌اند. در ایران یافته‌های حاجیان نژاد و همکاران (۲۰۱۴) و رنجبر و همکاران (۲۰۱۹) نشان می‌دهد که عامل بازار به تنهایی قادر به توضیح بازدهی مازاد مورد انتظار سهام شرکت‌ها نبوده و مدل‌های چند عاملی عملکرد مطلوب‌تری در مقایسه با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از خود نشان داده‌اند. بدیعی و همکاران (۲۰۲۳) نیز هنگام سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال در بازار پول و سرمایه ایران، با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ، معنی‌داری اثر بازار و اثر اندازه بر عملکرد این صندوق‌ها را تایید کردند. با وجود این، با توجه به یافته‌های حاصل از پژوهش‌های باربریس و همکاران[2] (۱۹۹۸) و لوگران و ریتر[3] (۱۹۹۵) که نشان از فراواکنشی و فروواکنشی بازار داشته و همچنین مطالعات جگادش و تیتمن[4] (۱۹۹۳) که بر ناکارآمدی بازار در مواجه با استراتژی‌های شتاب تاکید می‌کنند، به نظر می‌رسد که حتی یک مدل سه عاملی هم نمی‌تواند تمامی عوامل بالقوه تاثیرگذار بر قیمت سهام را به تصویر بکشد. یافته‌های سعیدی و فرهانیان (۲۰۱۲)، باباجانی و همکاران (۲۰۱۵) و فرازمند و همکاران (۲۰۲۱) حاکی از وجود رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران است و فلاح شمس و عطایی (۲۰۱۳) نیز نشان دادند که بهره‌گیری از استراتژی‌های شتاب می‌تواند منجر به کسب بازده غیرعادی برای سرمایه‌گذاران شود. بنابراین پژوهشگران برای بهبود کارایی و توضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی، مدل‌های مبتنی بر سنجه‌های گوناگون گرایشات سرمایه‌گذاران را توسعه دادند. اگرچه تعریف گرایش سرمایه‌گذار از یک پژوهشگر یا سرمایه‌گذار به دیگری اندکی متفاوت است، اما همگی اتفاق نظر دارند که در ارزش‌گذاری و خرید و فروش سهام،

---

1. Mateus et al.
2. Barberis et al.
3. Loughran and Ritter
4. Jegadeesh and Titman

عواملی به جز عوامل مدل‌های عاملی کلاسیک تاثیرگذارند و قیمت سهام ممکن است بدون توجه به ارزش ذاتی آن، تحت تاثیر خوش‌بینی یا بدبینی سرمایه‌گذاران قرار گیرد (هی و کیسی، ۲۰۱۸). بلک[۱] (۱۹۸۶) دریافت که معامله‌گران اختلال‌زا[۲] می‌توانند سبب انحراف قیمت سهام از ارزش ذاتی آن و در نتیجه ایجاد حباب در بازار شوند؛ یافته‌هایی که پژوهش توحیدی (۲۰۲۰) در بورس اوراق بهادار تهران نیز آن را تایید می‌کند. بسیاری از پژوهشگران دریافتند که شاخص‌های مورد استفاده در تحلیل تکنیکال[۳] می‌توانند به پیش‌بینی عملکرد بازار یا قیمت سهام کمک کنند. برای نمونه، دونالدسون و کیم[۴] (۱۹۹۳) نشان دادند که سطوح حمایت و مقاومت در مضرب ۱۰۰ برای میانگین صنعتی شاخص داوجونز[۵] وجود دارد. یافته‌های وانگ[۶] (۲۰۰۱) نیز نشان می‌دهد که گرایشات دلالان بزرگ در بازارهای آتی در واقع یک «شاخص تداوم قیمت[۷]» محسوب می‌شود. وانگ و همکاران[۸] (۲۰۲۲) نشان دادند که گرایشات سرمایه‌گذاران بر عملکرد بازار تاثیر معنی‌داری دارد و جهت این تاثیر به گرایش بازار[۹] بستگی دارد. نتایج حاصل از پژوهش سامبیا و دباسیش[۱۰] (۲۰۲۲) نیز نشان می‌دهد که گرایشات سرمایه‌گذاران قادر است تا به شکل مستقیم بر عملکرد و به شکل غیرمستقیم بر نوسان‌پذیری بازار تاثیر گذارد. لی و همکاران[۱۱] (۲۰۲۲) نشان دادند که گرایشات سرمایه‌گذاران در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر معنی‌دار منفی بر عملکرد شرکت‌های فعال در صنعت انرژی‌های پاک در بازار چین بوده است. گائو و همکاران[۱۲] (۲۰۲۲) نیز با اشاره به تاثیر نقش عدم تقارن اطلاعاتی بر رابطه میان گرایش سرمایه‌گذار و عملکرد بازار، تاثیر معنی‌دار گرایش سرمایه‌گذار بر نوسانات بازار را شناسایی کردند. در مقابل،

---

1. Black
2. Noise Traders
3. Technical Analysis
4. Donaldson and Kim
5. Dow Jones Industrial Average
6. Wang
7. Price-Continuation Indicator
8. Wang et al.

۹. گرایش بازار یا Market Sentiment به نوع برخورد غالب سرمایه‌گذاران یک بازار در خصوص سیر مورد انتظار قیمت‌ها اطلاق می‌شود و گارد صعودی (Bullish) و نزولی (Bearish) را شامل می‌شود.

10. Saumya and Debasish
11. Lee et al.
12. Gao et al.

براون و کلیف[1] (۲۰۰۴) دریافتند که معیارهای گوناگون گرایشات سرمایه‌گذار، از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی اندکی در پیش‌بینی بازده کوتاه‌مدت سهام برخوردار است. ادبیات نظری پژوهش‌های داخلی نیز بیانگر اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر عملکرد بازار و سبدهای سرمایه‌گذاری مورد بررسی است. جلیلوند و رستمی نوروزآباد (۲۰۱۸) نشان دادند که احساسات به همراه سواد مالی و ادراک ریسک سرمایه‌گذاران به صورت معنی‌داری بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران اثر می‌گذارد. نتایج حاصل از پژوهش‌های حسینی و مرشدی (۲۰۱۹) و اسدی و مرشدی (۲۰۱۹) نیز بیانگر اثر معنی‌دار گرایش سرمایه‌گذاران بر پویایی معاملات و ریسک سقوط قیمت سهام است.

با وجود این، گرایش سرمایه‌گذار موضوع پیچیده‌ای است که اندازه‌گیری یا یافتن سنجه مناسب جهت اندازه‌گیری آن دشوار است. فیشر و استاتمن[2] (۲۰۰۰) با تقسیم‌بندی سرمایه‌گذاران به سه گروه اصلی و اندازه‌گیری گرایش آن‌ها با داده‌های تجاری مجزا و منحصر به فرد هر گروه نشان دادند که سرمایه‌گذاران کوچک، سرمایه‌گذاران متوسط و سرمایه‌گذاران بزرگ به اشکال گوناگونی نسبت به اخبار واکنش نشان می‌دهند. بیکر و ورگلر (۲۰۰۶) نیز نشان دادند که سهام شرکت‌های کوچک و سهام با نوسانات بالا، بیش از سایر سهام در معرض تاثیر پذیرفتن از عامل گرایش سرمایه‌گذار و قیمت‌گذاری اشتباه هستند. هی و کیسی (۲۰۱۸) معتقدند که چالش اساسی در اندازه‌گیری گرایشات سرمایه‌گذاران، واکنش نامتقارن آن‌ها نسبت به متغیرهای محیطی برون‌زا است. در هر مقطع زمانی برخی از سرمایه‌گذاران نسبت به آینده خوش‌بین خواهند بود، در حالی که برخی دیگر بدبین‌اند. علاوه بر این، جریان مداومی از اطلاعات از طریق منابع متنوعی وارد بازار می‌شود که لازم است مورد بررسی قرار گرفته و در نگرش یا گرایش هر سرمایه‌گذار لحاظ شود. به همین دلیل گرایش سرمایه‌گذار، یک ساختار سیال است که می‌تواند با ورود اخبار جدید تغییر نماید و سنجه گرایش سرمایه گذار باید اثر خالص تمامی این عوامل را منعکس کند. پژوهشگران متعددی نظیر باربریس و همکاران (۱۹۹۸) و دنیل و همکاران[3] (۱۹۹۸) نیز با استفاده از مفاهیم روانشناسی، اقدام به بررسی اثر گرایش سرمایه‌گذار بر فراواکنشی و فرووواکنشی بازار

[1]. Brown and Cliff
[2]. Fisher and Statman
[3]. Daniel et al.

کردند. سایم و همکاران (۲۰۱۳) از شاخص انجمن سرمایه‌گذاران آمریکایی[1] (AAII) و وانگ و همکاران (۲۰۲۲) از نسبت گردش سهام به عنوان سنجه‌های گرایش سرمایه‌گذار در پژوهش خود بهره بردند و سامبیا و دباسیش (۲۰۲۲) نیز هنگام بررسی اثر گرایش سرمایه‌گذاران بر بازار سهام در دوره زمانی همه‌گیری کووید ۱۹[2]، از شاخص گرایش‌های مالی و اقتصادی جستجو شده[3] استفاده کردند. با توجه به تنوع سنجه‌های مورد استفاده، یافته‌های گوناگون در پژوهش‌های پیرامون تاثیر گرایش سرمایه‌گذار بر بازده مورد انتظار بازار و سهام شرکت‌ها مورد انتظار است؛ با این حال، اکثر پژوهش‌ها حاکی از تاثیر گرایش سرمایه‌گذار بر قیمت سهام یا حداقل رابطه‌ای میان قیمت سهام و گرایش سرمایه‌گذار است (هی و کیسی، ۲۰۱۸). علیرغم چالش‌های یاد شده در کمّی‌سازی گرایش سرمایه‌گذاران، به نظر می‌رسد که شاخص گرایش سرمایه‌گذار مبتنی بر احتمال دوجمله‌ای که توسط هی (۲۰۱۲) معرفی گردیده است، قادر است تا بر این چالش‌ها غلبه کند. این شاخص فرض می‌کند که کران‌های بالا و پایین قیمت در یک روز معاملاتی بیانگر گرایشات کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران هستند و گرایش نهایی آن‌ها، خود را در قالب قیمت پایانی به نمایش می‌گذارد. بیشینه و کمینه قیمت در طول روز به ترتیب نشان‌دهنده خوش‌بینانه‌ترین و بدبینانه‌ترین گرایشات سرمایه‌گذاران است؛ قیمت‌های بین این دو عمدتا کوتاه‌مدت هستند و در طول روز معاملاتی یکدیگر را خنثی می‌کنند. در نتیجه قیمت پایانی، شامل پاسخ نهایی سرمایه‌گذاران به تمامی اخباری است که در طول روز معاملاتی و پس از خنثی شدن تعداد بی‌شماری از واکنش‌های موقت آن‌ها نسبت به اخبار وارد شده به بازار حاصل می‌شود. این شاخص نسبت به نوع اخبار وارد شده به بازار یا توانایی پیش‌بینی جهت اثرگذاری اخبار توسط سرمایه‌گذاران وابسته نیست؛ بلکه این مدل اثر خالص گرایشات را در قالب قیمت پایانی روز معاملاتی به نمایش می‌گذارد. اگرچه فرض ضمنی شاخص گرایش سرمایه‌گذار، کارایی بازار و واکنش سریع و متناسب سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید است، با این حال آنچه حائز اهمیت نیست منبع این اطلاعات و مبتنی بودن آن‌ها بر تغییرات در شرایط بنیادی یا شیوع یک شایعه محض است.

استفاده از نمونه‌ای شامل بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سبب کنترل

---

1. American Association of Individual Investor Index
2. Covid-19
3. Financial and Economic Attitudes Revealed by Search (FEARS) Sentiment Index

تفاوت‌های میان صنایع شده و وجود قوانین بالادستی در این صنعت اطمینان می‌دهد که اکثر بانک‌ها از مدل‌های عملیاتی مشابهی برخوردار هستند. پژوهش حاضر با استفاده از یافته‌های ویال و همکاران[1] (۲۰۰۹)، فیدانزا و مورس (۲۰۱۵) و دش[2] (۲۰۱۹) به بررسی کارایی مدل‌های عاملی در توضیح مازاد بازدهی صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری اقدام کرده است و ضمن سنجش کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ، با افزودن شاخص گرایش سرمایه‌گذار، تاثیر این عامل بر مازاد بازده بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد مطالعه قرار می‌دهد. بنابراین فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل تعریف می‌گردند:

فرضیه ۱: بین مازاد بازده بازار و مازاد بازده سهام بانک‌ها رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه ۲: بین عامل اندازه (صرف اندازه) و مازاد بازده سهام بانک‌ها رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه ۳: بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (صرف ارزش) و مازاد بازده سهام بانک‌ها رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه ۴: شاخص گرایش سرمایه‌گذار به شکل معنی‌داری سبب افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مازاد بازده سهام بانک‌ها می‌شود.

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش، پژوهشی با استفاده از تحلیل رگرسیونی چندمتغیره است که از الگوی حداقل مربعات تعمیم یافته[3] بهره می‌برد. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است. همچنین قلمرو زمانی پژوهش دوره‌های ماهانه از فروردین ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ را شامل می‌شود. نمونه‌گیری مبتنی بر حذف روش‌مند بانک‌های تشکیل‌دهنده جامعه آماری بوده و پس از حذف بانک‌هایی با مدت زمان پذیرش کوتاه‌تر از قلمرو زمانی پژوهش، ۱۰ بانک حجم نمونه پژوهش را تشکیل می‌دهند.

تاریخچه افزایش سرمایه بانک‌ها، به عنوان یک عامل حائز اهمیت در محاسبه عملکرد بازار بانک‌های نمونه از طریق گزارش‌های رسمی منتشرشده بانک‌ها بر روی پایگاه اطلاع رسانی ناشران

1. Viale et al.
2. Dash
3. Generalized Least Squares

(کدال)، اطلاعات مربوط به نرخ سپرده‌پذیری بانک‌های دولتی از طریق اطلاعات منتشرشده در نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی و نرخ اسناد خزانه سه ماهه از طریق مرکز داده فرابورس ایران، داده‌های ارزش دفتری و تعداد سهام منتشرشده شرکت‌های نمونه جهت تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری مربوط به عوامل اندازه و ارزش در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، از طریق گزارش‌های مالی سالانه منتشرشده شرکت‌ها بر روی پایگاه اطلاع رسانی ناشران (کدال) و کلیه داده‌های قیمتی مورد نیاز پژوهش از طریق نرم‌افزار تی‌اس‌ای‌کلاینت[1] استخراج شده‌اند. با توجه به فرآیند حسابرسی مستقل صورت‌های مالی شرکت‌های نمونه و استفاده از گزارش‌های مورد تایید بانک مرکزی و سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، وسیله اندازه‌گیری پایایی داشته و نظر به پشتیبانی مبانی نظری و پیشینه پژوهش یاد شده، وسیله اندازه‌گیری از روایی مکفی بهره‌مند است. جهت طبقه‌بندی داده‌ها و محاسبه متغیرهای پژوهش از نرم‌افزار اکسل[2] و جهت تحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزارهای ایویوز[3] (نسخه ۱۳) و استتا[4] (نسخه ۱۷) استفاده گردیده است.

پژوهش حاضر، جهت سنجش عملکرد بانک‌ها بر اساس پژوهش هی و کیسی (۲۰۱۸) از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مطابق با روش بکار گرفته شده در پژوهش‌های فیندانزا و مورسی (۲۰۱۵)، هی و کیسی (۲۰۱۸) و دش (۲۰۱۹) از مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده کرده است. روابط ۱ و ۲ به ترتیب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ را به نمایش می‌گذارند:

$$R_{it} - RFR_t = \alpha_i + \beta_1 MktExcess_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$R_{it} - RFR_t = \alpha_i + \beta_1 MktExcess_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن R_{it} بازدهی بانک i در دوره t، RFR_t نرخ بازده بدون ریسک، $MktExcess_t$ مازاد بازدهی بازار، SMB_t عملکرد سبد اندازه و HML_t نیز عملکرد سبد ارزش در دوره t را نشان می‌دهند.

بازده بانک می‌تواند از دو جزء بازده سرمایه‌ای و منافع حاصل از مالکیت ایجاد شود. این منافع شامل بازده نقدی و افزایش سرمایه از محل اندوخته یا مطالبات و آورده نقدی است. بنابراین

1. TSEclient
2. Excel
3. Eviews13
4. Stata17

بازده سهام شرکت‌های نمونه طی دوره پژوهش با استفاده از رابطه ۳ محاسبه گردیده است:

$$R_{it} = \frac{D_t + price_t(1+\alpha+\beta) - (price_{t-1} + \alpha(1000))}{price_{t-1} + \alpha(1000)} \times 100 \quad (۳)$$

که آن R_{it} بیانگر بازدهی شرکت i در دوره t، $price_{it}$ و $price_{it-1}$ به ترتیب بیانگر قیمت سهم شرکت i در انتها و ابتدای دوره t، D_{it} سود تقسیمی شرکت i طی دوره t، α درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی و β درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته است که با روش به کارگرفته شده توسط راعی و پویان فر (۲۰۰۷) مطابقت دارد.

با توجه به عدم د ستر سی به نرخ بازده ماهانه ا سناد خزانه سه ماهه برای دوره‌های فروردین ۱۳۹۲ تا مهرماه ۱۳۹۴، نرخ بازدهی بدون ریسک در دوره‌های مذکور برابر با نرخ ماهانه شده سپرده‌پذیری کوتاه‌مدت بانک‌های دولتی و پس از آن برابر با نرخ ماهانه اسناد خزانه سه‌ماهه در نظر گرفته شده است. مازاد بازدهی یا MktExcess در هر دوره ماهانه، از تفاوت نرخ بازده بازار دوره (R_{mt}) و نرخ بازده بدون ریسک ماهانه مطابق رابطه ۴ حاصل می‌شود.

$$MktExcess_t = R_{Mt} - RFR_t \quad (۴)$$

علاوه بر عامل بازار، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بر تاثیر دو عامل اندازه و ارزش بر عملکرد تعدیل شده با ریسک شرکت‌ها تاکید کردند. عامل اندازه بیانگر تفاوت بازدهی سبد سهام شرکت‌های کوچک و شرکت‌های بزرگ و عامل ارزش بیانگر تفاوت بازدهی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین است. سبد اندازه جهت در نظر گرفتن عامل ریسک مرتبط با اندازه شرکت طراحی شده ا ست؛ در حالی‌که سبد ارزش عامل ریسک سهام ر شدی (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین) در برابر سهام ارزشی (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) است. با توجه به عدم وجود پایگاه داده معتبر جهت اندازه‌گیری و گزارش عملکرد سبدهای اندازه (SMB) و ارزش (HML) در بازار سرمایه ایران، اثر این دو عامل با ا ستفاده از روش نمونه‌گیری از شرکت‌های فعال در این بازار طی دوره ۱۱۶ ماهه پژوهش و تشکیل سبدهای مربوطه مطابق با روش بکار گرفته شده توسط اسلامی بیدگلی و هنردوست (۲۰۱۲)، عبده تبریزی و اسدی قره جلو (۲۰۱۹) و بدیعی و همکاران (۲۰۲۳) مورد سنجش قرار گرفته است. شرکت‌های نمونه از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران که دارای ویژگی‌های زیر بودند، انتخاب شده‌اند:

۱) سال مالی شرکت‌های نمونه منتهی به پایان اسفندماه است.

۲) طی دوره زمانی مورد پژوهش به طور پیوسته در بورس اوراق بهادار یا فرابورس ایران مورد پذیرش بوده و گزارش‌های مالی سالانه خود را به طور منظم از طریق سامانه اطلاع‌رسانی ناشران (کدال) منتشر کرده‌اند.

۳) در طول قلمرو زمانی پژوهش دارای ارزش دفتری نامنفی بوده‌اند.

۴) آن دسته از شرکت‌هایی که دارای کسری اطلاعات در دوره زمانی مورد پژوهش بودند، از نمونه مستثنی شده‌اند.

پس از اعمال شاخصه‌های فوق، ۱۴۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به عنوان حجم نمونه جهت محاسبه عوامل مدل سه عاملی فاما و فرنچ برگزیده شدند. جهت تشکیل سبدهای مربوط به عوامل اندازه و ارزش، نیازمند محاسبه متغیرهای زیر می‌باشیم:

۱) بازده سهام: مطابق رابطه ۳، بازدهی شرکت‌های نمونه نیز با توجه به دو عامل قیمت و منافع حاصل از مالکیت محاسبه گردیده است.

۲) سبد اندازه: به منظور محاسبه بازدهی سبد اندازه، ابتدا شرکت‌های نمونه در هر دوره بر حسب ارزش شرکت، به دو دسته سهام با اندازه بزرگ (B) و سهام با اندازه کوچک (S) تقسیم می‌گردند. ارزش شرکت از حاصل ضرب تعداد سهام منتشر شده شرکت در آخرین روز از دوره قبل در قیمت سهام همان دوره حاصل می شود (اسلامی بیدگلی و هنردوست، ۲۰۱۲). پس از آن شرکت‌های نمونه را بر حسب نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، به سه دسته ۳۰ درصد فوقانی (H)، ۴۰ درصد میانی (M) و ۳۰ درصد تحتانی (L) تقسیم می‌کنیم. مطابق روش بکارگرفته‌شده در پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، مقادیر ارزش دفتری به ارزش بازار بیش از ۰/۹۹۵ برابر با ۰/۹۹۵ و مقادیر کمتر از ۰/۰۰۵ برابر با ۰/۰۰۵ در نظر گرفته می شوند. از تقاطع ۵ گروه حاصل شده، ۶ سبد سرمایه‌گذاری تشکیل و بازدهی سبد اندازه مطابق رابطه ۵ محاسبه می‌شود:

$$r_{SMB} = \frac{(r_{SH}+r_{SM}+r_{SL})}{3} - \frac{(r_{BH}+r_{BM}+r_{BL})}{3} \qquad (۵)$$

که r_{SH}، r_{SM} و r_{SL} بازدهی سبدهای حاصل از تقاطع شرکت‌های کوچک با به ترتیب ۳۰ درصد فوقانی، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد تحتانی شرکت‌ها از نظر ارزش دفتری است. به همین ترتیب r_{BH}، r_{BM} و r_{BL} نیز بازدهی سبدهای حاصل از تقاطع شرکت‌های بزرگ با به ترتیب ۳۰ در صد

فوقانی، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد تحتانی شرکت‌ها از نظر ارزش دفتری را نشان می‌دهند.

۳) سبد ارزش: با استفاده از ۶ سبد تشکیل شده بر حسب ارزش و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت‌های نمونه، بازدهی سبد ارزش نیز مطابق رابطه ۶ محاسبه می‌شود:

$$r_{HML} = \frac{(r_{SH}+r_{BH})}{2} - \frac{(r_{SL}+r_{BL})}{2} \quad (۶)$$

جهت سنجش گرایش سرمایه‌گذار، هی (۲۰۱۲) مدل مبتنی بر توزیع احتمال دوجمله‌ای زیر را جهت کمّی سازی این مفهوم که چگونه آخرین قیمت در دوره زمانی مورد پژوهش، توسط خوش‌بینانه‌ترین و بدبینانه‌ترین گرایشات سرمایه‌گذاران هدایت می‌شود، پیشنهاد می‌دهد.

$$P_t \times H_t + (1 - P_t) \times L_t = C_t \quad (۷)$$

که در آن P_t و $(1-P_t)$ به ترتیب برابر با احتمال آنکه آخرین قیمت جلسه معاملاتی برابر با قیمت بیشینه یا کمینه آن جلسه باشد و مقادیر بین صفر تا یک را اختیار می‌کنند. H_t، L_t و C_t نیز به ترتیب برابر با بیشینه، کمینه و آخرین قیمت جلسه معاملاتی است. هنگامی که P_t برابر با ۰/۵ است، گرایش سرمایه‌گذاران خنثی است. در شرایطی که P_t بزرگتر از ۰/۵ باشد گرایش سرمایه‌گذاران خوش‌بینانه و کوچکتر از ۰/۵ بیانگر گرایش بدبینانه سرمایه‌گذاران است. بنابراین شاخص گرایش سرمایه‌گذار در زمان t بر اساس رابطه ۸ محاسبه می‌شود:

$$SE_t = (P_t - 0/5) \quad (۸)$$

شاخص گرایش سرمایه‌گذار مثبت نشان‌دهنده تمایل صعودی قیمت پایانی جلسه معاملاتی است. در حالی‌که شاخص منفی نشان می‌دهد که قیمت بسته شدن با احتمال بالاتری برابر با کمینه قیمت خواهد بود. در طول یک روز معاملاتی، سرمایه‌گذاران به طور مداوم به اخبار مهم گوناگون پاسخ می‌دهند و قیمت سهام را بین دو محدوده کمینه و بیشینه قیمت جابه‌جا می‌کنند تا پویایی قیمت سهام شکل گیرد. این فرآیند پویا نشان می‌دهد که چگونه گرایشات سرمایه‌گذاران، قیمت سهام را تا زمان بسته شدن بازار سهام به سمت بیشینه یا کمینه قیمت سوق می‌دهند. از شاخص ماهانه صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری، برای ایجاد شاخص گرایش سرمایه‌گذار نسبت به صنعت بر اساس روابط ۷ و ۸ استفاده می‌شود.

یافته‌های هی (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که در مدل عاملی مبتنی بر شاخص گرایش سرمایه‌گذار، متغیر گرایش سرمایه‌گذار در سطح و وقفه زمانی اول معنی‌دار و مدل در بهینه‌ترین حالت ممکن خود است. بنابراین به منظور بررسی فرضیه ۴ پژوهش و سنجش اثر افزوده شدن شاخص گرایش

سرمایه‌گذار، بر اساس مدل بکارگرفته‌شده توسط هی و کیسی (۲۰۱۸)، روابط ۱ و ۲ به شکل زیر بازنویسی می‌شوند و SE_t و SE_{t-1} به ترتیب شاخص گرایش سرمایه‌گذار در زمان‌های t و t-1 را نشان می‌دهند:

$$R_{it} - RFR_t = \alpha_i + \beta_1 SE_t + \beta_2 SE_{t-1} + \beta_3 MktExcess_t + \varepsilon_{it} \quad (۹)$$

$$R_{it} - RFR_t = \alpha_i + \beta_1 SE_t + \beta_2 SE_{t-1} + \beta_3 MktExcess_t + \beta_4 SMB_t + \beta_5 HML_t + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

٤- یافته‌های پژوهش

جدول ۱ شاخص‌های مرکزی و پراکندگی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های حاصل شده، متوسط بازدهی مازاد بانک‌ها در دوره ۱۱۶ ماهه مورد پژوهش کمتر از متوسط بازدهی مازاد بازار بوده است. این دامنه تغییرات بزرگتر میان بیشینه و کمینه بازدهی بازار، سبب ریسک بالاتر آن گردیده است و انحراف معیار مازاد بازدهی بانک‌ها بیش از انحراف معیار مازاد بازدهی بازار است.

جدول ۱: آمار توصیفی پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
بازدهی مازاد بانک	Ri_RFR	۰/۰۱۵۷	-۰/۰۱۵۷	۱/۰۳۶۲	-۰/۵۱۶۱	۰/۱۵۸۸	۱۱۶۰
بازدهی مازاد بازار	MktExcess	۰/۰۳۱۱	۰/۰۲۰۶	۰/۴۱۰۹	-۰/۲۲۳۷	۰/۰۹۲۴	۱۱۶۰
بازدهی سبد اندازه	SMB	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۶	۰/۱۴۵۳	-۰/۲۸۶۹	۰/۰۵۴۹	۱۱۶۰
بازدهی سبد ارزش	HML	-۰/۰۳۲۰	-۰/۰۲۹۷	۰/۱۲۴۷	-۰/۲۰۹۰	۰/۰۵۴۴	۱۱۶۰
شاخص گرایش سرمایه‌گذار	SE	-۰/۰۶۷۴	-۰/۰۳۵۷	۰/۴۰۴۱	-۰/۴۵۳۰	۰/۱۹۹۰	۱۱۶۰

منبع: محاسبات پژوهش

متوسط بازدهی سبد اندازه نیز منفی است و نشان می‌دهد که سبد متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ در دوره زمانی مورد پژوهش به طور متوسط ۰/۰۶ در صد بیش از سبد سهام شرکت‌های کوچک بازدهی داشته است. منفی بودن متوسط بازدهی سبد ارزش نیز بیانگر عملکرد بهتر سهام شرکت‌های رشدی نسبت به شرکت‌های ارزشی بوده است.

بر اساس جدول ۱، سبد متشکل از سهام شرکت‌های رشدی در دوره ۱۱۶ ماهه مورد پژوهش، به طور متوسط ماهانه ۳/۲ در صد بیش از سبد سهام شرکت‌های ارزشی بازدهی داشته

است. داده‌های مربوط به انحراف معیار نیز نشان می‌دهد که ریسک سبدهای اندازه و ارزش نسبت به کل بازار کمتر بوده است. متوسط نرخ بهره بدون ریسک ماهانه در دوره مورد پژوهش نیز برابر با ۱/۵۹ درصد بوده است؛ در حالی که کمینه و بیشینه این نرخ در دوره مورد بررسی به ترتیب اعداد ۱/۱ و ۲/۰۷ درصد را نشان می‌دهد. متوسط شاخص گرایش سرمایه‌گذار نیز طی دوره مورد بررسی منفی بوده و نشان می‌دهد که در دوره ۱۱۶ ماهه منتهی به آبان ۱۴۰۱، گرایش سرمایه‌گذاران نسبت به صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری، به طور متوسط بدبینانه بوده است.

جدول ۲ نتایج همبستگی میان متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. یافته‌ها نشان می‌دهند که از میان متغیرهای توضیح‌دهنده پژوهش، مازاد بازدهی بازار و شاخص گرایش سرمایه‌گذار، دارای بیشترین همبستگی با مازاد بازدهی بانک‌ها بوده‌اند. نتایج حاصل از عامل تورم واریانس[1] نیز نشان می‌دهد که این ضریب برای کلیه متغیرهای مستقل بسیار نزدیک به یک است و عدم مشکل هم‌خطی میان متغیرهای مستقل پژوهش را تایید می‌کند.

جدول ۲: همبستگی متغیرهای پژوهش

	Ri_RFR	SE	MktExcess	SMB	HML
Ri_RFR	۱				
SE	۰/۴۵۱	۱			
MktExcess	۰/۵۸۲	۰/۵۷۳	۱		
SMB	۰/۰۵۵	۰/۰۱۲	-۰/۱۹۷	۱	
HML	۰/۱۲۱	۰/۰۷۲	۰/۱۷	-۰/۱۲۱	۱
VIF	-	۱/۵۲۸	۱/۶۱۷	۱/۰۷۵	۱/۰۳۹

منبع: محاسبات پژوهش

جهت اطمینان از ایستایی متغیرهای مدل، ثابت بودن میانگین، واریانس و کوواریانس آن‌ها در طول زمان و پیشگیری از وقوع رگرسیون کاذب، از آزمون‌های ایم، پسران و شین[2] (IPS) و فیشر[3] (ADF) استفاده شده است. جدول ۳، نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. یافته‌های آزمون نشان می‌دهند که کلیه متغیرهای پژوهش در سطح معنی‌داری ۵درصد، مانا و فاقد ریشه واحدند. همچنین با توجه به مانایی تمامی متغیرها در سطح، نیازی به

1. Variance Inflation Factor (VIF)
2. Im, Pesaran, and Shin W-stat
3. ADF – Fisher Chi-Square

لحاظ روند زمانی و تفاضل‌گیری نبوده است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد پژوهش

متغیر	نماد	آزمون‌ها				
			IPS		ADF	
			I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
مازاد بازدهی بانک‌ها	Ri_RFR	آماره	-۹/۱۸۰۰	–	۱۲۹/۹۴۹	–
		احتمال	۰/۰۰۰۰	–	۰/۰۰۰۰	–
شاخص گرایش سرمایه‌گذار	SE	آماره	-۱۰/۵۷۷۶	–	۱۵۳/۹۷۸	–
		احتمال	۰/۰۰۰۰	–	۰/۰۰۰۰	–
مازاد بازدهی بازار	MktExcess	آماره	-۸/۳۶۱۶۸	–	۱۱۲/۰۶۴	–
		احتمال	۰/۰۰۰۰	–	۰/۰۰۰۰	–
بازدهی سبد اندازه	SMB	آماره	-۲۲/۳۱۸۳	–	۷۴۹/۶۶۳	–
		احتمال	۰/۰۰۰۰	–	۰/۰۰۰۰	–
بازدهی سبد ارزش	HML	آماره	-۳۳/۴۱۷۰	–	۱۳۱۰/۲۷	–
		احتمال	۰/۰۰۰۰	–	۰/۰۰۰۰	–

منبع: محاسبات پژوهش

نخستین آزمون جهت تشخیص تلفیقی[1] یا تجمیعی[2] بودن مدل پژوهش، آزمون F چاو است. جدول ۴ نتایج حاصل از این آزمون برای مدل‌های پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ٤: نتایج آزمون چاو

مدل	یافته‌های آزمون		نتیجه
	F test	Prob>F	
CAPM	۰/۱۶	۰/۹۹۷۸	مدل تجمیعی
FF	۰/۱۶	۰/۹۹۷۳	مدل تجمیعی
SE-CAPM	۰/۱۶	۰/۹۹۷۳	مدل تجمیعی
SE-FF	۰/۱۷	۰/۹۹۶۹	مدل تجمیعی

منبع: محاسبات پژوهش

CAPM و FF به ترتیب بیانگر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ، مطابق روابط ۱ و ۲ پژوهش هستند. SE-CAPM و SE-FF نیز مدل‌های عاملی ترکیبی

1. Panel Model
2. Pooled Model

حاصل از ترکیب شاخص گرایش سرمایه‌گذار با به ترتیب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ، مطابق روابط ۹ و ۱۰ پژوهش هستند. با توجه به این که مقدار احتمال آماره آزمون برای کلیه مدل‌ها بزرگتر از ۰/۰۵ است، مدل‌های پژوهش از نوع تجمیعی هستند.

یکی از مفروضات کلاسیک معادلات رگرسیونی، صفر بودن کواریانس میان اجزای خطا و عدم وابستگی آن‌ها به یکدیگر در طول زمان یا به صورت مقطعی است. برای آزمون خودهمبستگی[1] از آزمون والدریج[2] استفاده می‌شود. با توجه به عدم در دسترس بودن این آزمون در نرم‌افزار ایویوز برای مدل‌های پانل، از نرم افزار استتا برای انجام آزمون استفاده گردیده است. جدول ۵ نتایج حاصل از این آزمون را برای مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد. فرضیه صفر آزمون بیانگر عدم خودهمبستگی خطاها در مرتبه اول است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر پژوهش مبنی بر عدم خودهمبستگی خطاها در سطح ۵ درصد رد نشده و مدل‌های پژوهش فاقد خودهمبستگی هستند.

جدول ۵: نتایج آزمون خودهمبستگی

مدل	یافته‌های آزمون		نتیجه
	F test	Prob>F	
CAPM	۱/۸۶۶	۰/۲۰۵	عدم خودهمبستگی
FF	۴/۵۷	۰/۰۶۱	عدم خودهمبستگی
SE-CAPM	۱/۹۱۲	۰/۲	عدم خودهمبستگی
SE-FF	۳/۹۱۲	۰/۰۷۹	عدم خودهمبستگی

منبع: محاسبات پژوهش

دیگر فرض کلاسیک معادلات رگرسیونی، ثابت بودن واریانس خطاها است. در صورت عدم تحقق این فرض، با شرایط ناهمسانی واریانس[3] مواجه می‌باشیم. در این شرایط اگرچه ضرایب برآورد شده ناریب هستند، اما احتمال اریب بودن انحراف معیارها وجود دارد. بنابراین پیش از استنباط آماری لازم است تا از ثابت بودن جزء خطای مدل اطمینان حاصل کنیم. جهت آزمون

1. Autocorrelation
2. Wooldridge Test
3. Heteroskedasticity

وجود ناهمسانی واریانس از آزمون بروش-پاگان[1] در نرم افزار استتا استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون بیانگر ثابت بودن واریانس جزء خطا در مدل است. جدول ۶ نتایج حاصل از آزمون بروش-پاگان برای مدل های پژوهش را به نمایش می گذارد. با توجه به آماره آزمون و احتمال مربوط به آن، فرضیه صفر آزمون رد شده و در کلیه مدل‌های پژوهش با شرایط ناهمسانی واریانس مواجه هستیم.

ناهمسانی واریانس مشکلی رایج در پژوهش‌های مالی و مدل‌های پانل است. در پژوهش حاضر با توجه به وابستگی مقطعی[2]، که سبب از میان رفتن کارایی روش حداقل مربعات معمولی می‌شود، بر اساس روش به‌کارگرفته‌شده توسط نوربخش و ایرانی جانیارلو (۲۰۲۰) از روش حداقل مربعات تعمیم یافته و جهت از میان بردن مشکل ناهمسانی واریانس نیز از تصحیح وایت-دوره زمانی[3] استفاده گردیده است. جدول ۷، نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته و تصحیح وایت در نرم‌افزار ایویوز را به نمایش می‌گذارد.

جدول ٦: نتایج آزمون بروش- پاگان

مدل	یافته‌های آزمون		نتیجه
	chi2	Prob>chi2	
CAPM	۲۴۷/۱	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
FF	۱۹۳/۸۶	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
SE-CAPM	۲۹۴/۴۲	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
SE-FF	۲۴۷/۵۱	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس

منبع: محاسبات پژوهش

احتمال آماره F مربوط به معنی‌داری کلیه مدل ها برابر با ۰/۰۰۰۰ بوده و در نتیجه کلیه مدل‌های پژوهش معنی‌دار هستند. یافته‌ها نشان می‌دهند که افزودن متغیرهای مربوط به گرایش سرمایه‌گذار به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ، قدرت توضیح‌دهندگی این مدل‌ها را افزایش می‌دهد. عامل مازاد بازده بازار در کلیه مدل‌ها معنی‌دار و عامل ارزش در کلیه مدل‌ها فاقد اثر معنی‌دار بر بازده مازاد بانک‌ها شناسایی شدند. عوامل مربوط به گرایش سرمایه‌گذار نیز در هر دو مدل ترکیبی معنی‌دارند. ضمن آنکه افزودن شاخص گرایش

1. Breusch-Pagan Test
2. Cross-Sectional Dependence
3. White Cross Section (Period Cluster)

سرمایه‌گذار به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ، ضریب تعیین تعدیل شده این مدل‌ها را افزایش داده است.

جدول ۷: نتایج برآورد نهایی مدل‌ها با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته

مدل	SE_t	SE_{t-1}	$MktExcess_t$	SMB_t	HML_t	alpha	ضریب تعیین تعدیل شده
CAPM			۱/۰۱۹۶			-۰/۰۱۸۶	۰/۱۹۸۱
			(۹/۶۸)***			(-۳/۵۷)***	
FF			۱/۰۱۸۵	۰/۳۹۸۸	۰/۱۳۳۱	-۰/۰۱۳۶	۰/۲۰۷۴
			(۱۱/۲۵)***	(۴/۱۶)***	(۰/۹۵)	(-۲/۱۵)**	
SE-CAPM	۰/۱۴۳۱	۰/۰۶۰۹	۰/۷۸۱۴			۰/۰۰۲۹	۰/۲۴۳۳
	(۳/۸۰)***	(۲/۵۳)**	(۶/۴۵)***			(۰/۴۴)	
SE-FF	۰/۱۳۷۲	۰/۰۴۸۰	۰/۷۹۶۵	۰/۳۲۴۱	۰/۱۳۸۳	۰/۰۰۶۴	۰/۲۴۸۴
	(۳/۷۴)***	(۲/۰۶)**	(۷/۲۳)***	(۳/۸۷)***	(۱/۰۳)	(۰/۸۳)	
آماره‌های t مربوط به متغیرها داخل پرانتز ارائه گردیده است.							
***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند.							

منبع: محاسبات پژوهش

نوآوری اصلی پژوهش، افزودن متغیرهای مربوط به عامل گرایش سرمایه‌گذار به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ است. جهت سنجش تاثیر افزوده شدن این عوامل، با استفاده از روش به کارگرفته شده توسط شاکری و فتحی (۲۰۱۷) و آقایی و همکاران (۲۰۱۸)، از ابزار تشخیص ضرایب جهت سنجش اعتبار ضرایب رگرسیون استفاده شده است.

جدول ۸، نتایج حاصل از آزمون محدودیت ضرایب والد[1] در نرم‌افزار ایویوز را به نمایش می‌گذارد. یافته‌ها نشان می‌دهند که حذف این دو متغیر از هر دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ در سطح معنی‌داری ۵ در صد رد می شود. به عبارت دیگر، اثر متغیرهای مربوط به گرایش سرمایه‌گذار بر تقویت قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی سنتی پژوهش تایید می‌شود.

[1]. Wald Coefficient Restrictions

جدول ۸: نتایج آزمون تشخیص ضرایب والد

مدل	یافته‌های آزمون		نتیجه
	F test	Prob>F	
SE-CAPM	۱۴/۴۹۸۹	۰/۰۰۰۰	تایید اثر متغیرهای گرایش سرمایه‌گذار
SE-FF	۱۳/۳۰۶۳	۰/۰۰۰۰	تایید اثر متغیرهای گرایش سرمایه‌گذار

منبع: محاسبات پژوهش

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف پژوهش حا ضر، برر سی کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ در صنعت بانک‌ها و موسسات اعتباری و نقش متغیر گرایش سرمایه‌گذار در تقویت قدرت توضیح‌دهندگی این مدل‌ها است. یافته‌های پژوهش بیانگر اثر معنی‌دار و مثبت مازاد بازده بازار بر عملکرد تعدیل شده با ریسک بانک‌های مورد مطالعه است که با یافته‌های ویال و همکاران (۲۰۰۹)، فیندانزا و مور سی (۲۰۱۵) و هی و کیسی (۲۰۱۸) مطابقت دارد. عامل اندازه نیز دارای تاثیر معنی‌دار و مثبت بر مازاد بازده بانک‌های مورد بررسی است که نشان می‌دهد میان مازاد بازده بانک‌ها و عملکرد سبد اندازه یا برتری عملکرد شرکت‌های بزرگ بازار رابطه مستقیم وجود دارد و یافته‌های فیندانزا و مورسی (۲۰۱۵) و هی و کیسی (۲۰۱۸) را مورد تایید قرار می‌دهد. بنابراین فرضیه‌های اول و دوم پژوهش مورد تایید قرار می‌گیرند. عملکرد بازار دارای قوی‌ترین اثر بر مازاد بازده بانک‌ها بوده است. با این حال عامل ارزش در هیچ‌کدام از مدل‌ها اثر معنی‌داری را نشان نمی‌دهد. این مو ضوع بیانگر آن ا ست که اگرچه انتظارات سرمایه‌گذاران نا شی از تحولات آتی، نسبت به رشد بازده سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، سبب افزایش بازدهی این نوع سهام در میان‌مدت می شود (داودی، ۲۰۲۱)، اما در بلندمدت عامل تأثیرگذاری بر بازده سهام به شمار نمی‌رود. نتیجه‌ای که با یافته‌های ویال و همکاران (۲۰۰۹) و داودی (۲۰۲۱) نیز مطابقت دارد. بنابراین فرضیه سوم پژوهش مورد تایید قرار نمی‌گیرد و عامل ارزش بازار به ارزش دفتری، رابطه معنی‌داری با عملکرد تعدیل‌شده با ریسک بانک‌ها ندارد. یافته‌های پژوهش همچنین نشان‌دهنده تاثیر معنی‌دار و مثبت شاخص گرایش سرمایه‌گذار بر مازاد بازده بانک‌ها است. بنابراین، گرایش سرمایه‌گذار رابطه مستقیمی با مازاد بانک‌ها دارد و افزایش گرایش سرمایه‌گذاران و تقویت خوش‌بینی آن‌ها نسبت به صنعت بانک‌ها و مو سسات اعتباری، سبب افزایش مازاد بازده بانک‌ها می‌شود. نتایج همچنین بیانگر افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های قیمت‌گذاری

دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ است که ضمن تایید یافته‌های هی و کیسی (۲۰۱۸)، فرضیه چهارم پژوهش را نیز مورد تایید قرار می‌دهد.

با توجه به نتایج حاصل از پژوهش، تایید اثر شاخص دو جمله‌ای گرایش سرمایه‌گذار و افزایش کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ، پیشنهاد می‌شود که با افزودن این شاخص به سایر مدل‌های عاملی، اثر مدل‌های عاملی ترکیبی حاصل‌شده مورد پژوهش قرار گیرد. همچنین پیشنهاد می‌شود که با استفاده از یافته‌های پژوهش حاضر، علاوه بر قدرت توضیح‌دهندگی، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل‌های حاصل از تلفیق عوامل سنتی و شاخص گرایش سرمایه‌گذار نیز مورد پژوهش قرار گیرد.

References

Abdoh Tabrizi, H. & Asadi Gharehjeloo, B. (2019). An Evaluation of Mutual Funds Performance in Iranian Capital Market by combining Market Timing Models with the Fama and French three Factor Model. *Journal of Investment Knowledge*, **8**(31): 175-192. (In Persian)

Aghaei, M. Kouhbor, M. A. & Ahmadinejad, H. (2018). Financial Stability and Economic Performance: The Case of OPEC Countries. *Journal of Economics and Modeling*, **9**(2): 29 65. (In Persian)

Asadi, G. H. Abdoh Tabrizi, H. Hamidizade, M. R. & Farazmand, S. (2023). Investigation of Stock Price Herding in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, **20**(3): 1-34. doi: 10.22055/jqe.2021.36054.2310 (In Persian)

Assadi, G. & Morshedi, F. (2019). Investigating the Effect of Investor Sentiment on the Stock Price Crash Risk in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, **9**(25): 9-30. (In Persian).

Babajani, J. Ebadi, J. & Moradi, N. (2015). Herding Behaviour in Mutual Fund Industry, Evidence from Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting*, **12**(47): 47-71. doi: 10.22054/qjma.2015.2536. (In Persian)

Badiei, M. (2022, December). The Effect of Systematic Risk Sources on the Performance of Mutual Funds in Tehran Stock Exchange. *2nd International Conference on Management Laboratory and Innovative Approaches in Management and Economics*, Tehran, Iran, https://civilica.com/doc/1588995. (In Persian)

Badiei, M. Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. & Sargolzaei, M. (2023). The Effect of Ownership Structure on the Corporate Financial Performance in Tehran Stock Exchange: a Dynamic Panel Data Analysi. *Financial Management Perspective*, **13**(42): 63-90. doi: 10.48308/jfmp.2023.103950. (In Persian)

Badiei, M. Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. & Sargolzaei, M. (2023). The Effect of Performance of the Tehran Stock Exchange and Iran FaraBourse Sukuk Index on the Risk-adjusted Returns of Mutual Funds: Fama and French Three-Factor Model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, doi: 10.22055/jqe.2023.43296.2549. (In Persian)

Baker, M. and Wurgler, J. (2006). Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns. *The Journal of Finance*, **64**(4): 1645–1680.

Baker, M. and Wurgler, J. (2007). Investor Sentiment in the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*, **21** (2): 129-152.

Banz, R.W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, **9**(1): 3–18.

Barberis, N. Shleifer, A. and Vishny, R. (1998). A Model of Investor Sentiment. *Journal of Financial Economics*, **4**(3): 307–343.

Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, **41**(3): 528–543.

Brown, G.W. and Cliff, M.T. (2004). Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market. *Journal of Empirical Finance*, **11**(1): 1–27.

Daniel, K. Hirshleifer, D. and Subrahmanyam, A. (1998). Investor Psychology and Security Market Under- and Over-Reactions. *Journal of Finance*, **53**(5): 1839–1886.

Dash, M. (2019). Testing the Fama-French Three-factor Model for Banking Stocks in the Indian Stock Market Using Panel Regression Analysis. *Asian Journal of Economics, Finance and Management*, **1**(3): 127-133.

Davoodi, S. (2021). Stock Returns Analysis Based on Fama and French Five Factor Model in Different Time Scales with Wavelet Analysis Approach Caste Study: Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities Exchange*, **14**(54): 5-40. doi: 10.22034/jse.2021.10920.1202. (In Persian)

De Long, JB. Shleifer, A. Summers, LH. & Waldmann, RJ. (1990). Noise Trader Risk in Financial Markets. *J Polit Econ*, **98**(4): 703–738.

Donaldson, R.G. and Kim, H.Y. (1993). Price Barriers in the Dow Jones Industrial Average. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **28**(3): 313–330.

Fallahshams, M. & Ataei, Y. (2013). Comparing the Efficiency of Momentum Strategy Criteria in Portfolio Selection. *Financial Engineering and Portfolio Management*, **4**(16): 109-125. (In Persian).

Fama, E. and French, K. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, **33**(1): 3–56.

Fama, E. and French, K. (1995). Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. *Journal of Finance*, **50**(1): 131–155.

Fama, E. and French, K. (1997). Industry Costs of Equity. *Journal of Financial Economics*, **43**(2): 153–193.

Fidanza, B. & Morresi, O. (2015). Does the Fama-Franch Three-Factor Model Work in the Financial Industry? Evidence from European Bank Stocks. *Working Paper* n. 47.

Fisher, K.L. and Statman, M. (2000). Investor Sentiment and Stock Returns. *Financial Analysts Journal*, **56**(2): 16–23.

Gao, Y. Zhao, C. Sun, B. & Zhao, W. (2022). Effects of Investor Sentiment on Stock Volatility: New Evidences from Multi-Source Data in China's Green Stock Markets. *Financ Innov*, **8**, https://doi.org/10.1186/s40854-022-00381-2.

Hajiannejad, A. Ebrahimi, M. & Izadinia, N. (2014). A Comparison between Basic Fama and French three Factor Model and Basic Carhart Four Factors Model in Explaining the Stock Return on Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing*, **2**(3): 17-28. (In Persian)

He, L.T. & Michael Casey, K. (2018). Improvements in Forecasting of Bank Stock Excess Returns using the Investor Sentiment Endurance Index: A Comparison with and Fama-French Models. *International Journal of Financial Markets and Derivatives*, **6**(3): 210-224.

He, L.T. (2012). The Investor Sentiment Endurance Index and its Forecasting Ability. *International Journal of Financial Markets and Derivatives*, **3**(1): 61–70.

He, L.T. (2014). Predictability of Bank Stock Returns: Evidence from the Endurance Index of Bank Investor Sentiment. *International Review of Accounting, Banking and Finance*, **6**(2): 45–57.

He, L.T. (2015). Forecasting Housing Stock Returns and Housing Prices: Evidence from the Endurance Index of Housing Investor Sentiment. *Journal of Financial Economic Policy*, **7**(2): 90–103.

He, L.T. and Casey, K.M. (2015). Forecasting Ability of the Investor Sentiment Endurance Index: the Case of Oil Service Stock Returns and Crude Oil Prices. *Energy Economics*, **47**: 121–128.

Hosseini, A. & Morshedi, F. (2019). The Effect of Investor's Sentiments on the Trading Dynamics of the Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting and Auditing Research*, **11**(44): 1-22. (In Persian).

Huberman, G. and Kandel, S. (1987). Mean-Variance Spanning. *The Journal of Finance*, **42**(4): 873–888.

Islami Bidgoli, G. & Honardoost, A. (2012). Fama and French Three-Factor Model and Liquidity Risk: Evidence from Tehran Stock Exchange Market. *Journal of Investment Knowledge*, **1**(2): 97-116. (In Persian)

Jalilvand, A. & Rostami Noroozabad, M. (2018). Dynamics of Investors' Financial Literacy, Risk Perceptions and Emotions: Evidence from the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, **7**(27); 141-170. (In Persian)

Jegadeesh, N. and Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, **48**(1): 65–91.

Lee, CC. Yahya, F. & Razzaq, A. (2022). The Asymmetric Effect of Temperature, Exchange Rate, Metals, and Investor Sentiments on Solar Stock Price Performance in China: Evidence from QARDL Approach. *Environ Sci Pollut Res*, **29**: 78588–78602.

Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, **47**(1): 13–37.

Loughran, T. and Ritter, J. (1995). The New Issues Puzzle. *The Journal of Finance*, **50**(1): 23–51.

Mateus, I. B. Mateus, C. & Todorovic, N. (2019). Review of New Trends in Literature on Factir Models and Mutual Fund Performance. *International Review of Financial Analysis*, **63**: 344-354.

Ming Lai, M. & Lau, S. (2010). Evaluating Mutual Fund Performance in An Emerging Asian Economy: The Malaysian Experience. *Journal of Asian Economics*, **21**: 378–390.

Noorbakhsh, A. & Irani Janyarlou, S.(2020). Comparing the Fama & French Three-Factor Model with the Five-Factor Model of Fama & French in Explaining Stock Returns of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, **9**(36): 251-269. (In Persian)

Raei, R. & Pouyanfar, A. (2007). *Applied Investment Management*. Tehran: SAMT. (In Persian)

Ranjbar, M. H. Badiee, H. & Mohebi, M. (2019). Review and Assessment of Capital Assets Pricing Models and Compare Them with the 5-Factor Model of Fama and French "Using Economic Variables Exchange; Rates, Inflation, Import and Liquidity. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, **12**(42): 195-215. (In Persian)

Rehman, A. & Baloch, Q. B. (2016). Evaluating Pakistan's Mutual Fund Performance: Validating through and Fama French 3-Factor Model. *Journal of Managerial Sciences*, **10**(1): 173-182.

Reinganum, M. (1983). The Anomalous Behavior of Small Firms in January. *Journal of Financial Economics*, **12**(1): 89–104.

Saeedi, A. & Farhanian, M. (2012). To Study the Investor Herd Behavior in Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities Exchange*, **4**(16): 175-198. (In Persian)

Salmani Bishak, M. R. Barghi Oskooee, M. & Lak, S. (2016). The Effects of Monetary and Fiscal Policy Shocks on Stock Market of Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, **6**(22): 93-131. (In Persian)

Saumya Ranjan, D. & Debasish, M.(2022). The COVID-19 Pandemic Uncertainty, Investor Sentiment, and Global Equity Markets: Evidence from the Time-Frequency Co-Movements. *The North American Journal of Economics and Finance*, https://doi.org/10.1016/j.najef.2022.101712.

Sayim, M. Morris, P.D. and Rahman, H. (2013). The Effect of US Individual Investor Sentiment on Industry-Specific Stock Returns and Volatility. *Review of Behavioral Finance*, **5**(1): 58–76.

Sha, Y. & Gao, R. (2019). Which is the Best: A Comparison of Asset Pricing Factor Models in Chinese Mutual Fund Industry. *Economic Modeling*, **83**: 8-16.

Shakeri, A. & Fathi, Y. (2017). WTO Accessing Negotiations and Economic Growth: Dynamic Panel Data (Panel GMM) Approach. *Iranian Journal of Trade Studies*, **21**(83): 135-182. (In Persian)

Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Financial Economics*, **19**(3): 425–442.

Sotoudeh, B. Khalili, F. Askari, F. (2021). Investigating the Impact of Fiscal Policies on Capital Market Returns in Selected Oil Exporting Countries. *Qjerp*, **28**(96): 331-371. (In Persian)

Tohidi, M. (2020). Measuring the Effect of Noise Trading on Bubbles in Tehran Stock Exchange. *Jemr*, **11**(42): 51-81. (In Persian)

Viale, Ariel M. & Kolari, James W. & Fraser, Donald R. (2009). Common Risk Factors in Bank Stocks. *Journal of Banking & Finance*, **33**(3): 464-472.

Wang, C. (2001). Investor Sentiment and Return Predictability in Agricultural Futures Markets. *The Journal of Futures Markets*, **21**(10): 929–952.

Wang, W. Su, Ch. & Duxbury, D. (2022). The Conditional Impact of Investor Sentiment in Global Stock Markets: A Two-Channel Examination. *Journal of Banking & Finance*, **138**(C).

Zare, R. (2022). Monetary Policy and Stock Market Cycles in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, **19**(1): 1-27. doi: 10.22055/jqe.2020.25910.1880.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 95-139

Designing a DSGE model to investigate the effects of impulses to improve the productivity of domestic oil equipment and oil prices on Iran's macroeconomic variables

Younes Khodaparast[*1], Zahra Fazeli[2]

Accepted: 18-09-2023 Received: 15-04-2023

Extended Abstract

Purpose: Pricing The oil industry is one of the most effective and largest economic sectors in Iran, which, in addition to providing a part of the country's energy needs, plays an important role in determining the level of national power and international credit. The oil sector in Iran's economy has provided the majority of the country's national income for many years and has always been the main source of government income. In addition, many experts believe that, due to extensive previous and present links, the oil industry is a driver of the country's economy, whose growth and development can play a significant role in improving the macroeconomic situation of Iran. This key role and position of the oil industry in Iran's economy have caused its impulses to affect the entire economy. Therefore, it is very important to study the effects of the shocks in the oil industry on macroeconomic variables. In this regard, oil price impulses and improving the productivity of domestically produced oil equipment are important factors that can affect the economic status of oil-producing countries. Therefore, in the current research, the impact of the impulses of these factors on macroeconomics variables has been investigated in the form of a dynamic stochastic general equilibrium model of the new-Keynesian open economy.

Methodology: Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) models have several distinct features. First, they are dynamic because economic decisions are made dynamically in the real world. The dynamism of these models helps to monitor the movement of the economy over time. Also, these models are stochastic because the real world is uncertain and this uncertainty can be a source of macroeconomic fluctuations. The dynamic feature of DSGE models takes into account the fact that the economy can be affected by random shocks such as technological changes or errors in macroeconomic policies. In addition, these models are examined in the context of

[1]. Corresponding Author. PhD in oil and gas Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: u.khodaparast@gmail.com

[2]. PhD student of the Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: a.fazeli68@gmail.com

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 95-139

general equilibrium because the general equilibrium imposes order on the system. To design the DSGE model in the current study, two oil and non-oil sectors are considered. In the oil sector, the operators are production service contractor companies and the National Iranian Oil Company. Production service contractor companies receive the oil reserves of a field from the National Oil Company in the form of service contracts. By using labor, capital, and intermediate goods, they carry out activities from exploration to production from the field. These activities are named production services, and the services are sold to the National Oil Company. In the non-oil sector, households, intermediate and final goods-producing companies, importing companies, the government, the central bank, and the National Development Fund are the most important economic sectors. After the model is designed and the final equations are extracted, linearization of the equations resulting from the optimization is done and the coefficients of the model are calibrated. After the long-term ratios are obtained, the simulation process of the model is done and its accuracy is tested. In the following, after the model is simulated to obtain the parameters accurately by using the data of 1973-2018, the estimation of the model is done by Bayesian or maximum likelihood method.

Results and discussion: The results of estimating the model by the Bayesian method showed that the productivity momentum of domestic intermediate inputs has caused an increase in oil production and export, GDP, household consumption of petroleum products, employment and oil investment, oil revenues and government expenditures as well as non-oil investment. This impulse has slightly reduced non-oil production and consumption and immediately increased it greatly. Inflation, in response to this impulse, after a slight increase in the initial periods, has immediately decreased sharply. In addition, the results of the estimation and dynamic analysis of the effects of negative oil price impulse on the variables show that oil production has a positive reaction to this impulse. One reason for this is the decrease in oil revenues and the effort to achieve sufficient foreign exchange revenues required by the budget (following the decrease in oil prices). This issue is considered as a new finding in domestic studies, which may be due to the type of modeling the oil sector. This impulse has also reduced non-oil GDP after a small increase in the initial stages and has had a positive effect on oil employment, oil exports, non-oil investment and inflation. In addition, the amount of household consumption, oil investment, oil revenues and government expenditures, the volume of money and non-oil employment have decreased in response to this impulse.

Conclusions and policy implications: In general, the most important positive consequences of the impulse to improve the productivity of oil goods and equipment are the increase in the total production, employment, investment, export, and oil revenues. Regarding the positive consequences of the negative impulse of the oil price, there are also such issues as the increase of the total production, investment and oil production, employment, and oil exports. The common negative consequences of the two impulses include an increase in government spending, money volume, and inflation, which can be explained by considering the entry of foreign exchange resources from oil exports and the incorrect management of these resources.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 95-139

Therefore, efficient planning and accuracy in the correct use of these resources in the production sector should be on the agenda. In this regard, during periods of increased oil revenues, the surplus revenues should be saved in the National Development Fund to avoid negative consequences that can occur in the economy. In addition, a larger share of the fund resources should be allocated to the non-oil sector to reinforce this sector.

Keywords: DSGE model, Oil price shocks, Domestic oil equipment, Macroeconomic variables

JEL Classification: D58, Q43, Q34, Q31

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۹۵-۱۳۹

طراحی یک مدل DSGE جهت بررسی اثرات تکانه‌های ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی ساخت داخل و قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران

یونس خداپرست*[۱]، زهرا فاضلی[۲]

دریافت: ۲۶-۰۱-۱۴۰۲ پذیرش: ۲۷-۰۶-۱۴۰۲

چکیده

گستردگی صنعت ساخت تجهیزات نفتی در داخل کشور و پیوند گسترده آن با سایر بخش‌های اقتصاد، موجب شده که در صورت تقاضا برای تجهیزات نفتی داخلی، ارزش‌افزوده زیادی در این بخش ایجاد شود. با این حال، بسیاری از شرکت‌های بالادست صنعت نفت به دلیل پایین بودن کیفیت و بهره‌وری این تجهیزات، استفاده از تجهیزات خارجی را ترجیح می‌دهند. از سوی دیگر، تکانه‌های قیمت نفت نیز به‌دلیل سهم بالای بخش نفت در تأمین درآمدهای ارزی کشور می‌تواند وضعیت اقتصادی کشور را تحت تأثیر قرار دهد. در مطالعه حاضر تلاش شده که با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی، اثرات تکانه‌های ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی ساخت داخل و قیمت منفی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران بررسی شود. برای برآورد پارامترهای مدل از داده‌های سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۲ استفاده شده است. نتایج برآورد مدل به روش بیزین نشان می‌دهد که تکانه بهره‌وری موجب افزایش تولید و صادرات نفت، تولید کل، اشتغال و سرمایه‌گذاری نفتی، مخارج دولت و سرمایه‌گذاری غیر نفتی شده و در مقابل، تورم، تولید و مصرف غیر نفتی را کاهش می‌دهد. در ارتباط با تکانه منفی قیمت نفت، تولید و صادرات نفت نسبت به این تکانه واکنش مثبت داشته که یکی از دلایل آن، کاهش درآمدهای نفتی و تلاش برای دستیابی کافی به درآمدهای ارزی مورد نیاز بودجه است. تولید غیر نفتی را نیز بعد از افزایش اندک، کاهش داده و اثر منفی بر میزان مصرف، سرمایه‌گذاری نفتی، درآمدهای نفتی، مخارج دولت و حجم پول دارد.

واژگان کلیدی: مدل DSGE، تکانه قیمت نفت، کالا و تجهیزات نفتی ساخت داخل، متغیرهای کلان اقتصادی

طبقه‌بندی JEL: D58, Q43, Q34, Q31

[۱]. نویسنده مسئول. دکتری اقتصاد نفت و گاز، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. u.khodaparast@gmail.com

[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. a.fazeli68@gmail.com

۱- مقدمه

صنعت نفت یکی از موثرترین و بزرگترین صنایع ایران است که در کنار تأمین بخشی از نیاز انرژی کشور، نقش مهمی در تعیین میزان قدرت ملی و اعتبار بین‌المللی ایفا می‌کند. بخش نفت در اقتصاد ایران، سال‌ها است که عمده درآمد ملی کشور را تامین می‌کند و همواره اصلی‌ترین منبع تأمین درآمد دولت‌ها بوده است. علاوه بر این، بسیاری از متخصصان، بر این عقیده‌اند که به دلیل پیوندهای پسین و پیشین گسترده، صنعت نفت یکی از صنایع پیشران اقتصاد کشور است که رشد و توسعه آن می‌تواند در بهبود وضعیت کلان اقتصاد ایران، نقش بسزایی داشته باشد. تأمین تجهیزات و کالاهای مورد نیاز صنعت نفت یکی از مواردی است که این صنعت را با سایر صنایع فعال در کشور پیوند می‌دهد.

در این ارتباط باید گفت که دارایی‌های فیزیکی فعلی صنعت نفت کشور، تقریبا برابر با تولید ناخالص داخلی سالانه کشور بوده و از این حیث، تلاش در جهت داخلی‌سازی ساخت تجهیزات صنعت مذکور، قطعا ارزش‌های وافری برای اقتصاد کشور به ارمغان می‌آورد. طبق گزارش توردو وآنتونی[1] (۲۰۱۳)، سالانه تنها ۱/۵ الی ۲ درصد ارزش دارایی‌ها، صرف هزینه نوسازی، نگهداشت و تعمیرات می‌شود. به اعتبار گزارش مدیر کل راهبری نظام نگهداری و تعمیرات معاونت امور مهندسی وزارت نفت (۱۳۹۴)، این عدد در ایران حدود ۲/۵ برابر شرکت‌های پیشرو بین‌المللی است و این یعنی سالانه حدود ۱۵ میلیارد دلار ظرفیت برای بازار داخلی و تأمین و تدارک تجهیزات و خدمات مرتبط، صرفا در حوزه هزینه نو سازی، نگهدا شت و تعمیرات ایجاد خواهد شد (تکلیف و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۰۵).

با توجه به این بازار بزرگ، هم‌اکنون در ایران حدود ۱۳۰۰ شرکت تولیدکننده تجهیزات صنعت نفت به ثبت رسیده است و این شرکت‌ها، قابلیت تولید حدود ۸۵ درصد از کالاها و تجهیزات مورد نیاز صنعت نفت را دارند. این شرکت‌ها می‌توانند سالیانه حدود ۱۵ میلیارد دلار، کالا و تجهیزات تولید نمایند، اما هم‌اکنون به دلیل کمبود تقاضا (ناشی از کاهش سرمایه‌گذاری و همچنین اقبال کم به تولیدات داخلی) قادر به فروش محصولات خود نبوده و با ظرفیت کمتر از ظرفیت اسمی خود در حال فعالیت هستند[2]. یکی از دلایل مطرح شده مبنی بر کاهش استفاده از

---

[1]. Tordo and Anouti

[2]. در طول برنامه پنجم توسعه، سالیانه ۳۰ میلیارد دلار به تجهیزات صنعت نفت نیاز بود که همه این مقدار محقق نشده

تجهیزات داخلی، پایین بودن کیفیت و بهره‌وری این تجهیزات است و استدلال می‌شود که استفاده از تجهیزات خارجی (به رغم بالا بودن هزینه‌ها) ریسک‌های کمتری به همراه دارد. از این رو، چنان‌چه با ارتقای بهره‌وری این تجهیزات، استفاده از آن‌ها تشویق شود، امکان ایجاد تقاضا در بنگاه‌هایی که کالاها و تجهیزات صنعت نفت را تأمین می‌کند وجود دارد. پیامد نهایی این امر، افزایش تولید ناخالص داخلی و ممانعت از خروج ارز از کشور خواهد بود.

یکی دیگر از تکانه‌های مرتبط با بخش نفت که بر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار خواهد بود، تکانه قیمتی است. شاید بتوان مهم‌ترین اثر تکانه‌های قیمت نفت بر کشورهای صادرکننده مانند ایران را بی‌ثباتی درآمد نا شی از نو سانات قیمت نفت دانست که امکان برنامه‌ریزی م ستمر و پایدار را برای دولت‌ها منتفی می‌کند و موجب می‌شود که در زمان وفور منابع، پروژه‌های نسنجیده شروع شود. این مو ضوع در ضایع شدن منابع تأثیر بسزایی دارد و به نوبه خود موجب اختلال در نظام اقتصادی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود (عباسیان و همکاران، ۱۳۹۶: ۵۴). علاوه بر این، تکانه‌های قیمت نفت با تغییر درآمدهای ارزی، سایر متغیرهای کلان اقتصادی مانند سطح مصرف و خدمات رفاهی، هزینه‌های جاری و عمرانی دولت، سطح نقدینگی و به تبع آن تورم، را نیز متأثر می‌سازد. ضمن اینکه به دلیل ارتباط گسترده صنعت نفت با سایر بخش‌های اقتصادی، تغییر سطح فعالیت‌های اقتصادی ناشی از تکانه‌های قیمت نفت، درآمد مالیاتی دولت را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد.

با در نظر گرفتن موارد فوق، در این مطالعه سعی می‌شود که با طراحی یک مدل تعادل عمومی پو یای تصادفی (DSGE) برای یک کشور صادرکننده نفت (ایران)، اثرات ارتقای بهره‌وری تجهیزات داخلی صنعت نفت و به دنبال آن افزایش مصرف این‌تجهیزات و همچنین اثرات تکانه قیمت نفت بر کلان اقتصاد، مورد بررسی قرار گیرد. نوآوری مطالعه حاضر از این حیث ا ست که توانسته شکل جدیدی در مدل سازی صنعت نفت و ورود آن به مدل‌های DSGE ایجاد کند. در این مدل سازی برخی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر تولید نفت همچون حجم ذخایر اثبات شده، فعالیت‌های اکت شافی، سرمایه‌گذاری و میزان ا ستفاده از کالاهای وا سطه‌ای داخلی و

ا ست. برای مثال در سال ۱۳۹۲ حدود ۲۰ تا ۲۲ میلیارد دلار محقق شده که در این سال سهم شرکت‌های داخلی در تأمین تجهیزات صنعت نفت در حدود ۴ میلیارد دلار برآورد شده است.

خارجی، وارد مدل‌های DSGE شود. این امر می‌تواند نتایج تحقیق را واقعی‌تر سازد به واسطه این نوآوری، اثرات اجرایی شدن یکی از مهم‌ترین بندهای قراردادهای IPC (استفاده از کالا و تجهیزات داخلی) بر اقتصاد ایران قابل بررسی است. علاوه بر این، تاکنون در هیچ مقاله داخلی، اثرات تکانه ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی ساخت داخل (که یکی از مهم‌ترین نهاده‌های مورد استفاده در تولید نفت هستند) بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار نگرفته که به واسطه مدل سازی جدید صنعت نفت در مقاله حاضر، این امر محقق شده است. برای این منظور در ادامه این مطالعه، ابتدا ادبیات نظری و تجربی مرتبط با موضوع تحقیق بیان می‌شود و سپس مدل DSGE که برای این منظور طراحی شده به تفصیل تشریح می‌شود. در بخش چهارم این مطالعه، تجزیه و تحلیل نتایج به دست آمده از برآورد مدل بیان شده و بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و ارایه راهکار اختصاص می‌یابد.

۲- ادبیات نظری و تجربی

مطالعات بسیاری در زمینه وضعیت استفاده از تجهیزات داخلی صنعت نفت، قوانین و مقررات مربوط به این موضوع و نحوه ارتباط بخش نفت با سایر بخش‌های اقتصادی صورت گرفته که نمونه مورد استفاده در این مطالعات، یک کشور نفتی و گاها مجموعه‌ای از کشورهای نفتی بوده‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به گوایاکا[1] (۲۰۱۴)، نوآپی[2] (۲۰۱۶)، ایی‌وال[3] (۲۰۱۸)، بلوچ و رامبران[4] (۲۰۱۹)، اشاره کرد. در این ارتباط، توردو و همکاران[5] (۲۰۱۳)، در بانک جهانی، یکی از جامع‌ترین مطالعات را انجام داده‌اند که بر اساس نتایج به دست آمده از آن، میزان استفاده از تجهیزات داخلی صنعت نفت در کشورهای مورد مطالعه به صورت زیر بوده است.

جدول ۱: میزان اعمال الزام سهم داخل در بخش نفت و گاز در برخی کشورهای جهان

میزان اعمال الزام سهم داخلی	کشور
سهم داخل = ۱۰۰ ٪	اندونزی و تایلند
سهم داخل > ۹۰ ٪	ترکیه، نیوزلند و روسیه
۹۰ ٪ > سهم داخل > ۸۰ ٪	فیلیپین، استرالیا، پرو، آمریکا، آفریقای جنوبی، هلند، کلمبیا، آرژانتین، چین، نروژ، پاکستان، قزاقستان، ونزوئلا، هند، انگلستان، برزیل، مکزیک، کانادا و مالزی

1. Gwayaka
2. Nwapi
3. Oyewole
4. Baluch and Rambarran
5. Tordo et al.

میزان اعمال الزام سهم داخلی	کشور
۸۰ ٪ > سهم داخل > ۷۰ ٪	مصر، عمان، ساحل عاج، بولیوی و کامرون
۷۰ ٪ > سهم داخل > ۶۰ ٪	ماداگاسکار، کویت، تونس، اکوادور، ایران، آذربایجان و شیلی
۶۰ ٪ > سهم داخل > ۵۰ ٪	مالاوی و بحرین
۵۰ ٪ > سهم داخل > ۴۰ ٪	اوگاندا، بنگلادش و قطر
۴۰ ٪ > سهم داخل	موریس، موزانبیک، ویتنام، عربستان، آرژانتین و نیجریه

منبع: World Bank Data

با این حال مطالعاتی که اثرات ارتقای بهره‌وری تجهیزات داخلی صنعت نفت بر متغیرهای کلان را مدل سازی کند، بسیار محدود است. از این رو، با توجه به نوآوری مطالعه حاضر در نحوه مدل سازی بخش نفت و نبود مطالعات مرتبط و با در نظر گرفتن این نکته که بخشی از مطالعه حاضر، اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را بررسی می‌کند، در ادامه این بخش سعی شده که ادبیات نظری و تجربی اثرات تکانه‌های قیمتی بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت مرور شود. در این راستا، یکی از مهم‌ترین اثرات تکانه‌های نفتی بر متغیرهای اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت، اثر این تکانه بر نرخ ارز است. در این راستا، حبیب و همکاران[1] (۲۰۱۶)، سه کانال مستقیم را معرفی می‌کنند که عبارتند از ۱- رابطه مبادله[2]، ۲- اثر ثروت[3] و ۳- تخصیص مجدد سبد دارایی[4]. رابطه مبادله به عنوان اولین کانال، توسط آمانو و نوردمن[5] (۱۹۹۸) معرفی شد و ایده اصلی آن، به اثر قمیت نفت بر سطح عمومی قیمت‌ها و سپس نرخ ارز واقعی باز می‌گردد. اگر دو کشور را در فضای جهانی تصور کنیم به دلیل تجارت، قیمت کالاهای قابل مبادله در بازارهای بین‌المللی تعیین شده و ثابت است. اگر بخش غیرقابل مبادله کشور اول، انرژی‌بری بیشتری نسبت به بخش قابل مبادله داشته باشد، قیمت محصولات غیرقابل مبادله در این کشور نسبت به کشور دوم افزایش می‌یابد. این موضوع موجب می‌شود که با توجه به ثابت بودن قیمت کالاهای قابل مبادله، تورم کشور اول نسبت به کشور دوم بیشتر شود و به تبع آن ارزش پول کشور اول نسبت به کشور دوم کاهش یابد.

ایده اساسی کانال ثروت این است که به دنبال افزایش قیمت نفت، ثروت دلاری به کشورهای صادرکننده نفت منتقل خواهد شد و این موضوع منعکس کننده بهبود صادرات و تراز

1. Habib et al.
2. Terms of Trade Channel
3. Wealth Effect Channel
4. Portfolio Reallocation Channel
5. Amano and Norden

تجاری بر حسب پول داخلی است. به همین دلیل انتظار می‌رود که با افزایش قیمت نفت، ارزش پول کشورهای صادرکننده نفت افزایش و ارزش پول کشورهای واردکننده کاهش یابد (بکمن و چوداج[1]، ۲۰۱۳: ۶۶۷). بر اساس کانال سبد دارایی، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت نفت بر دلار آمریکا نسبت به پول رایج کشورهای صادرکننده نفت، به دو عامل الف) وابستگی ایالات متحده به واردات نفت نسبت به سهم صادرات ایالات متحده به کشورهای تولیدکننده نفت و ب) ترجیحات نسبی صادرات نفت به دارایی‌های دلاری آمریکا بستگی دارد. انتظار می‌رود اگر میزان وابستگی آمریکا به واردات نفت زیاد باشد و کشورهای صادرکننده نفت تمایل به خرید دارایی‌های دلاری نداشته باشند، نرخ ارز موثر کشورهای صادرکننده نفت افزایش یابد.

با تعیین نحوه اثر گذاری شوک های نفتی بر نرخ ارز می‌توان کا نال های اثر گذاری شوک‌های نفتی بر سایر متغیرها را نیز از این مسیر تشریح کرد. نخست اینکه، تغییرات نرخ ارز ناشی از تکانه‌های مثبت و منفی نفت، از کانال‌های مختلفی همچون کانال «گرایش صادرات[2]»، «نهاده های وارداتی[3]» و «رقابت وارداتی[4]» بر نرخ بیکاری کشورهای نفتی اثر گذار خواهد بود (انگاندو[5]، ۲۰۰۸: ۲۰۶). در کانال گرایش صادرت، با افزایش ارزش پول ملی ناشی از شوک مثبت نفتی، قیمت کالای صادراتی در مقا صد صادراتی افزایش یافته و در نتیجه تولید و تقا ضای نیروی کار در بنگاه‌هایی که به بازار صادراتی وابسته‌اند کاهش می‌یابد. کانال نهاده وارداتی دو اثر بر میزان بیکاری دارد. از یک طرف با افزایش ارزش پول ملی نهاده خارجی ارزان‌تر می‌شود و بنگاه‌هایی که به نهاده وارداتی وابسته هستند می‌توانند نهاده وارداتی را جایگزین نیروی کار کنند که این مو ضوع موجب افزایش بیکاری می شود. اما از سوی دیگر کاهش هزینه‌ای نا شی از نهاده وارداتی ارزان‌تر این امکان را فراهم می‌کند که بنگاه های وابسته به نهاده خارجی نیروی کار بیشتری استخدام کنند. از این رو، اثر تکانه نفتی بر بیکاری از این کانال مبهم است. بر اساس کانال سوم (رقابت وارداتی) با افزایش ارزش پول ملی، ارزش صادرات از کشورهای دیگر کاهش می‌یابد و در نتیجه شاخص قیمت در بازار داخلی و تقاضای نیروی کار در بازار داخلی کم می‌شود

1. Beckmann and Czudaj
2. Export Orientation
3. Imported Inputs
4. Import Competition
5. Ngandu

(دای و ژو[1]، ۲۰۱۷: ۵۶).

کالیر و گادرایز[2] (۲۰۰۷)، دو عامل «بدهی عمومی بیش از حد» و «بیماری هلندی» را به عنوان کانال‌های مستقیم اثرگذاری تکانه نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت معرفی می‌کنند. کانال بدهی عمومی بیش از حد در شرایطی به وجود می‌آید که قیمت نفت افزایش یافته و به دنبال آن کشورهای صادرکننده نفت، ظرفیت استقراض بیشتری به دست می‌آورند. این امر به نوبه خود منجر به دریافت وام بیشتر شده و در زمان کاهش قیمت نفت، باعث می شود که انباشت بدهی بین‌المللی ناپایدار باشد. از این رو، برخی از کشورهای صادرکننده نفت به دنبال افت قیمت نفت، با کاهش چشمگیر در هزینه‌ها و به تبع آن رشد اقتصادی روبرو خواهند شد (هاوسمن و ریگوبون[3]، ۲۰۰۲). بیماری هلندی یکی دیگر از اثرات تکانه‌های نفتی بر کشورهای صادرکننده نفت است و موجب گسترش بخش غیرقابل مبادله و تضعیف بخش قابل مبادله می شود. کوردن و نیری[4] (۱۹۸۲) در این ارتباط، اثرات تکانه‌های نفتی را در قالب «اثر انتقال منبع[5]» و «اثر هزینه‌ای[6]» توضیح می‌دهند. طبق اثر انتقال منابع، با وقوع یک تکانه نفتی، تولید نهایی منبعی که از تکانه متأثر شده افزایش می‌یابد و منابع از سایر بخش‌ها به بخش مذکور منتقل می‌شوند. اثر هزینه‌ای نیز موجب می‌شود که به دلیل درآمدهای بادآورده، تقاضا در هر دو بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله افزایش می‌یابد. با توجه به ثابت بودن قیمت‌ها در بخش قابل مبادله، قیمت کالاهای غیرقابل مبادله نسبت به کالاهای قابل مبادله افزایش یافته و منابع نیز بین آن دو بخش جابه‌جا خواهد شد.

از سوی دیگر، تکانه نفتی تورم کشورهای صادرکننده نفت را نیز متأثر می‌سازد. مطالعه سالیسو و همکاران[7] (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که در اقتصادهای تک محصولی کاهش ناگهانی درآمدهای نفتی می‌تواند از کانال وخیم‌تر شدن تراز پرداخت‌ها، زمنیه افزایش نرخ ارز و به تبع آن افزایش تورم کالای وارداتی را فراهم سازد. البته باید این نکته را مد نظر قرار داد که تکانه‌های نفتی به صورت مستقیم نیز بر حجم نقدینگی و تورم اثرگذار خواهد بود. در این زمینه، اگر تکانه

1. Dai and Xu
2. Collier and Goderis
3. Hausmann and Rigobon
4. Corden and Neary
5. Resource Movement Effect
6. Spending Effect
7. Salisu et al.

مثبت قیمت نفت اتفاق افتد، درآمدهای نفتی و حجم نقدینگی در کشورهای صادرکننده نفت افزایش می‌یابد که این امر موجب افزایش تقاضای کل خواهد شد. حال با توجه به این‌که سرمایه‌گذاری و تولید با یک وقفه زمانی افزایش می‌یابد، فزونی تقاضا نسبت به عرضه زمینه را برای شدت گرفتن تورم فراهم می‌کند (مهدوی عادلی و همکاران، ۱۳۹۱؛ تک روستا و همکاران، ۱۳۹۸). در مقابل تکانه نفتی منفی نیز از یک طرف با توجه به تعهدات بودجه‌ای دولت از طریق افزایش بدهی بخش دولتی موجب افزایش نقدینگی و تورم شده و از طرف دیگر دولت‌ها به دلیل کاهش درآمدهای ارزی، برای صرفه‌جویی در هزینه‌ها و بازپرداخت بدهی‌های خود، به اجبار میزان واردات را کاهش می‌دهند. اگر این کاهش واردات بیشتر معطوف به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای باشد، ظرفیت‌های تولید را محدود کرده و به همان نسبت تولید کالاها و خدمات کاهش می‌یابد که این امر نیز به نوبه خود می‌تواند موجب رکود اقتصادی شود. بنابراین تکانه‌های مثبت و منفی نفت از این کانال موجب افزایش تورم کشورهای صادرکننده نفت خواهد شد.

با توجه به تنوع کانال‌های اثرگذاری تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی، مطالعات زیادی با استفاده از مدل‌های DSGE به بررسی این اثرگذاری در کشورهای صادرکننده نفت پرداخته‌اند. در مطالعات خارجی، کانبایف[1] (۲۰۲۳) با طراحی یک مدل DSGE برای قزاقستان، دریافت که تکانه‌های قیمت نفت مهم‌ترین عامل توضیح دهنده نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی این کشور بوده، به ویژه، این تکانه بیش از ۴۰ در صد از نوسان نرخ ارز واقعی را در افق بلندمدت توضیح می‌دهد. همچنین اگرچه در سال‌های قبل از رکود بزرگ (۲۰۰۸-۲۰۰۷)، تکانه‌های قیمت و تولید نفت، منجر به رشد تولید ناخالص داخلی کشور می‌شد، اما تأثیرات آنها عمدتاً در طول دو بحران بزرگ اقتصادی سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۱۵ منفی بوده است. در مطالعه‌ی دیگری که چوکچ[2] (۲۰۲۲) برای الجزایر انجام داده به این نتیجه رسید که اثر شوک واقعی قیمت نفت بر متغیرهای اصلی کلان اقتصادی با توجه به سطح وابستگی به نفت متغیر است. وابستگی زیاد به نفت در مقایسه با وابستگی کم به نفت، اقتصاد را در برابر نوسانات قیمت نفت آسیب‌پذیرتر می‌کند. بنابراین تحول ساختاری یک ضرورت اجتناب ناپذیر برای اقتصاد الجزایر است. بلکی و باس[3] (۲۰۱۹) اثرات

[1]. Konebayev
[2]. Tchoketch
[3]. Belke and Baas

تکانه‌های قیمت نفت بر حساب جاری کشورهای اتحادیه اروپا را بررسی کرده و دریافتند که این تکانه‌ها می‌تواند تأثیر بلندمدت بر ترازهای داخلی داشته باشد. بالک و بورن[1] (۲۰۱۸) اثرات تغییر قیمت نفت را بر تولید ناخالص داخلی واقعی آمریکا بررسی و به این نتیجه رسیدند که کاهش مقدار با ثبات مصرف نفت آمریکا، به میزان قابل ملاحظه‌ای، واکنش تولید ناخالص داخلی واقعی را به قیمت نفت کاهش می‌دهد. هو و همکاران[2] (۲۰۱۷) اثرات اقتصاد کلان تکانه‌های قیمت نفت بر اقتصاد کانادا را بررسی و دریافتند که تکانه نفتی سبب افزایش ارزش پول داخلی و کاهش دستمزدهای واقعی شده و اثر قابل توجهی بر فعالیت‌های اقتصادی خواهد داشت. برقولت و لارسن[3] (۲۰۱۶) اثرات تکانه های قیمتی نفت بر اقتصاد نروژ را بررسی کرده و دریافتند که شوک‌های متعارف در بازار نفت، تقریباً ۱۰ در صد از چرخه تجارت نروژ را توضیح می‌دهد و در مقابل بخش زیادی از اثرات سرریز از بخش غیر نفتی مانند نوآوری در کارآیی سرمایه‌گذاری بین‌المللی نشأت می‌گیرد.

در مطالعات داخلی، رباطی و همکاران (۱۴۰۰) تأثیر تکانه‌های نفتی بر تاب‌آوری اقتصادی در ایران را بررسی کرده و دریافتند که پدیده نوسانات درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفتی، به دلیل وابستگی ساختار اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، تمام متغیرهای کلان اقتصادی را- چه در بخش دولتی و چه در بخش خصوصی - تحت تأثیر قرار می‌دهد. محمدی‌پور و همکاران (۱۴۰۰) با طراحی یک مدل DSGE نیوکینزی باز کوچک، به این نتیجه رسیدند که آثار تخریبی در میزان مصرف خانوار، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها، تولید غیر نفتی و تولید کل در نتیجه تکانه قیمتی مثبت در حامل‌های انرژی، حداقل تا ۳۰ دوره می‌تواند اقتصاد ایران را به صورت منفی تحت تاثیر قرار دهد. همچنین کاهش فزاینده در میزان سرمایه‌گذاری طی ۹ دوره و بازگشت آن به سطح با ثبات طی ۲۵ دوره، نیز می‌تواند بحران‌ساز شود.

محمدی و همکاران (۱۳۹۸) با طراحی یک مدل DSGE برای ایران دریافتند که تکانه منفی قیمت نفت، مصرف و واردات را افزایش و در مقابل سرمایه‌گذاری و تقاضای کار را کاهش می‌دهد. رضاقلی زاده و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود یک رابطه مثبت و مستقیم بین تکانه‌های

1. Balke and Brown
2. Hou et al.
3. Bergholt and Larsen

قیمت نفت و حساب جاری در ایران را تأیید کردند. دمیری و همکاران (۱۳۹۶) دریافتند که تکانه نفتی بر تراز تجاری ایران، تولید، سرمایه‌گذاری و تورم اثر مثبت دارد. توکلیان و ابرقویی (۱۳۹۵) به این نتیجه رسیدند که بیشترین سهم در نوسانات متغیرهای حقیقی اقتصاد را تکانه‌های بهره‌وری و تکانه نفتی و بیشترین سهم در نوسانات تورم را تکانه پولی، تکانه نفتی و تکانه نرخ ارز دارند. مطالعه جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۵) نشان می‌دهد که تکانه مثبت درآمدهای نفتی موجب افزایش تولید، مصرف و تورم و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. طبق نتایج به دست آمده از مطالعه فرجی و افشاری (۱۳۹۴) نیز تکانه قیمتی مثبت نفت در ابتدا باعث افزایش سرمایه و تولید در بخش نفت و کاهش این دو متغیر در بخش غیر نفتی شده و تولید ناخالص داخلی، مصرف و تورم را افزایش و در مقابل نرخ ارز حقیقی را کاهش می‌دهد. همچنین طبق مطالعه خیابانی و امیری (۱۳۹۳) تکانه‌های نفتی بر تولید، سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه تأثیر منفی دارد و بر تورم، مصرف، مخارج دولت و حجم پول اثر مثبت دارد. بنابراین فرضیه نفرین منابع در اقتصاد ایران تأیید می‌شود.

۳- مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

۳-۱- خانوار

به پیروی از ژائو و همکاران[1] (۲۰۱۶)، بخش خانوار مطلوبیت تنزیل شده انتظاری بین‌دوره‌ای خود را با فرایند زیر حداکثر می‌کند:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{1}{1-\eta_c} (C_t)^{1-\eta_c} + \frac{1}{1-\eta_m} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\eta_m} - \frac{\xi_t}{1+\eta_l} (l_t)^{1-\eta_l} \right] \qquad (1)$$

به گونه‌ای که E_0 عملگر انتظارات، C_t مصرف خصوصی، $\frac{M_t}{P_t}$ مانده حقیقی پول، l_t سطح اشتغال نیروی کار و β عامل تنزیل زمان است. در این رابطه، $\frac{1}{\eta_c}$ کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، $\frac{1}{\eta_m}$ کشش تقاضا برای مانده حقیقی پول و $\frac{1}{\eta_l}$ کشش عرضه نیروی کار و ξ_t شوک عرضه نیروی کار است که از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه یک تبعیت می‌کند. مصرف خصوصی (C_t) شامل کالاهای غیر نفتی ($C_{NO,t}$) و نفت ($C_{O,t}$) بوده و به تقلید از بالکی و همکاران[2] (۲۰۱۸) و هوو و همکاران[3] (۲۰۱۷)، رابطه آن به صورت زیر است:

---

1. Zhao et al.
2. Balke et al.
3. Hou et al.

$$C_t = \left[\gamma_1^{\frac{1}{\chi_1}} \left(C_{NO,t}\right)^{\frac{\chi_1-1}{\chi_1}} + (1-\gamma_1)^{\frac{1}{\chi_1}} \left(Z_{1,t}C_{O,t}\right)^{\frac{\chi_1-1}{\chi_1}}\right]^{\frac{\chi_1}{\chi_1-1}} \quad (۲)$$

در این رابطه، γ_1 سهم کالاهای غیر نفتی را از کل مصرف و χ_1 کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف میان کالاهای غیر نفتی و نفت و $Z_{1,t}$ نیز شوک بهره‌وری مصرف نفت خانوارها را نشان می‌دهد که از طریق رابطه زیر به دست می‌آید.

$$Ln(Z_{1,t}) = \rho_{Z_1} Ln(Z_{1,t-1}) + \varepsilon_{Z_1,t} \qquad \varepsilon_{Z_1,t} \sim N(0, \sigma_{Z_1}^2) \quad (۳)$$

قید هزینه خانوار برای کالاهای غیر نفتی و نفت به صورت رابطه (۴) خواهد بود که در آن $P_{NO,t}$، شاخص قیمت کالاهای غیر نفتی و $P_{O,t}$ شاخص قیمت کالاهای نفتی است.

$$P_{NO,t}C_{NO,t} + P_{O,t}C_{O,t} = P_tC_t \quad (۴)$$

حال به منظور تعیین سطح بهینه تقاضای خانوار برای کالاهای غیر نفتی و کالای نفت، با حداقل‌سازی مخارج مصرفی (رابطه ۴) نسبت به قید رابطه ۲، می‌توان سطح بهینه مصرف کالاهای غیر نفتی و نفت و همچنین شاخص قیمت کل را به صورت زیر به دست آورد.

$$C_{NO,t} = \gamma_1 \left(\frac{P_{NO,t}}{P_t}\right)^{-\chi_1} C_t \quad (۵)$$

$$C_{O,t} = (1-\gamma_1) \left(\frac{P_{O,t}}{P_t}\right)^{-\chi_1} C_t \quad (۶)$$

$$P_t = \left[\gamma_1 \left(P_{NO,t}\right)^{1-\chi_1} + (1-\gamma_1) \left(P_{O,t}\right)^{1-\chi_1}\right]^{\frac{1}{1-\chi_1}} \quad (۷)$$

به منظور به دست آوردن مسیر بهینه تراز حقیقی پول، عرضه نیروی کار و اوراق قرضه، نخست باید قید بودجه خانوار مشخص شود که به صورت رابطه (*) است. سمت چپ رابطه زیر، مصارف خانوار را نشان می‌دهد که به ترتیب شامل مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری، تقاضای پول، تقاضای اوراق قرضه و مالیات است. در سمت راست نیز منابع درآمدی خانوار آمده که به ترتیب شامل دستمزد نیروی کار، درآمد اجاره سرمایه، مانده اسمی پول دوره قبل، اصل و سود ناشی از نگهداری اوراق قرضه دوره قبل و سود سهام است.

$$P_tC_t + P_t^I I_{NO,t} + M_t + B_t + T_t = W_tL_t + R_t^k K_{NO,t-1} + M_{t-1} + (1+r_{t-1}^B)B_{t-1} + DIV_t \quad (*)$$

با توجه به اینکه مقدار حقیقی کلیه متغیرها برای خانوار مهم است، قید بودجه خانوار نیز باید به صورت حقیقی بازنویسی شود. برای این منظور، با تقسیم قید بودجه اسمی بر شاخص قیمت، قید بودجه واقعی خانوار به صورت زیر قابل تعریف است.

$$C_t + \Omega_{I,t} I_{NO,t} + m_t + b_t + t_t = w_t L_t + r_t^k K_{NO,t-1} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + (1 + r_{t-1}^B)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + div_t \qquad (۸)$$

که در آن w_t نرخ دستمزد حقیقی، r_t^k نرخ بازده حقیقی سرمایه، r_{t-1}^B نرخ بازدهی اوراق قرضه داخلی، $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ نرخ تورم، $\Omega_{I,t} = \frac{P_{I,t}}{P_t}$ قیمت نسبی سرمایه، $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ مانده حقیقی پول، $b_t = \frac{B_t}{P_t}$ مقدار حقیقی اوراق قرضه، $I_{NO,t}$ سرمایه ناخالص، div_t سود حقیقی توزیع شده بنگاه برای خانوار و t_t نیز خالص مالیات‌ها است. همچنین رابطه انباشت سرمایه که ارتباط میان سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه را نشان می‌دهد و به عنوان دومین قید خانوارها مطرح است، همانند مطالعه خان و تسوکالاس[1] (۲۰۱۱) به صورت زیر فرض شده است.

$$K_{NO,t} = (1 - \delta_1)K_{NO,t-1} + \left[1 - S\left(\frac{\varepsilon_{NO,t}^I I_{NO,t}}{I_{NO,t-1}}\right)\right] I_{NO,t} \qquad (۹)$$

که δ نرخ استهلاک، ε_t^I تکانه سرمایه‌گذاری و $S(\cdot)$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است. این تابع نشان می‌دهد که به ازای هر واحد سرمایه‌گذاری، مقداری از آن در فرآیند تبدیل به سرمایه از بین می‌رود. همچنین فرض می شود که تکانه سرمایه‌گذاری از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول به صورت $\varepsilon_{NO,t}^I = \rho_{NO}^I \varepsilon_{NO,t-1}^I + \upsilon_{NO,t}^I$ تبعیت می کند.

هدف خانوارها یافتن مسیرهای بهینه برای مصرف، سرمایه‌گذاری، حجم سرمایه، عرضه نیروی کار، تراز حقیقی پول و اوراق قرضه است، به نحوی که تابع مطلوبیت (۱) نسبت به قیود (۸) و (۹) حداکثر شود. برای این منظور می‌توان تابع لاگرانژ مسئله بهینه‌یابی خانوار را به صورت زیر نوشت.

$$\mathcal{L} = \mathrm{E}_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \left[\frac{1}{1-\eta_c}(C_t)^{1-\eta_c} + \frac{1}{1-\eta_m}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\eta_m} - \frac{\xi_t}{1+\eta_l}(l_t)^{1+\eta_l} \right] + \lambda_t \left(w_t L_t + r_t^k K_{NO,t-1} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + (1 + r_{t-1}^B)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + div_t - C_t - \Omega_{I,t} I_{NO,t} - m_t - b_t - t_t \right) + \mu_t \left[(1 - \delta_1)K_{NO,t-1} + I_{NO,t}\left[1 - S\left(\frac{\varepsilon_{NO,t}^I I_t}{I_{t-1}}\right)\right] - K_{NO,t} \right] \right\} \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق $\mathcal{L}$ تابع لاگرانژ، $\lambda_{1,t}$ ضریب لاگرانژ مرتبط با قید بودجه و $\mu_{1,t}$ ضریب لاگرانژ مربوط به رابطه انباشت سرمایه است. شروط مرتبه اول با توجه به معادله فوق به صورت زیر است:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_t} = 0 \implies {C_t}^{-\eta_c} - \lambda_t = 0 \quad \implies \quad \lambda_t = {C_t}^{-\eta_c} \qquad (۱۱)$$

[1]. Khan and Tsoukalas

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial l_t}=0 \implies -\beta^t \xi_t (l_t)^{-\eta_l}+\beta^t \lambda_t w_t=0 \quad \implies \quad w_t=\frac{\xi_t (l_t)^{-\eta_l}}{C_t{}^{-\eta_c}} \qquad (۱۲)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b_t}=0 \implies -\beta^t \lambda_t+\mathrm{E}_t \beta^{t+1}(1+r_t^B)\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}=0 \quad \implies \mathrm{E}_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}}=\beta \mathrm{E}_t \frac{(1+r_t^B)}{\pi_{t+1}} \qquad (۱۳)$$

با جایگذاری رابطه (۱۱) در رابطه (۱۳)، معادله اولر به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\mathrm{E}_t \frac{C_t{}^{-\eta_c}}{C_{t+1}{}^{-\eta_c}}=\beta \mathrm{E}_t \frac{(1+r_t^B)}{\pi_{t+1}} \qquad (۱۴)$$

با توجه به $\frac{1}{(1+r_t^B)}=\beta E_t \frac{\lambda}{\pi_{t+1}}$، تقاضای حقیقی پول نیز به صورت رابطه (۱۵) به دست می‌آید:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial m_t}=0 \implies (m_t)^{-\eta_m}=\lambda_t\left(1-\beta \mathrm{E}_t \frac{\lambda}{\pi_{t+1}}\right) \Rightarrow (m_t)^{-\eta_m}=\left(\frac{r_t^B}{1+r_t^B}\right) C_t{}^{-\eta_c} \qquad (۱۵$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial I_t}=0 \quad \implies \quad -\Omega_{I,t}+q_t\left\{1-S\left(\frac{\varepsilon_{NO,t}^I I_{NO,t}}{I_{NO,t-1}}\right)-I_{NO,t}\frac{\varepsilon_{NO,t}^I}{I_{NO,t-1}}S'\left(\frac{\varepsilon_{NO,t}^I I_{NO,t}}{I_{NO,t-1}}\right)\right\}+$$
$$\beta \mathrm{E}_t\left\{q_{t+1}\varepsilon_{NO,t+1}^I\left(\frac{I_{NO,t+1}}{I_{NO,t}}\right)^2 S'\left(\frac{\varepsilon_{NO,t+1}^I I_{NO,t+1}}{I_{NO,t}}\right)\right\}=0 \qquad (۱۶)$$

در اینجا $q_t=\frac{\mu_{1,t}}{\lambda_{1,t}}$ همان نرخ نهایی توبین است که برابر با نسبت ارزش بازاری بر حسب ارزش جایگزینی و یا ارزش سرمایه نصب شده برحسب هزینه جایگزینی است.

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K_{NO,t}}=0 \implies \quad q_t=\beta \mathrm{E}_t\left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\ r_{t+1}^k+q_{t+1}(1-\delta)\right] \qquad (۱۷)$$

معادله فوق یک نوع قیمت‌گذاری برای سرمایه است که بیان می‌کند، قیمت نسبی سرمایه برابر با بازدهی مورد انتظاری است که در دوره بعد خواهیم گرفت. معادله فوق روشی بهینه برای تعیین قیمت سرمایه بوده که در آن بازدهی آتی و نرخ استهلاک سرمایه برای تعیین قیمت سرمایه به حساب آورده شده است.

۳-۱-۱- مصرف و سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی

همانند مطالعه اولادونی[1] (۲۰۲۰)، کالاهای غیر نفتی مصرفی خانوار از طریق واردات و تولیدات داخل تأمین می‌شود. رابطه زیر شاخص مصرف کالاهای غیر نفتی خانوار $(C_{NO,t})$ را به صورت ترکیبی از کالاهای غیر نفتی داخلی $(C_{NO,t}^D)$ و کالاهای غیر نفتی وارداتی $(C_{NO,t}^F)$ معرفی می‌کند که Y_2 سهم کالاهای غیر نفتی داخلی در شاخص کالاهای غیر نفتی و χ_2 کشش بین دوره‌ای مصرف میان کالاهای غیر نفتی داخلی و وارداتی است.

[1]. Oladunni

$$C_{NO,t}=\left[\gamma_2^{\frac{1}{\chi_2}}\left(C_{NO,t}^{D}\right)^{\frac{\chi_2-1}{\chi_2}}+(1-\gamma_2)^{\frac{1}{\chi_2}}\left(C_{NO,t}^{F}\right)^{\frac{\chi_2-1}{\chi_2}}\right]^{\frac{\chi_2}{\chi_2-1}} \quad (۱۸)$$

قید هزینه خانوار برای کالاهای غیر نفتی داخلی و کالاهای غیر نفتی وارداتی به صورت زیر بوده که در آن $P_{NO,t}^{D}$ قیمت کالاهای غیر نفتی داخلی و $P_{NO,t}^{F}$ قیمت کالاهای غیر نفتی وارداتی است.

$$P_{NO,t}^{D}\,C_{NO,t}^{D}+P_{NO,t}^{F}\,C_{NO,t}^{F}=P_{NO,t}\,C_{NO,t} \quad (۱۹)$$

با حداقل سازی مخارج مصرف‌کننده (رابطه ۱۹) نسبت به قید مصرف سطح مشخصی از مصرف کالاهای غیر نفتی (رابطه ۱۸)، می‌توان تقاضای بهینه برای کالاهای غیر نفتی داخلی و وارداتی و همچنین شاخص قیمت کالاهای غیر نفتی را به صورت زیر به دست آورد.

$$C_{NO,t}^{D}=\gamma_2\left(\frac{P_{NO,t}^{D}}{P_{NO,t}}\right)^{-\chi_2}C_{NO,t} \quad (۲۰)$$

$$C_{NO,t}^{F}=(1-\gamma_2)\left(\frac{P_{NO,t}^{F}}{P_{NO,t}}\right)^{-\chi_2}C_{NO,t} \quad (۲۱)$$

$$P_{NO,t}=\left[\alpha_2^{\frac{1}{\chi_2}}\left(P_{NO,t}^{D}\right)^{\frac{\chi_2-1}{\chi_2}}+(1-\alpha_2)^{\frac{1}{\chi_2}}\left(P_{NO,t}^{F}\right)^{\frac{\chi_2-1}{\chi_2}}\right]^{\frac{\chi_2}{\chi_2-1}} \quad (۲۲)$$

در ارتباط با سرمایه‌گذاری خانوار نیز فرآیندی مشابه با مصرف وجود دارد و فرض می‌شود که کل سرمایه‌گذاری‌ها به صورت ترکیبی از کالاهای سرمایه‌ای تولید داخل ($I_{NO,t}^{D}$) و وارداتی ($I_{NO,t}^{F}$) است. البته باید یادآور شد که سرمایه‌گذاری خانوار تنها در بخش غیر نفتی و به شکل زیر است:

$$I_{NO,t}=\left[\varpi_1^{\frac{1}{\gamma_1}}\left(I_{NO,t}^{D}\right)^{\frac{\gamma_1-1}{\gamma_1}}+(1-\varpi_1)^{\frac{1}{\gamma_1}}\left(I_{NO,t}^{F}\right)^{\frac{\gamma_1-1}{\gamma_1}}\right]^{\frac{\gamma_1}{\gamma_1-1}} \quad (۲۳)$$

از این رو، قید هزینه خانوار برای سرمایه‌گذاری به صورت زیر است که در آن به ترتیب $P_{NO,t}^{ID}$ و $P_{NO,t}^{IF}$ قیمت کالای سرمایه‌ای داخلی و وارداتی است.

$$P_{NO,t}^{ID}\,I_{NO,t}^{D}+P_{NO,t}^{IF}\,I_{NO,t}^{F}=P_{NO,t}^{I}\,I_{NO,t} \quad (۲۴)$$

با حداقل‌سازی مخارج سرمایه‌گذاری نسبت به قید (۲۳)، تقاضا برای کالای سرمایه‌ای داخلی و وارداتی و همچنین شاخص قیمت سرمایه‌گذاری کل به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$I_{NO,t}^{D}=\varpi_1\left(\frac{P_{NO,t}^{ID}}{P_{NO,t}^{I}}\right)^{-\gamma_1}I_{NO,t} \quad (۲۵)$$

$$I_{NO,t}^{F}=(1-\varpi_1)\left(\frac{P_{NO,t}^{IF}}{P_{NO,t}^{I}}\right)^{-\gamma_1}I_{NO,t} \quad (۲۶)$$

$$P_{NO,t}^{I}=\left[\varpi_1^{\frac{1}{\gamma_1}}\left(P_{NO,t}^{ID}\right)^{\frac{\gamma_1-1}{\gamma_1}}+(1-\varpi_1)^{\frac{1}{\gamma_1}}\left(P_{NO,t}^{IF}\right)^{\frac{\gamma_1-1}{\gamma_1}}\right]^{\frac{\gamma_1}{\gamma_1-1}} \quad (۲۷)$$

۳-۲- بنگاه‌های تولیدکننده غیر نفتی

۳-۲-۱- بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای

این بنگاه ها در شـرایط رقابت کامل فعالیت کرده و به پیروی از مطالعه بودنسـترین و همکاران[1] (۲۰۱۱)، با ترکیب نهاده نفت ($X_{O,t}$) و نهاده ترکیبی (VA_t) تحت فرآیند زیر، اقدام به تولید کالاهای واسطه‌ای (y_t^{NO}) می کنند.

$$y_t^{NO}(i)=\left[(\Gamma_Y)^{\frac{1}{\varphi_1}}\left(VA_t\right)^{\frac{\varphi_1-1}{\varphi_1}}+(1-\Gamma_Y)^{\frac{1}{\varphi_1}}\left(Z_{2,t}X_{O,t}\right)^{\frac{\varphi_1-1}{\varphi_1}}\right]^{\frac{\varphi_1}{\varphi_1-1}} \quad (۲۸)$$

در این رابطه Γ_Y سهم نهاده ترکیبی از تولید کالاهای غیر نفتی و φ_1 نیز کشش جانشینی بین نهاده ترکیبی و نهاده نفت در تولید کالای غیر نفتی اسـت. $Z_{2,t}$ نیز شـوک بهره‌وری مصـرف نفت در بخش تولید کالای واسـطه‌ای اسـت که به صـورت رابطه (۲۹) تعیین می‌شـود. همچنین نهاده ترکیبی، از ترکیب نیروی کار و سـرمایه که به ترتیب با قیمت‌های w_t و r_t^k از خانوار دریافت می‌شود، بر اساس تابع کاپ‌داگلاس (۳۰) تولید می‌شود.

$$Ln\left(\mathrm{Z}_{2,\mathrm{t}}\right)=+\rho_{Z_2}Ln\left(\mathrm{Z}_{2,\mathrm{t}-1}\right)+\varepsilon_{Z_2,t}\ \varepsilon_{Z_2,t}\sim N(0,\sigma_{Z_2}^2) \quad (۲۹)$$

$$VA_t(i)=A_t^{VA}\left(L_{NO,t}\right)^{\theta_1}\left(K_{NO,t-1}\right)^{1-\theta_1} \quad (۳۰)$$

مسئله پیش روی بنگاه‌های واسطه‌ای، حداقل‌سازی هزینه مقید به تابع تولید (۳۱) است:

$$\min_{L_t,K_{t-1},X_{O,t}}\ \mathrm{E}=w_tL_{NO,t}+r_t^kK_{NO,t-1}+\Omega_{O,t}X_{O,t}+\psi_{,t}(i)\left\{y_t^{NO}(i)-\right.$$

$$\left.\left[(\Gamma_Y)^{\frac{1}{\varphi_1}}\left(A_t^{VA}\left(L_{NO,t}\right)^{\theta_1}\left(K_{NO,t-1}\right)^{1-\theta_1}\right)^{\frac{\varphi_1-1}{\varphi_1}}+(1-\Gamma_Y)^{\frac{1}{\varphi}}\left(Z_{2,t}X_{O,t}\right)^{\frac{\varphi_1-1}{\varphi_1}}\right]^{\frac{\varphi_1}{\varphi_1-1}}\right\} \quad (۳۱)$$

در مسئله حداقل سازی فوق، $\psi_t(i)$ هزینه نهایی تولید کالای واسطه‌ای iام را نشان می‌دهد و $\Omega_{O,t}$ بیان‌گر قیمت نفت است. شروط مرتبه اول مسئله فوق به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{\partial \mathrm{E}}{\partial L_{NO,t}}=0\ \Longrightarrow$$

$$w_t-\psi_{,t}(i)\ \theta_1\left(y_t^{NO}(i)\right)^{\frac{1}{\varphi_1}}(\Gamma_Y)^{\frac{1}{\varphi_1}}\ \frac{1}{L_{NO,t}}\left(VA_t(i)\right)^{\frac{\varphi_1-1}{\varphi_1}}=0 \quad (۳۲)$$

[1]. Bodenstein et al.

$$\frac{\partial \mathrm{E}}{\partial K_{t-1}} = 0 \implies r_t^k - \psi_{,t}(i)(1-\theta_1)\left(y_t^{NO}(i)\right)^{\frac{1}{\varphi_1}}(\Gamma_Y)^{\frac{1}{\varphi_1}}\frac{1}{K_{NO,t-1}}\left(VA_t(i)\right)^{\frac{\varphi_1-1}{\varphi_1}} = 0 \quad (۳۳)$$

$$\frac{\partial \mathrm{E}}{\partial X_{O,t}} = 0 \implies \Omega_{O,t} - \psi_{,t}(i)\left(y_t^{NO}(i)\right)^{\frac{1}{\varphi_1}}(1-\Gamma_Y)^{\frac{1}{\varphi_1}}\left(Z_{2,t}\right)^{\frac{\varphi_1-1}{\varphi_1}}\left(X_{O,t}(i)\right)^{-\frac{1}{\varphi_1}} = 0 \quad (۳۴)$$

از دو رابطه (۳۲) و (۳۳) داریم:

$$\implies \quad r_t^k \theta_1 \, K_{NO,t-1} = w_t(1-\theta_1) \; L_{NO,t} \quad (۳۵)$$

از سوی دیگر، از دو رابطه (۳۲) و (۳۴) داریم:

$$\implies \quad X_{O,t}(i) = (\theta_1)^{-\varphi_1}\left(\frac{1-\Gamma_Y}{\Gamma_Y}\right)\frac{1}{Z_{2,t}}\left(\frac{w_t L_{NO,t}}{\Omega_{O,t}}\right)^{\varphi_1}\left(VA_t(i)\right)^{1-\varphi_1} \quad (۳۶)$$

با جایگذاری مقدار تعادلی $L_{NO,t}$ و $K_{NO,t-1}$ در رابطه (۳۰)، مقدار تعادلی VA_t به دست می‌آید. سپس با جایگذاری مقدار تعادلی $X_{O,t}$ و VA_t در تابع تولید (رابطه ۲۸) می‌توان هزینه نهایی تولید را به صورت زیر به دست آورد:

$$mc_t = \psi_{,t} = \left\{\Gamma^{\varphi}\left[(1-\theta)^{-(1-\theta)}(\theta)^{-\theta}(A_t^{VA})^{-1}(r_t)^{1-\theta}{w_t}^{\theta}\right]^{1-\varphi}(1-\Gamma)^{\varphi}\left(p_{O,t}\right)^{1-\varphi}\right\}^{\frac{1}{1-\varphi}} \quad (۳۷)$$

هدف بعدی بنگاه‌های واسطه‌ای، تعیین سطحی از قیمت است که جریان سود آن را در طول یک دوره زمانی حداکثر کند. در این مرحله بنگاه‌ها با مسئله‌ای به عنوان چسبندگی قیمت مواجه هستند. از این رو، برای وارد کردن فرض چسبندگی قیمت از روش کالوو[1] (۱۹۸۳) استفاده می‌شود. مبانی روش کالوو بر این فرض استوار است که در هر دوره همه بنگاه‌ها همزمان قیمت خود را تغییر نخواهند داد. در این صورت به دلیل عدم تغییر قیمت همه بنگاه‌ها، سطح عمومی قیمت با چسبندگی مواجه خواهد شد و انعطاف کامل قیمتی وجود ندارد. کالوو به منظور الگو سازی چسبندگی قیمت، از مبانی احتمال استفاده کرده و بنگاه‌های واسطه‌ای اقتصاد را به دو دسته تقسیم می‌کند. دسته‌ای از بنگاه‌ها با احتمال ς در صد ($\varsigma \in [0,1]$) قیمت خود را ثابت نگه می‌دارند و بقیه بنگاه‌ها با احتمال (ς -۱) در صد دوباره قیمت بهینه جدید انتخاب می‌کنند (توکلیان و صارم، ۱۳۹۶). بنابراین برای ς درصد از بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند، قیمت در هر دوره با توجه به تورم دوره قبل به صورت زیر شاخص‌بندی می‌شود.

$$P_{NO,t}(i) = \left(\pi_{NO,t-1}\right)^{\tau} P_{NO,t-1}(i) \quad (۳۸)$$

که در آن $\pi_{NO,t} = \frac{P_{NO,t}}{P_{NO,t-1}}$ نرخ ناخالص تورم کالای واسطه‌ای، و τ پارامتر درجه شاخص‌بندی

[1]. Calvo

قیمت را مشخص می‌کند. مسئله بنگاه‌هایی که در دوره t قادر به تعدیل قیمت خود هستند، انتخاب قیمت $P_{NO,t}{}^{*}(i)$ به نحوی است که جمع انتظاری و تنزیل شده سود با توجه به تابع تقاضای کالای واسطه به وسیله تولیدکنندگان نهایی حداکثر شود. این مسئله به صورت زیر است:

$$\max_{P_{NO,t}(i)} E_t \sum_{j=0}^{\infty}(\varsigma\beta)^j \frac{\lambda_{1,t+j}}{\lambda_{1,t}} \left[\left(\frac{\prod_{k=0}^{j-1}(\pi_{NO,t+k})^{\tau}}{P_{NO,t+j}} \right)^{1-\chi_y} (1-\chi_y)\left(P^*_{NO,t}\right)^{-\chi_y} - mc_{t+j}(-\chi_y) \left(\frac{\prod_{k=0}^{j-1}(\pi_{NO,t+k})^{\tau}}{P_{NO,t+j}} \right)^{-\chi_y} \left(P^*_{NO,t}\right)^{-\chi_y-1} \right] Y^{NO}_{t+j} = 0 \qquad (۳۹)$$

شرط مرتبه اول رابطه فوق، بعد از ساده‌سازی به صورت زیر خواهد بود:

$$P^*_{NO,t} = \frac{E_t \sum_{j=0}^{\infty}(\varsigma\beta)^j \frac{\lambda_{1,t+j}}{\lambda_{1,t}} mc_{t+j} \left(\frac{P_{NO,t+j}}{\prod_{k=0}^{j-1}(\pi_{NO,t+k})^{\tau}} \right)^{\chi_y} Y^{NO}_{t+j}}{Q_t E_t \sum_{j=0}^{\infty}(\varsigma\beta)^j \frac{\lambda_{1,t+j}}{\lambda_{1,t}} \left(\frac{P_{NO,t+j}}{\prod_{k=0}^{j-1}(\pi_{NO,t+k})^{\tau}} \right)^{\chi_y-1} Y^{NO}_{t+j}} \qquad (۴۰)$$

با تقسیم رابطه (۴۰) بر $P_{NO,t}$ و با تعریف $\mu = \frac{\chi_y}{\chi_y - 1}$، $Q_t = \frac{P^*_{NO,t}}{P_{NO,t}}$ و $\frac{\lambda_{1,t+j}}{\lambda_{1,t}} = \left(\frac{C_{t+j}}{C_t}\right)^{-\partial}$ و $C_{t+j} = Y^{NO}_{t+j}$، رابطه فوق به صورت زیر قابل تعریف است:

$$\left[E_t \sum_{j=0}^{\infty}(\varsigma\beta)^j \left(\frac{P_{NO,t+j}}{P_{NO,t}}\right)^{(\chi_y-1)} \left(\frac{P_{NO,t-1}}{P_{NO,t+j-1}}\right)^{\tau(\chi_y-1)} \left(Y^{NO}_{t+j}\right)^{1-\partial} \right] Q_t = \mu \left[E_t \sum_{j=0}^{\infty}(\varsigma\beta)^j \left(\frac{P_{NO,t+j}}{P_{NO,t}}\right)^{(\chi_y-1)} \left(\frac{P_{NO,t-1}}{P_{NO,t+j-1}}\right)^{\tau(\chi_y-1)} \left(Y^{NO}_{t+j}\right)^{1-\partial} \right] \qquad (۴۱)$$

از سوی دیگر با توجه به اینکه در هر دوره ς درصد از بنگاه‌ها، قیمت خود را از رابطه (۳۸) و $1-\varsigma$ درصد از باقیمانده نیز قیمت بهینه خود $P^*_{NO,t}$ را از طریق مسئله (۳۹) تعیین می‌کنند، می‌توان شاخص قیمت کالای داخلی را به صورت زیر بیان کرد.

$$P_{NO,t} = \left[\varsigma \left(\pi^{\tau}_{NO,t-1} P_{NO,t-1} \right)^{1-\chi_y} + (1-\varsigma)\left(P^*_{NO,t}\right)^{1-\chi_y} \right]^{\frac{1}{1-\chi_y}} \qquad (۴۲)$$

با لگاریتمی خطی کردن رابطه (۴۱) و لحاظ کردن معادله (۴۲)، منحنی فیلیپس نئوکینزی به صورت لگاریتمی خطی زیر به دست می‌آید:

$$\hat{\pi}_t = \frac{\tau}{1+\beta\tau}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta\tau}\mathrm{E}_t\hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\varsigma\beta)(1-\varsigma)}{(1+\beta\tau)\varsigma}\widehat{mc}_t \qquad (۴۳)$$

۳-۲-۲- بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

فرض می‌شود که تولیدکننده کالای نهایی، کالای تولید شده توسط تولیدکنندگان

واسطه‌ای را از طریق تکنولوژی CES زیر ترکیب می‌کند که در آن χ_y کشش قیمتی تقاضای کالای iام است.

$$y_t^{NO} = \left[\int_0^1 y_t^{NO}(i)^{\frac{\chi y-1}{\chi y}}\, di\right]^{\frac{\chi y}{\chi y-1}} \qquad (۴۴)$$

تابع هدف این تولیدکنندگان که به دنبال حداکثر کردن سود هستند، به صورت زیر است:

$$\max_{y_t^{NO}(i)} \mathcal{L} = P_{NO,t}\left[\int_0^1 y_t^{NO}(i)^{\frac{\chi y-1}{\chi y}}\, di\right]^{\frac{\chi y}{\chi y-1}} - \int_0^1 P_{NO,t}(i)\, y_t^{NO}(i)\, di \qquad (۴۵)$$

در اینجا $P_{NO,t}$، قیمت کالای نهایی و $P_{NO,t}(i)$، قیمت کالای واسطه‌ای است. با حل مسئله فوق، تابع تقاضای کالای واسطه‌ای به صورت رابطه (۴۶) به دست می‌آید که با جایگذاری آن در رابطه (۴۴)، شاخص قیمت کالای تولیدکننده به صورت رابطه (۴۷) حاصل می‌شود.

$$y_t^{NO}(i) = \left(\frac{P_{NO,t}(i)}{P_{NO,t}}\right)^{-\chi y} y_t^{NO} \qquad (۴۶)$$

$$P_{NO,t} = \left[\int_0^1 \left(P_{NO,t}(i)\right)^{(1-\chi y)}\, di\right]^{\frac{1}{1-\chi y}} \qquad (۴۷)$$

۳-۳- بنگاه واردکننده

این بنگاه‌ها کالاهای همگن را از بازارهای جهانی خریداری و به کالای نهایی تبدیل می‌کنند. در نهایت این کالاها توسط خانوار به عنوان کالای مصرفی و سرمایه‌ای و یا توسط بنگاه‌های صنعت نفت به عنوان کالای واسطه‌ای و سرمایه‌ای خریداری می شوند. کالاهای نهایی وارداتی، ترکیبی از j کالای متمایز است که با فناوری تولید زیر، توسط بنگاه‌های واردکننده عرضه می‌شود.

$$IM_t^F = \left[\int_0^1 IM_t^F(i)^{\frac{\chi_{IM}^F-1}{\chi_{IM}^F}}\, di\right]^{\frac{\chi_{IM}^F}{\chi_{IM}^F-1}} \qquad (۴۸)$$

که χ_{IM}^F، کشش قیمتی تقاضا برای کالاهای وارداتی است. واردکنندگان به دنبال حداکثرسازی سود هستند و تابع هدف آن‌ها به شکل زیر خواهد بود.

$$\max_{IM_t^F(i)} \mathcal{L} \quad P_{IM,t}\left[\int_0^1 IM_t^F(i)^{\frac{\chi_{IM}^F-1}{\chi_{IM}^F}}\, di\right]^{\frac{\chi_{IM}^F}{\chi_{IM}^F-1}} - \int_0^1 P_{IM,t}(i)\, IM_t^F(i)\, di \qquad (۴۹)$$

با حل مسئله فوق، تابع تقاضای کالاهای وارداتی که هر کدام از بنگاه‌های واردکننده با آن

مواجه هستند به صورت رابطه (۴۹) به دست می‌آید که با جایگذاری آن در رابطه (۴۸)، شاخص قیمت کالای وارداتی (رابطه ۵۰) حاصل می‌شود.

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial IM_t^F} = 0 \qquad \Longrightarrow \qquad IM_t^F(i) = \left(\frac{P_{IM,t}(i)}{P_{IM,t}}\right)^{-\chi_{IM}^F} IM_t^F \tag{۵۰}$$

$$P_{IM,t} = \left[\int_0^1 \left(P_{IM,t}(i)\right)^{(1-\chi_{IM}^F)} di\right]^{\frac{1}{(1-\chi_{IM}^F)}} \tag{۵۱}$$

با توجه به اینکه واردکنندگان در وضعیت رقابت انحصاری کالای خود را عرضه می‌کنند، قدرت قیمت‌گذاری دارند و از این حیث، چهارچوب تعیین قیمت توسط بنگاه‌های وارداتی مشابه چهارچوب در نظر گرفته شده برای بنگاه‌های واسطه‌ای است. برای این منظور همانند مدل آدولفسون و همکاران[1] (۲۰۰۷) و گالی و موناسیلی[2] (۲۰۰۵) از روش کالوو (۱۹۸۳) استفاده شده و مسئله نامقید بنگاه‌های واردکننده به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\max_{P_{IM,t}(i)} E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\varsigma_{IM}\beta)^j \frac{\lambda_{IM,t+j}}{\lambda_{IM,t}} \left[\left(\frac{\prod_{k=0}^{j-1}(\pi_{IM,t+k})^{\tau_{IM}} P_{IM,t}(i)}{P_{IM,t+j}}\right)^{1-\chi_{IM}^F} - mc_{IM,t+j}\left(\frac{\prod_{k=0}^{j-1}(\pi_{IM,t+k})^{\tau_{IM}} P_{IM,t}(i)}{P_{IM,t+j}}\right)^{-\chi_{IM}^F}\right] IM_{t+J}^F(i) \tag{۵۲}$$

در رابطه فوق $mc_{IM,t+J}$ هزینه نهایی حقیقی بنگاه واردکننده است که از تقسیم هزینه نهایی اسمی به شاخص قیمت کالای وارداتی، به صورت زیر دست می‌آید:

$$mc_{IM,t+J} = \frac{MC_{IM,t+J}}{P_{IM,t+J}} = \frac{S_{t+J} P_{IM,t+J}^W}{P_{IM,t+J}} \tag{۵۳}$$

که در آن S_{t+J} نرخ ارز اسمی و $P_{IM,t+J}^W$ قیمت جهانی کالای وارداتی است. با توجه به اینکه، بنگاه‌های واردکننده در یک بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند، قیمت را بیشتر از هزینه خرید خود در نظر می‌گیرند و سود می‌کنند. در این حالت $mc_{IM,t+J}$ برابر شکاف قانون قیمت واحد بوده و بیان‌گر میزان انحراف قیمت جهانی کالاهای وارداتی از قیمت آن در بازار داخلی است (منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴). همانند آن‌چه که برای بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای انجام شد، با محاسبه شرط مرتبه اول از رابطه (۵۲)، شاخص قیمت کالای وارداتی به صورت زیر تعیین می‌شود.

---

[1]. Adolfson et al.
[2]. Gali and Monacelli

$$P_{IM,t}=\left[\varsigma_{IM}\left(\left(\pi_{IM,t}\right)^{\tau_{IM}}P_{IM,t}\right)^{1-\chi_{IM}^{F}}+(1-\varsigma_{IM})\left(P_{IM,t}^{*}\right)^{1-\chi_{IM}^{F}}\right]^{\frac{1}{1-\chi_{IM}^{F}}} \quad (۵۴)$$

همچنین می‌توان رابطه پویایی‌های تورم کالای مصرفی وارداتی را به صورت لگاریتم خطی، به صورت زیر به دست آورد:

$$\hat{\pi}_{IM,t}=\frac{\tau_{IM}}{1+\beta\tau_{IM}}\hat{\pi}_{IM,t-1}+\frac{\beta}{1+\beta\tau_{IM}}\mathrm{E}_t\hat{\pi}_{IM,t+1}+\frac{(1-\beta\varsigma_{IM})(1-\varsigma_{IM})}{(1+\beta\tau_{IM})\varsigma_{IM}}\widehat{mc}_{IM,t} \quad (۵۵)$$

۳-٤- بخش نفت

در مطالعه حاضر برای الگوسازی بخش نفت از مدل برقولت و همکاران (۲۰۱۹) استفاده شده اما تغییراتی در آن لحاظ شده است. در این ارتباط، بخش نفت به دو قسمت الف) شرکت‌های پیمانکار خدمات تولید و ب) شرکت ملی نفت تقسیم می‌شود.

۳-٤-۱- سرمایه‌گذاری در بخش نفت

سرمایه‌گذاری در بخش نفت به صورت ترکیبی از کالاهای سرمایه‌ای تولید داخل و وارداتی به صورت زیر خواهد بود.

$$I_{O,t}=\left[(\varpi_2)^{\frac{1}{\gamma_2}}\left(I_{O,t}^{D}\right)^{\frac{\gamma_2-1}{\gamma_2}}+(1-\varpi_2)^{\frac{1}{\gamma_2}}\left(I_{O,t}^{F}\right)^{\frac{\gamma_2-1}{\gamma_2}}\right]^{\frac{\gamma_2}{\gamma_2-1}} \quad (۵۶)$$

$$I_{O,t}^{D}=I_{NIOC,t}+\beta_F F_t+\varepsilon_t^{NIOC} \implies I_{O,t}^{D}=\beta_{NIOC}I_{O,t}^{D}+\beta_F\phi_F NDF_t+\varepsilon_t^{NIOC} \quad (۵۷)$$

که $I_{O,t}^{D}$ کالای سرمایه‌ای داخلی و $I_{O,t}^{F}$ کالای سرمایه‌ای وارداتی، ϖ_2 سهم کالای سرمایه‌ای داخلی و γ_2 کشش جانشینی بین کالاهای سرمایه‌ای داخلی و وارداتی است. $I_{NIOC,t}$ سرمایه‌گذاری شرکت ملی نفت از منابع داخلی خود و $\beta_F F_t$ میزان سرمایه‌گذاری صندوق تو سعه ملی در بخش بالادستی صنعت نفت و گاز است. همچنین فرض می‌شود که قیمت سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی در بخش نفتی به ترتیب برابر با قیمت کالای م صرفی داخلی و وارداتی ا ست. بنابراین قید هزینه بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری در این بخش به صورت زیر است.

$$P_{NO,t}^{D}\,I_{O,t}^{D}+P_{NO,t}^{F}\,I_{O,t}^{F}=P_t^{I}\,I_{O,t} \quad (۵۸)$$

با حداقل سازی رابطه (۵۸) نسبت به قید (۵۶)، تقا ضا برای کالای سرمایه‌ای داخلی (رابطه ۵۹) و وارداتی (رابطه ۶۰) بخش نفت، استخراج می‌شود و با جایگذاری آن‌ها در رابطه (۵۸)، قیمت سرمایه‌گذاری کل بخش نفت به صورت رابطه (۶۱) به دست می‌آید.

$$I_{O,t}^{D} = \varpi_2 \left(\frac{P_{NO,t}^{D}}{P_t^{I}}\right)^{-\gamma_2} I_{O,t} \qquad (۵۹)$$

$$I_{O,t}^{F} = (1-\varpi_2) \left(\frac{P_{NO,t}^{F}}{P_t^{I}}\right)^{-\gamma_2} I_{O,t} \qquad (۶۰)$$

$$P_t^{I} = \left[\varpi_2 \left(P_{NO,t}^{D}\right)^{1-\gamma_2} + (1-\varpi_2)\left(P_{NO,t}^{F}\right)^{1-\gamma_2}\right]^{\frac{1}{1-\gamma_2}} \qquad (۶۱)$$

همچنین، رابطه انباشت سرمایه در بخش نفت به صورت معادله (۶۲) فرض شده که در آن، δ_2 نرخ استهلاک، $S(\cdot)$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری و ε_t^I نیز تکانه سرمایه‌گذاری است.

$$K_{O,t} = (1-\delta_2)K_{O,t-1} + \left[1 - S\left(\frac{\varepsilon_t^I I_{O,t}}{I_{O,t-1}}\right)\right] I_{O,t} \qquad (۶۲)$$

۳-٤-۲- شرکت‌های پیمانکار خدمات تولید در بخش نفت

تابع تولید شرکت‌های پیمانکاری خدمات تولید به صورت زیر است:

$$y_{S,t} = A_t^{S} \left(X_{S,t}\right)^{\theta_x} \left(K_{O,t-1}\right)^{\theta_k} \left(L_{O,t}\right)^{\theta_l} \qquad (۶۳)$$

$$Ln(A_t^{S}) = \rho_{AS} Ln(A_{t-1}^{S}) + \varepsilon_{A,t}^{S} \qquad \varepsilon_{A,t}^{VA} \sim N(0, \sigma_A^2) \qquad (۶۴)$$

در رابطه فوق، $y_{S,t}$ میزان تولید خدمات شرکت‌های پیمانکاری صنعت نفت، $X_{S,t}$ نهاده‌های واسطه‌ای (مانند قطعات، تجهیزات و مواد مورد نیاز برای استخراج)، $K_{O,t-1}$ سرمایه و $L_{O,t}$ نیروی کار و A_t^S شوک بهره‌وری است. مسئله حداکثرسازی بنگاه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\underset{L_{O,t},K_{O,t},X_{S,t}}{MAX} \; E = SR_t \Omega_{S,t} \left[A_t^{s} \left(X_{S,t}\right)^{\theta_x} \left(K_{O,t-1}\right)^{\theta_k} \left(L_{O,t}\right)^{\theta_l}\right] - \Omega_{XS,t} X_{S,t} - r_t^k K_{O,t-1} - w_t L_{O,t} \qquad (۶۵)$$

شروط مرتبه اول مسئله که نشان‌دهنده تقاضا برای هر عامل تولید است به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{\partial \mathrm{E}}{\partial X_{S,t}} = 0 \quad \Longrightarrow \quad X_{S,t} = \theta_x SR_t \frac{\Omega_{S,t}}{\Omega_{XS,t}} y_{S,t} \qquad (۶۶)$$

$$\frac{\partial \mathrm{E}}{\partial K_{O,t}} = 0 \Longrightarrow \quad K_{O,t-1} = \theta_k SR_t \frac{\Omega_{S,t}}{r_t^k} y_{S,t} \qquad (۶۷)$$

$$\frac{\partial \mathrm{E}}{\partial L_{O,t}} = 0 \quad \Longrightarrow \quad L_{O,t} = \theta_l SR_t \frac{\Omega_{S,t}}{w_t} y_{S,t} \qquad (۶۸)$$

در این‌جا نیز بخشی از نهاده‌های واسطه‌ای مورد نیاز شرکت‌های پیمانکاری خدمات تولید، در داخل تولید شده و بخشی دیگر از طریق واردات تأمین می‌شود. بنابراین از این طریق می‌توان ارتباط بخش نفت را با بخش غیر نفتی با جزئیات بیشتری بررسی کرد. رابطه (۶۹) شاخص تولید نهاده واسطه را به صورت ترکیبی از نهاده‌های واسطه‌ای داخلی $(X_{S,t}^{D})$ و وارداتی $(X_{S,t}^{F})$ نشان می‌دهد. در این‌جا، Γ_X سهم نهاده‌های واسطه‌ای داخلی، φ_2 کشش جانشینی بین نهاده‌های واسطه‌ای

داخلی و وارداتی و $Z_{3,t}$ شوک بهره‌وری مصرف نهاده داخلی است.

$$X_{S,t} = \left[(\Gamma_X)^{\frac{1}{\varphi_2}} \left(Z_{3,t} X_{S,t}^{D}\right)^{\frac{\varphi_2-1}{\varphi_2}} + (1-\Gamma_X)^{\frac{1}{\varphi_2}} \left(X_{S,t}^{F}\right)^{\frac{\varphi_2-1}{\varphi_2}} \right]^{\frac{\varphi_2}{\varphi_2-1}} \quad (۶۹)$$

$$Ln(\mathrm{Z}_{3,\mathrm{t}}) = \rho_{Z_3} Ln(\mathrm{Z}_{3,\mathrm{t}-1}) + \varepsilon_{Z_3,t} \quad (۷۰)$$

اگر $P_{NO,t}^{D}$ قیمت نهاده‌های واسطه‌ای داخلی و $P_{NO,t}^{F}$ قیمت نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی باشد، قید بودجه بنگاه‌های پیمانکاری خدمات تولید، به صورت زیر خواهد بود:

$$P_{NO,t}^{D} X_{S,t}^{D} + P_{NO,t}^{F} X_{S,t}^{F} = P_{XS,t} X_{S,t} \quad (۷۱)$$

در این صورت، می‌توان از حداقل‌سازی هزینه بنگاه‌ها (رابطه ۷۱) نسبت به قید تقاضای سطح مشخصی از نهاده‌های واسطه‌ای (رابطه (۶۹)، تقاضای بهینه نهاده‌های واسطه‌ای داخلی (رابطه ۷۲) و وارداتی (رابطه ۷۳) را به د ست آورد. با جایگذاری این توابع تقا ضا در رابطه (۷۱) شاخص قیمت نهاده‌های واسطه‌ای (رابطه ۷۴) حاصل می‌شود.

$$X_{S,t}^{D} = \Gamma_X \left(\frac{P_{NO,t}^{D}}{P_{XS,t}}\right)^{-\varphi_2} \frac{1}{Z_{3,t}} X_{S,t} \quad (۷۲)$$

$$X_{S,t}^{F} = (1-\Gamma_X) \left(\frac{P_{NO,t}^{F}}{P_{XS,t}}\right)^{-\varphi_2} X_{S,t} \quad (۷۳)$$

$$P_{XS,t} = \left[\Gamma_X \left(\frac{1}{Z_{3,t}}\right) \left(P_{NO,t}^{D}\right)^{1-\varphi_2} + (1-\Gamma_X) \left(P_{NO,t}^{F}\right)^{1-\varphi_2} \right]^{\frac{1}{1-\varphi_2}} \quad (۷۴)$$

۳-٤-۳- شرکت ملی نفت ایران

قسمت دوم بخش نفت، همان شرکت ملی نفت ا ست که با ترکیب خدمات تولیدی بخش اول ($y_{S,t}$) و ذخایر نفت اثبات شده موجود در میادین ($\mathrm{R}_{\mathrm{O,t}}$)، به‌صورت زیر، نفت تولید می‌کند.

$$Y_{O,t} = Z_{O,t} \left(R_{O,t}\right)^{\theta_2} \left(y_{S,t}\right)^{1-\theta_2} \quad (۷۵)$$

$$Ln(\mathrm{Z}_{\mathrm{O,t}}) = \rho_{Z_O} Ln(\mathrm{Z}_{\mathrm{O,t}-1}) + \varepsilon_{Z_O,t} \quad \varepsilon_{Z_1,t} \sim N(0, \sigma_{Z_1}^2) \quad (۷۶)$$

در این‌جا $\mathrm{Y}_{\mathrm{O,t}}$ تولید نفت و $Z_{O,t}$ شوک بهره‌وری تولید نفت است. رابطه‌ای که برای $\mathrm{R}_{\mathrm{O,t}}$ در نظر گرفته شده ا ست به صورت زیر ا ست که در آن $\rho_d R_{O,t-1}$ در صدی از ذخایر نفتی دوره قبل است که به دلیل عدم رعایت موازین تولید صیانتی از بین رفته و $\rho_{Yo} Y_{O,t}$ نیز ذخایر نفتی اضافه شده در دوره جاری ناشی از عملیات اکتشاف را نشان می‌دهد.

$$\mathrm{R}_{\mathrm{O,t}} = \mathrm{R}_{\mathrm{O,t}-1} - \rho_{\mathrm{d}} \mathrm{R}_{\mathrm{O,t}-1} - \mathrm{Y}_{\mathrm{O,t}} + \rho_{\mathrm{Yo}} \mathrm{Y}_{\mathrm{O,t}}$$

$$R_{O,t} = \rho_R R_{O,t-1} - (1-\rho_{Yo})\, Y_{O,t} \quad (۷۷)$$

در رابطه فوق $\rho_d = \rho_R - 1$ است. شرکت ملی نفت به دنبال حداکثرسازی ارزش حال

انتظاری سود خود با توجه به قید تابع تولید نفت (۷۵) و قانون حرکت ذخایر نفت (۷۷) به شکل زیر است:

$$\mathcal{L} = \mathbb{E}_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t \left\{ \left[\left(\Omega_{O,t}^{W} \left(Z_{O,t} \left(R_{O,t} \right)^{\theta_2} \left(y_{s,t} \right)^{1-\theta_2} \right) \right) - \Omega_{S,t}\, y_{S,t} - \Omega_{R,t}\, R_{O,t} \right] + \lambda_{O,t} \left[R_{O,t} - \rho_R R_{O,t-1} + (1-\rho_{Yo}) \left(Z_{O,t} \left(R_{O,t} \right)^{\theta_2} \left(y_{S,t} \right)^{1-\theta_2} \right) \right] \right\} \quad (۷۸)$$

در این جا $\Omega_{O,t}^{W} = \frac{P_{O,t}^{W}}{P_t^{W}}$ و $\Omega_{R,t} = \frac{P_{R,t}}{P_t^{W}}$ و $\Omega_{S,t} = \frac{P_{S,t}}{P_t^{W}}$ به ترتیب قیمت حقیقی نفت جهانی، ذخایر نفتی و خدمات نفتی است. شروط مرتبه اول مسئله حداکثر سازی شرکت نفت به صورت زیر است:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial y_{s,t}} = 0 \implies \Omega_{S,t} = (1-\theta_2) \left[\frac{Y_{O,t}}{y_{s,t}}\, \Omega_{O,t}^{W} - (1-\rho_{Yo}) \frac{Y_{O,t}}{y_{s,t}} \lambda_{O,t} \right] \quad (۷۹)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial R_{O,t}} = 0 \implies \Omega_{R,t} = \theta_2 \left[\frac{Y_{O,t}}{R_{O,t}}\, \Omega_{O,t}^{W} - (1-\rho_{Yo}) \frac{Y_{O,t}}{R_{O,t}} \lambda_{O,t} \right] + \lambda_{O,t} - \beta \rho_R \mathbb{E}_t \lambda_{O,t+1} \quad (۸۰)$$

۳-۵- صندوق توسعه ملی

با توجه به این‌که بخش اصلی منابع تسهیلاتی صندوق توسعه ملی به شرکت‌های شبه‌دولتی فعال در بخش نفت اختصاص یافته است، برای تسهیل در مدل‌سازی از ارایه تسهیلات صندوق به بنگاه‌های فعال در بخش غیر نفتی صرفه نظر خواهد شد و تنها فرض می شود که صندوق به بخش نفت تسهیلات پرداخت می‌کند. همانند مدل صیادی و همکاران (۱۳۹۵)، فرض می‌شود که انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی (NDF_t) در هر دوره از فرآیند زیر تبعیت می‌کند:

$$NDF_t = NDF_{t-1} + \alpha_F \left(P_{O,t}^{W} O_{E,t} \right) + \alpha_{ND} ND_t - F_t \quad (۸۱)$$

که α_F سهم صندوق از درآمدهای صادرات نفت، F_t تسهیلات اعطایی صندوق، α_{ND} درصدی از خالص بدهی بنگاه‌های دریافت‌کننده تسهیلات، به صندوق است که در هر دوره به صندوق بازپرداخت می‌شود. چنان‌چه فرض کنیم ϕ_F درصد از منابع صندوق در هر دوره تسهیلات داده می شود، آن‌گاه $F_t = \phi_F NDF_t$ خواهد بود که با جای‌گذاری آن در رابطه (۸۱) و تقسیم بر شاخص CPI، داریم:

$$ndf_t = ndf_{t-1} + \alpha_F SR_t\, \Omega_{O,t}^{W} O_{E,t} + \alpha_{ND} nd_t - \phi_F ndf_t \quad (۸۲)$$

همچنین خالص حقیقی بدهی‌های بنگاه‌های دریافت کننده تسهیلات به صندوق، از طریق رابطه (۸۳) مدل‌سازی شده که در آن α_{ND} درصدی از بازگشت تسهیلات اعطایی به صندوق در

هر دوره و rd سود تسهیلات اعطایی صندوق است ($f_t = \phi_F ndf_t$).

$$nd_t = nd_{t-1} + (1+rd)f_t - \alpha_{ND} nd_t$$
$$\Longrightarrow \quad nd_t = nd_{t-1} + (1+rd)\phi_F ndf_t - \alpha_{ND} nd_t \qquad (۸۳)$$

۳-۶- بخش دولت و بانک مرکزی

با توجه به عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، دولت و مقام پولی به صورت واحد در نظر گرفته می شود. دولت به دنبال تأمین مالی هزینه‌ها است و برای این منظور، از درآمدهای حاصل از فروش نفت، فروش اوراق مشارکت و دریافت مالیات بهره می‌گیرد. در صورتی که سه منبع درآمدی مذکور برای تأمین هزینه‌های دولت کافی نباشد، با توجه به فرض عدم استقلال بانک مرکزی، دولت می‌تواند بخشی از هزینه‌های خود را از طریق استقراض از بانک مرکزی که به معنای خلق پول است، تأمین مالی کند. از این رو قید بودجه حقیقی دولت به صورت زیر است:

$$G_t + \frac{(1+r^B_{t-1})b_{t-1}}{\pi_t} = t_t + SR_t(1-\alpha_F-\alpha_{NIOC})\,\Omega^W_{O,t}O_{E,t} - b_t + \Delta gd_{t_t} \qquad (۸۴)$$

در این رابطه α_F و α_{NIOC} به ترتیب سهم صندوق توسعه ملی و شرکت ملی نفت ایران از درآمدهای دلاری فروش نفت است که هر ساله در قانون بودجه کشور تعیین می‌شود. همچنین $\mathrm{SR_t} = \mathrm{S_t}\frac{\mathrm{P^W_t}}{\mathrm{P_t}}$ نرخ ارز حقیقی، $O_{E,t}$ حجم صادرات نفت، Δgd_{t_t} درآمد دولت از محل خلق پول و G_t مخارج دولت است. به پیروی از خیابانی و امیری (۱۳۹۴)، مخارج دولت (G_t) تابعی کاپ‌داگلاس از درآمدهای نفتی ($gor_t = \mathrm{SR_t}\,(1-\alpha_F-\alpha_{NIOC})\Omega^W_{O,t}O_{E,t}$)، خالص درآمدهای مالیاتی (t_t) و شوک مخارج دولت ($\varepsilon_{G,t}$) به شکل زیر است.

$$G_t = f(gor_t, t_t) = (gor_t)^{\nu}.(t_t)^{1-\nu}.(e)^{\varepsilon_{G,t}} \qquad (۸۵)$$

$$Ln(\varepsilon_{G,t}) = \rho_G Ln(\varepsilon_{G,t-1}) + v_{G,t} \qquad v_{G,t}\sim N(0,\sigma^2_G) \qquad (۸۶)$$

۳-۶-۱- ترازنامه بانک مرکزی

همانند مطالعه ولی‌بیگی و همکاران (۱۳۹۶)، فرم حقیقی ترازنامه بانک مرکزی به صورت زیر است که m_t پایه پولی بوده (سکه و اسکناس در دست مردم و ذخایر قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی)، gd_t خالص بدهی‌های دولت به بانک مرکزی و $\mathrm{fr_t}$ خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است که از رابطه (۸۸) به دست می‌آید.

$$m_t = gd_t + SR_t fr_t \qquad (۸۷)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi^W_t} + (1-\alpha_F-\alpha_{NIOC})\Omega^W_{O,t}O_{E,t} - IM_t \qquad (۸۸)$$

۳-۶-۲- سیاست پولی

با توجه به درجه پایین اســتقلال بانک مرکزی در ایران، می‌توان دولت را به مثابه مقام پولی در کشـــور قلمداد کرد. برای مدل‌سازی نحوه کنترل نرخ رشد پایه پولی، مطابق با روش کولی و هانســن[1] (۱۹۸۹)، فرض می‌کنیم مقام پولی، پایه پولی را در هر دوره با نرخ μ مدیریت می‌کند. همچنین برای نرخ رشد μ نیز رابطه اتورگرسیو مرتبه اول (رابطه ۹۰) لحاظ شده است.

$$\mu_t = \frac{\mathrm{M_t}}{M_{t-1}} = \frac{\frac{\mathrm{M_t}}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}} \cdot \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}} \pi_t \qquad (۸۹)$$

$$Ln(\mu_t) = \rho_\mu Ln(\mu_{t-1}) + \varepsilon_t^\mu \ , \qquad \varepsilon_t^\mu \sim N(0, \sigma^\mu) \qquad (۹۰)$$

۳-۶-۳- سیاست‌گذاری نرخ ارز

برای تصریح قاعده سیاستی نرخ ارز باید گفت که بانک مرکزی سیاست مدیریت شناور نرخ ارز را با دو هدف، دنبال می‌کند. هدف نخست، حفظ رقابت‌پذیری در اقتصاد است و برای این مهم، شکاف بین تورم داخلی و خارجی را در نظر می‌گیرد، به طوری که با افزایش این شکاف (افزایش تورم داخلی)، بانک مرکزی ارزش ریال را در برابر ارزهای خارجی کاهش می‌دهد. هدف دوم، حفظ ذخایر ارزی کشـــور اســـت. با توجه به این امر و بر اســـاس مطالعه پیریس و ساکس‌گارد[2] (۲۰۱۰)، قاعده سیاست ارزی کشور را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\frac{\Delta S_t}{\Delta S} = \left(\frac{\Delta S_{t-1}}{\Delta S}\right)^{k_0} \left(\frac{\pi_t}{\pi_t^W}\right)^{k_1} \left(\frac{\frac{SR_t * fr_t}{m_t}}{\frac{SR * fr}{m}}\right)^{k_2} \varepsilon_{S,t} \qquad (۹۱)$$

که در این رابطه ΔS_t تغییر در نرخ اســـمی ارز، π_t نرخ تورم داخلی، π_t^W نرخ تورم خارجی ε_t^S شوک نرخ ارز که از یک رابطه اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند.

۳-۷- تسویه بازار کالا

یکی از ویژگی‌های بارز مدل‌های DSGE، تسـویه کامل بازارها اسـت. تسـویه بازار کالا به این مفهوم است که عرضه و تقاضا برای کالاهای داخلی برابر باشد. برای این منظور تولید کل برابر با تولید بخش غیر نفتی به علاوه تولید نفتی در نظر گرفته می‌شود.

$$Y_t = Y_{o,t} + Y_{No,t} \qquad (۹۲)$$

$$Y_{O,t} = O_{E,t} + C_{O,t} + X_{O,t} \qquad (۹۳)$$

---

[1]. Cooley and Hansen
[2]. Peiris and Saxegaard

$$Y_{No,t} = C_{NO,t} + I_t + G_t + X^D_{s,t} - IM_t \quad (۹۴)$$

$$IM_t = C^F_{NO,t} + X^F_{s,t} + I^F_t \quad (۹۵)$$

$$I_t = I_{O,t} + I_{NO,t} \quad (۹۶)$$

$$I^F_t = I^F_{O,t} + I^F_{NO,t} \quad (۹۷)$$

$$L_t = L_{O,t} + L_{NO,t} \quad (۹۸)$$

٤- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

در مطالعه حاضر ابتدا معادلات مدل، لگاریتم خطی شده و برای برآورد مدل از روش مقداردهی به پارامترها و رویکرد بیزی استفاده شده است. برای این منظور از داده‌های سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۶ که از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، آمارنامه سالیانه اوپک و صندوق توسعه ملی اخذ شده و روند زدایی به روش فیلتر هدریک پرسکات[1] روی آن‌ها صورت گرفته، استفاده شده است. بسیاری از پارامترها و نسبت‌های مورد استفاده در مدل، نیاز به برآورد نداشته و از داده‌های اقتصاد ایران استخراج شده که در جدول (۱) آمده است. در این جدول، پارامترهای ζ (از مطالعه خیابانی و امیری، ۱۳۹۳)، $\bar{r}^B$ (از مطالعه پرمه و همکاران، ۱۳۹۵) و ϖ_1 (از مطالعه دمیری و همکاران، ۱۳۹۶) نیز کالیبره شده‌اند.

جدول ۱: نسبت‌ها و پارامترهای کالیبره شده

متغیر	مقدار	متغیر	مقدار	متغیر	مقدار	متغیر	مقدار
ζ	۱/۱	$\bar{r}^k$	۰/۰۸۶	Υ_1	۰/۹۶۳۶	ζ_R	۰/۵۹۴۰۴۶۴
ϖ_1	۰/۴۰۶۰۸۱	Υ_2	۰/۹۰۹۶۸۵	Γ_Y	۰/۹۲۸	α_F	۰/۳
$\bar{r}^B$	۰/۲	ϖ_2	۰/۷۸۱۳۸۸	β_F	۰/۳۸	α_{ND}	۰/۲
ϕ_F	۰/۱۵	φ_F	۱/۲۰۲۸۵۶	Γ_X	۰/۵۱	φ_{ndf}	۲/۵۰۴۳۱
β_{NIOC}	۰/۴۲۲۹۸	φ_{YR}	۰/۰۰۰۳۴	φ_S	۲/۵	ψ_{ndf}	۰/۵۴۳۱۵۴
ψ_S	۰/۷۸	φ_R	۰/۰۲۳۲۴۷۴	ψ_R	۰/۰۰۷۳۳۲۴	rd	۰/۰۶
α_{NIOC}	۰/۱۴۵	φ_{fr}	۰/۱۰۲۷۷۹	φ_{IM}	۱/۵۷۲۸۳۰	φ_m	۰/۳۹۳۲۰۶
ψ_m	۰/۵۹۹۰۶۸	φ_Y	۰/۳۲۰۷۴۸	ψ_Y	۰/۶۷۹۲۵۲	φ_{YO}	۰/۶۶۵۹۷۱
ψ_{YO}	۰/۲۰۰۴۱۶	ζ_{YO}	۰/۱۳۳۶۱۲	φ_{YNO}	۰/۵۱۷۳۲۰	ψ_{YNO}	۰/۳۲۶۰۳۱

[1]. Hodrick-Prescott

متغیر	مقدار	متغیر	مقدار	متغیر	مقدار	متغیر	مقدار
ζ_{YNO}	۰/۲۹۲۴۱۵	ψ_{XSD}	۰/۱۶۸۱۳۱	ψ_{IMNO}	۰/۳۰۳۸۹۷	ψ_{IO}	۰/۰۳۴۰۶۱
ψ_{INO}	۰/۹۶۵۹۳۹	ζ_{CNOF}	۰/۱۴۷۷۳۸	chico1	۲/۳	chico2	۱/۵
ζ_{IOF}	۰/۰۱۲۹۵۳	ζ_{INOF}	۰/۹۸۷۰۴۶	ζ_{XSF}	۰/۳۱۳۳۸۱	ζ_{IF}	۰/۶۳۷۱۶۸
φ_{LO}	۰/۰۹۵۶۴۳	φ_{LNO}	۰/۹۰۳۵۵۷				

منبع: یافته‌های پژوهش

برای برآورد پارامترها به روش بیزی نیز از داده‌های تولید ناخالص داخلی نفتی، مصرف نفت در بخش خانوار و بخش تولید، سرمایه‌گذاری، اشتغال، مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی، حجم پول، رشد نرخ ارز اسمی بازار غیر رسمی، قیمت نفت و CPI آمریکا، استفاده شده است. در این رویکرد به وسیله الگوریتم متروپولیس- هستینگز[1] (با دو نمونه موازی و حجم نمونه ۱/۸ میلیونی)، پارامترها با نرم‌افزار داینر در محیط متلب برآورد شده‌اند. لازم به ذکر است که برای برآورد پارامترها به روش بیزی ابتدا بر اساس ویژگی‌های پارامترها، میانگین و توزیع پیشین پارامترها تعیین می‌شود و سپس مد پسین و فاصله اطمینان ۹۰ درصدی پارامترها با استفاده از ترکیب توزیع تابع راستنمایی و احتمال پیشین، بر اساس اطلاعات موجود در داده‌های واقعی و قضیه بیزی به دست می‌آید که در جدول (۲) نتایج این برآوردها آمده است.

جدول ۲: مقادیر پیشین و برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	میانگین پسین	انحراف معیار پسین
عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف (η_c)	گاما	۱/۵۷	۱/۶۰۴۲	۰/۰۲۹۳
نرخ تنزیل زمانی (β)	بتا	۰/۹۶۵	۰/۹۶۱۹	۰/۰۶۳۷
نرخ استهلاک بخش غیر نفتی (δ_1)	بتا	۰/۰۴۵	۰/۰۸۲۸	۰/۰۲۴۴
کشش جانشینی مصرف کالای نفتی و غیر نفتی (χ_1)	گاما	۰/۵	۰/۴۹۸۶	۰/۰۱۰۰
کشش جانشینی مصرف کالای غیر نفتی داخلی و وارداتی (χ_2)	گاما	۱/۵۶	۱/۵۵۷۴	۰/۰۴۸۳
کشش جانشینی کالای سرمایه‌ای غیر نفتی داخلی و وارداتی (γ_1)	گاما	۱/۵	۱/۴۹۹۲	۰/۰۱۹۷
عکس کشش عرضه کار (η_l)	گاما	۲/۲۱	۲/۲۱۵۶	۰/۰۲۰۱
عکس کشش تقاضای مانده حقیقی پول (η_m)	گاما	۲/۳۹	۲/۳۸۹۳	۰/۰۲۰۳
کشش جانشینی نیروی کار و سرمایه در تابع تولید نهاده ترکیبی (θ_1)	بتا	۰/۵۸	۰/۶۳۴۸	۰/۰۴۲۵
کشش جانشینی نهاده ترکیبی و نهاده نفت (φ_1)	بتا	۰/۳۵	۰/۲۷۶۴	۰/۰۱۷۶
درجه شاخص‌بندی قیمت داخلی (τ)	بتا	۰/۷۱۵	۰/۷۱۸۷	۰/۰۲۱۳
درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت نیستند (ς)	بتا	۰/۶۵۷	۰/۶۳۱۸	۰/۰۲۰۰

[1]. Metropolis–Hastings Algorithm

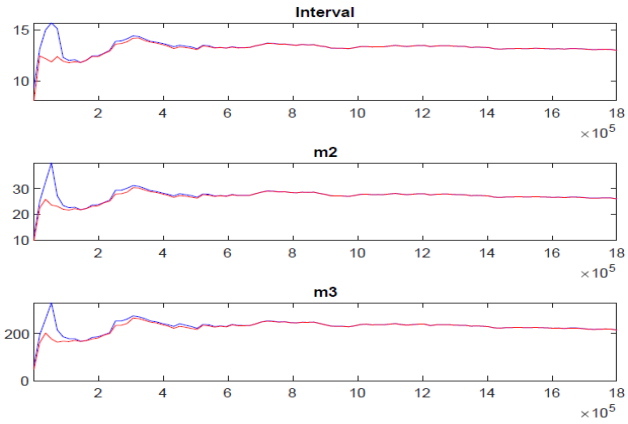
پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	میانگین پسین	انحراف معیار پسین
درجه شاخص‌بندی قیمت کالای وارداتی (τ_{IM})	بتا	۰/۵۰۰۸	۰/۵۰۰۶	۰/۰۱۹۳
درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت کالای وارداتی نیستند (ς_{IM})	بتا	۰/۱۹۸۶	۰/۱۹۹۷	۰/۰۲۰۹
کشش جانشینی کالای سرمایه‌ای نفتی داخلی و وارداتی (γ_2)	گاما	۰/۶۴	۰/۶۳۹۷	۰/۰۲۰۱
نرخ استهلاک بخش نفتی (δ_2)	بتا	۰/۰۷۹	۰/۰۸۱۲	۰/۰۲۰۴
سهم نهاده واسطه‌ای در تابع تولید بنگاه‌های تولیدکننده خدمات تولید نفت (θ_x)	بتا	۰/۴۸	۰/۴۹۳۷	۰/۰۴۹۳
سهم سرمایه در تابع تولید بنگاه‌های تولیدکننده خدمات تولید نفت (θ_k)	بتا	۰/۳	۰/۳۰۳۵	۰/۰۵۰۹
سهم نیروی کار در تابع تولید بنگاه‌های تولیدکننده خدمات تولید نفت (θ_l)	بتا	۰/۲۲	۰/۲۲۰۲	۰/۰۴۸۰
کشش جانشینی نهاده واسطه‌ای داخلی و وارداتی (φ_2)	گاما	۰/۶	۰/۶۰۱۴	۰/۰۲۰۱
سهم ذخایر در تابع تولید نفت (θ_2)	گاما	۰/۳	۰/۲۹۷۲	۰/۰۴۸۳
درصد جایگزین شدن ذخایر نسبت به تولید (ρ_{Yo})	گاما	۰/۹۸	۰/۹۷۸۸	۰/۰۵۰۶
یک منهای درصدی از ذخایر که به دلیل عدم رعایت موازین تولید صیانتی از بین می‌رود (ρ_R)	بتا	۰/۹۵	۰/۹۴۹۷	۰/۰۲۰۷
کشش درآمدهای نفتی (ν)	بتا	۰/۷۴	۰/۷۱۱۰	۰/۰۲۱۳
ضریب درآمد در معادله مالیات (ρ_t)	بتا	۰/۵۹	۰/۵۹۲۳	۰/۰۵۱۱
ضریب خودرگرسیون در معادله رشد نقدینگی (ρ_μ)	بتا	۰/۵۳۱	۰/۴۲۴۹	۰/۰۱۲۶
ضریب اهمیت خودرگرسیون نرخ ارز در تابع سیاست ارزی (k_0)	نرمال	۰/۸۷۹۲	۰/۸۸۳۶	۰/۰۳۹۸
ضریب اهمیت تورم در تابع سیاست ارزی (k_1)	نرمال	−۱/۸۰۲۸	−۱/۸۰۰۰	۰/۰۵۰۳
ضریب اهمیت ذخایر خارجی در تابع سیاست ارزی (k_2)	نرمال	−۱/۷۱۶۱	−۱/۶۴۳۶	۰/۰۵۰۳
ضریب خودرگرسیون تکانه عرضه نیروی کار (ρ_ξ)	بتا	۰/۷۴۱۶	۰/۶۷۵۸	۰/۰۵۳۸
ضریب خودرگرسیون تکانه کارایی مصرف نفت در بخش خانوار (ρ_{Z_1})	بتا	۰/۸	۰/۷۹۵۲	۰/۰۲۱۳
ضریب خودرگرسیون تکانه کارایی مصرف نفت در بخش تولید (ρ_{Z_2})	بتا	۰/۸	۰/۷۹۳۹	۰/۰۱۹۳
ضریب خودرگرسیون تکانه تکنولوژی نفت ρ_{Z_O}	بتا	۰/۷	۰/۶۹۶۷	۰/۰۴۶۹
ضریب خودرگرسیون تکانه سرمایه‌گذاری در بخش غیر نفتی (ρ_{NO}^I)	بتا	۰/۸	۰/۷۸۷۵	۰/۰۲۰۷
ضریب خودرگرسیون تکانه بهره‌وری نهاده واسطه‌ای داخلی (ρ_{Z_3})	بتا	۰/۸	۰/۷۹۶۹	۰/۰۲۱۵
ضریب خودرگرسیون تکانه مخارج دولت (ρ_G)	بتا	۰/۸	۰/۷۴۴۴	۰/۰۵۴۲
ضریب خودرگرسیون تکانه نرخ ارز (ρ_S)	بتا	۰/۸	۰/۸۲۵۷	۰/۰۴۰۹
ضریب خودرگرسیون تکانه قیمت نفت ($\rho_{\Omega_{OW}}$)	بتا	۰/۸	۰/۶۴۵۰	۰/۰۵۴۲
ضریب خودرگرسیون تکانه تورم جهانی ($\rho_\pi w$)	بتا	۰/۹۵	۰/۹۴۹۶	۰/۰۰۵۰
انحراف معیار تکانه عرضه نیروی کار (σ_ξ)	گامای معکوس	۰/۱	۰/۳۹۰۴	۰/۰۴۴۵
انحراف معیار تکانه کارایی مصرف نفت در بخش خانوار (σ_{Z_1})	گامای معکوس	۰/۱	۰/۲۲۲۵	۰/۰۲۴۲
انحراف معیار تکانه کارایی مصرف نفت در بخش تولید (σ_{Z_2})	گامای معکوس	۰/۱	۰/۱۰۴۲	۰/۰۱۳۵
انحراف معیار تکانه تکنولوژی نفت (σ_{Z_O})	گامای معکوس	۰/۱	۰/۱۷۴۶	۰/۰۱۹۴
انحراف معیار تکانه بهره‌وری نهاده واسطه‌ای داخلی (σ_{Z_3})	گامای معکوس	۰/۱	مقدار انتخابی متناسب با اقتصاد ایران	
انحراف معیار تکانه سرمایه‌گذاری در بخش غیر نفتی (σ_{NO}^I)	گامای معکوس	۰/۱	۱/۲۱۳	۰/۲۳۶۳
انحراف معیار تکانه نرخ ارز (σ_S)	گامای معکوس	۰/۱	۰/۶۰۳۶	۰/۰۷۲۲

پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	میانگین پسین	انحراف معیار پسین
انحراف معیار تکانه مخارج دولت (σ_G)	گامای معکوس	۰/۱	۰/۲۲۸۱	۰/۰۲۵۵
انحراف معیار تکانه رشد نقدینگی (σ_{mu})	گامای معکوس	۰/۱	۰/۲۶۰۹	۰/۰۲۹۱
انحراف معیار تکانه مالیات (σ_t)	گامای معکوس	۰/۱	۰/۱۸۰۵	۰/۰۱۸۹
انحراف معیار تکانه قیمت نفت (σ_{OW})	گامای معکوس	۰/۱	۰/۲۹۶۷	۰/۰۳۱۷
انحراف معیار تکانه تورم جهانی ($\sigma_{\pi W}$)	گامای معکوس	۰/۱	۰/۰۱۶۰	۰/۰۰۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون تشخیصی بروکز و گلمن[1] نیز صحت تخمین پارامترها و قابل اتکا بودن آن‌ها را تأیید می‌کند. در توضیح این آزمون باید گفت که داینر چندین بار الگوریتم مترو پولیس- هستیگز را اجرا می‌کند و اگر نتایج این زنجیره‌ها منطقی باشد، باید رفتار این زنجیره‌ها شبیه به هم بوده یا به سمت یکدیگر همگرا شوند. بر اساس این آزمون، اگر واریانس درون نمونه‌ای و بین‌نمونه‌ای تمام پارامترها به هم نزدیک شده در نهایت به مقدار ثابتی همگرا شود، می‌توان گفت نتایج برآورد رویکرد بیزی با استفاده از روش MCMC از صحت مناسبی برخوردار هستند. همان‌گونه که در نمودار (۱) آمده است، زنجیره‌ها همگرا شده و به مقدار ثابتی میل کرده‌اند که نشان از صحت برآورد پارامترها دارد.

نمودار ۱: آزمون تشخیصی بروکز و گلمن برای کلیه پارامترها



منبع: داده‌های بانک مرکزی

نمودار (۲) اثرات تکانه ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی ساخت داخل بر متغیرهای کلان

[1]. Brooks and Gelman

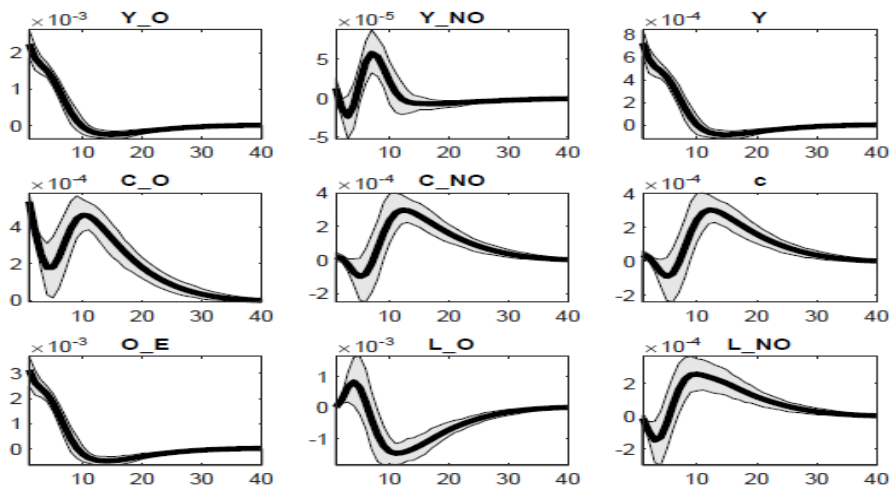
اقتصـاد ایران را نشـان می‌دهد. بر اسـاس این نمودار، تکانه ارتقای بهره‌وری، میزان تولید نفت را افزایش می‌دهد و به دنبال آن، صادرات نفت نیز واکنش مثبت به این تکانه نشان می‌دهد. از سوی دیگر تولید ناخالص داخلی غیر نفتی نیز در واکنش به این تکانه ابتدا کاهش ناچیزی داشـته و بلافاصـله افزایش خواهد یافت که این موضـوع به افزایش تولید ناخالص داخلی کل می‌انجامد. در توجیه این واکنش می‌توان گفت که در ابتدا به دنبال ورود ارز به کشور و تقویت ارزش پول ملی، صادرات غیر نفتی کاهش می‌یابد و واردات نیز تا حدی جایگزین تولید داخلی می‌شود که این امر در کاهش اندک تولید مؤثر خواهد بود. با این حال، در ادامه به دنبال ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی و افزایش تولید نفت، از یک طرف تقاضـا برای کالاهای واسـطه‌ای داخلی که در بخش غیر نفتی تولید می‌شـود، افزایش می‌یابد و از سـوی دیگر، افزایش صـادرات نفت و ورود درآمدهای ارزی موجب تحریک تقاضـا برای کالاهای داخلی می‌شـود. مجموعه این عوامل تولید ناخالص داخلی غیر نفتی را افزایش داده است.

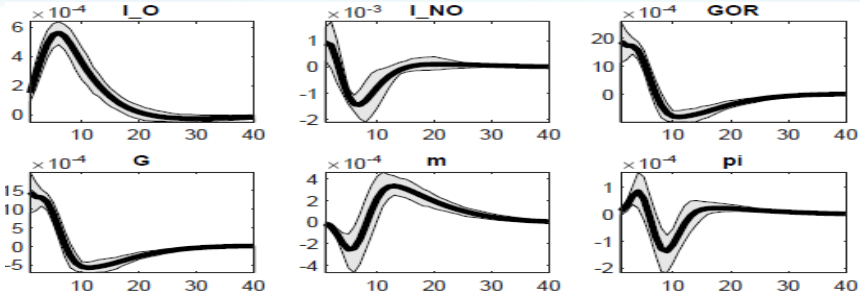
تغییر تقاضـا برای کالاهای غیر نفتی داخلی، اشـتغال در این بخش را تغییر می‌دهد. در ابتدا که تولیدات غیر نفتی کاهش می‌یابد، اشتغال در این بخش نیز کم شده و در مقابل اشتغال نفتی در پاسخ به افزایش تولید نفت، افزایش می‌یابد. با این حال، بعد از گذشت مدت‌زمان کوتاه که تولید غیر نفتی به دلیل تحریک تقاضـا ناشـی از ورود درآمدهای نفتی و همچنین افزایش تقاضـا برای تجهیزات نفتی ناشی از ارتقای بهره‌وری آن‌ها، زیاد می‌شود، اشتغال غیر نفتی نیز افزایش می‌یابد. با توجه به واکنش‌های اشتغال در بخش نفتی و غیر نفتی، نتایج نشان می‌دهد که اشتغال کل در نتیجه تکانه مذکور ابتدا اندکی کاهش داشته و سپس افزایش می‌یابد. این تکانه سرمایه‌گذاری کل را نیز افزایش می‌دهد. در این ارتباط باید گفت که از یک طرف با افزایش تولید و صـادرات نفت، منابع سرمایه‌گذاری در صنعت نفت رشد می‌کند و زمینه برای سرمایه‌گذاری بیشتر در این بخش فراهم می‌شـود. در بخش غیر نفتی نیز به دلیل افزایش تقاضـا و امید به کسـب سـود بیشـتر توسـط تولیدکنندگان، انتظار می‌رود که سرمایه‌گذاری روند مثبت به خود گیرد.

پویایی‌های مصرف کالاهای نفتی و غیر نفتی نسبت به تکانه ارتقای بهره‌وری، مشابه تغییر در تولید کالاهای نفتی و غیر نفتی اسـت. در واقع هم‌زمان با افزایش تولید کالاهای نفتی این انتظار وجود دارد که دسـترسـی و تقاضـا برای این کالاها نیز افزایش یابد که نمودار (۲) این موضـوع را تأیید می‌کند. در زمینه مصـرف غیر نفتی نیز ابتدا این نوع از مصـرف اندکی کاهش یافته، اما

بلافاصله روند مثبت به خود گرفته است که دلایل مختلفی می‌تواند در این زمینه دخیل باشد. برای مثال، افزایش درآمدهای نفتی می‌تواند واردات کالاهای مصرفی را افزایش دهد و از این طریق، امکان مصرف بیشتر فراهم می شود. ضمن اینکه افزایش تقاضا برای عوامل تولید منجر به افزایش دریافتی عوامل تولید نظیر دستمزد و نرخ بهره می‌شود. این امر درآمد خانوارها را که ناشی از اجاره سرمایه و دستمزد نیروی کار است، افزایش داده و در نتیجه میزان مصرف کالاها و خدمات در اقتصاد افزایش می‌یابد. عامل دیگری که می‌تواند در افزایش مصرف مؤثر باشد، کاهش تورم کالاها است. توضیح اینکه با افزایش درآمدهای نفتی، دولت با حمایت‌ها و پرداخت یارانه بیشتر به واردات کالاهای واسطه‌ای، زمینه افزایش تولید کالاهای نهایی و در نتیجه کاهش تورم و به دنبال آن افزایش مصرف را فراهم می‌کند. این موضوع در نمودار (۲) قابل مشاهده است، زیرا در ابتدا تورم افزایش یافته اما در ادامه روند نزولی پیدا کرده است.

از آن‌جا که تکانه ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی داخلی موجب افزایش صادرات نفت شده، میزان درآمدهای نفتی دولت نیز افزایش می‌یابد و از این طریق، زمینه برای افزایش مخارج دولت فراهم می‌شود. این تکانه، حجم پول را در ابتدا اندکی کاهش داده، اما بلافاصله به دلیل ورود منابع ارزی ناشی از صادرات نفت، حجم پول به شدت افزایش می‌یابد. همچنین تورم در مراحل ابتدایی به دلایلی همچون تحریک تقاضا، افزایش یافته اما پس از آن کاهش داشته که دلایل مختلفی همچون افزایش واردات کالاهای مصرفی و واسطه‌ای مورد نیاز بخش تولید که زمینه کاهش در هزینه‌های تولید را فراهم می‌کند، می‌تواند در بروز چنین واکنشی مؤثر بوده باشد.





نمودار ۲: توابع واکنش آنی تکانه بهره‌وری نهاده‌های واسطه‌ای داخلی

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۳)، اثر تکانه منفی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی قابل مشاهده است. بر اساس نتایج، این تکانه موجب افزایش تولید نفت ایران خواهد شد. شاید یکی از دلایل این امر، کاهش درآمدهای نفتی و تلاش برای دستیابی کافی به درآمدهای ارزی مورد نیاز بودجه (به دنبال کاهش قیمت نفت) باشد. در واقع به دلیل آنکه بخش اصلی درآمدهای ارزی و همچنین درآمدهای بودجه از طریق صادرات نفت تأمین می‌شود، به دنبال کاهش قیمت نفت، و به تبع آن کاهش درآمدهای ارزی، دولت سعی می‌کند که از طریق افزایش تولید و صادرات نفت، درآمدهای کاهش یافته ناشی از افت قیمت نفت را جبران کند. تکانه منفی قیمت نفت، در ابتدا تولید ناخالص داخلی غیر نفتی را افزایش دهد که یکی از دلایل آن می‌تواند کاهش ارزش پول ملی و به دنبال آن افزایش صادرات باشد، زیرا با کاهش درآمدهای نفتی و کاهش ورود ارز به کشور، نرخ ارز افزایش یافته و کالاهای صادراتی برای کشورهای خارجی ارزان‌تر می‌شود، بنابراین تقاضا برای صادرات افزایش یافته است. مطالعه ماراول[1] (۲۰۱۳) و فورنی و همکاران[2] (۲۰۱۵) نیز تأیید می‌کند که با تکانه نفتی منفی، صادرات غیر نفتی کشورهای صادرکننده نفت افزایش می‌یابد. البته افزایش اقبال به کالاهای ساخت داخل و در نتیجه انباشت عوامل تولید در سمت عرضه نیز از دیگر دلایل افزایش تولیدات غیر نفتی داخلی است. با این حال، در ادامه تولیدات غیر نفتی کاهش می‌یابد. این موضوع می‌تواند دلایل مختلفی داشته باشد که از جمله آن‌ها می‌توان به کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای مورد نیاز تولید به دلیل افت درآمدهای ارزی کشور اشاره کرد. با توجه به اثرات مثبت تکانه منفی قیمت نفت بر تولید ناخالص غیر نفتی و نفتی، در

[1]. Maravalle
[2]. Forni et al.

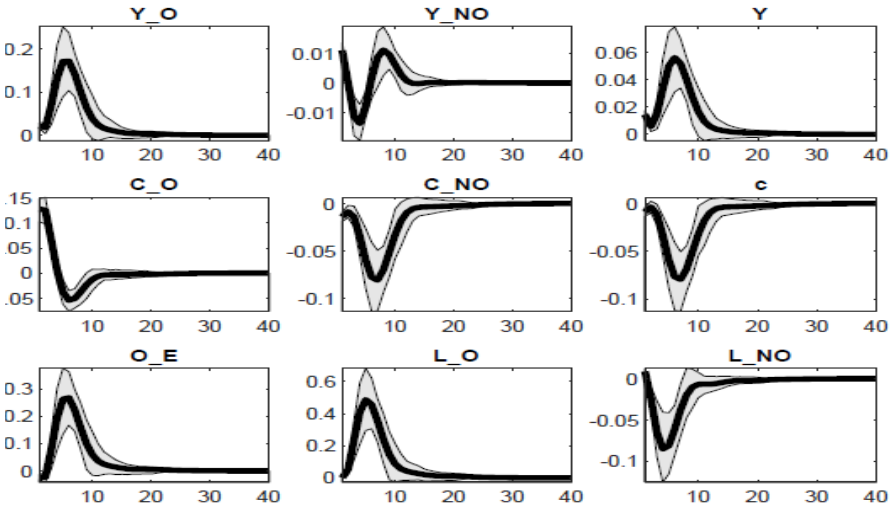
مجموع می‌توان گفت که اثر تکانه قیمت نفت، موجب افزایش تولید ناخالص داخلی کل شده است.

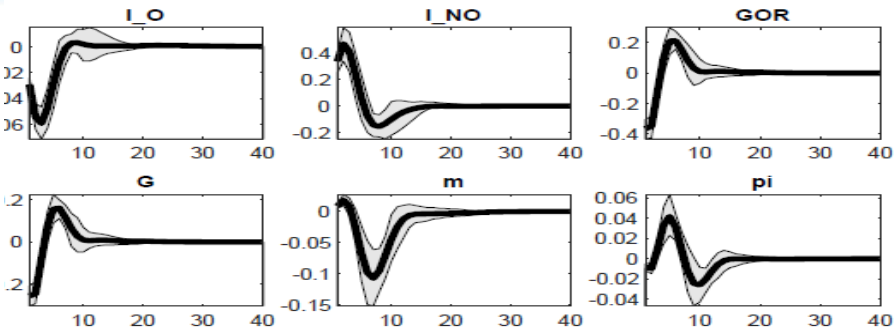
همچنین با وقوع یک تکانه منفی قیمت نفت، مصرف کالای غیر نفتی با اندکی تأخیر کاهش یافته است. در توجیه این وضعیت باید گفت با کاهش درآمدهای نفتی ناشی از کاهش قیمت نفت، میزان واردات کالاهای مصرفی و واسطه‌ای کاهش می‌یابد. در نتیجه آن از یک طرف، میزان مصرف کالاهای وارداتی کاهش یافته و از طرف دیگر به دلیل کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای هزینه‌های تمام شده کالاهای تولیدی در داخل کشور نیز افزایش می‌یابد. این موضوع منجر به افزایش قیمت کالاهای مصرفی خانوارها شده و قدرت خرید خانوارها و میزان مصرف آن‌ها را کاهش می‌دهد. ضمن اینکه کاهش درآمد نفتی، منجر به کاهش حجم نقدینگی در جامعه شده و این امر در کاهش تقاضای خانوار و میزان مصرف کالاها اثرگذار خواهد بود. در مقابل، به دلیل اینکه تولیدات نفتی کشور افزایش داشته، مصرف کالاهای نفتی نیز رشد کرده است. با توجه به نحوه اثرگذاری تکانه قیمت نفت بر مصرف نفتی و غیر نفتی، نتایج حاکی از آن است که مصرف کل نیز کاهش می‌یابد.

در این بین، واکنش اشتغال کل به تکانه قیمت نفت، منفی بوده و موجب شده که تا سه دوره اشتغال کاهش یابد و سپس اثر آن به‌آرامی تخلیه می‌شود. اگر اشتغال را به تفکیک بخش نفت و غیر نفت بررسی کنیم خواهیم دید که تکانه منفی قیمت نفت، اشتغال نفتی را افزایش داده است که مهم‌ترین دلیل آن می‌تواند الزام به تولید بیشتر نفت برای جبران کسری بودجه نفت باشد. با این حال، در بخش غیر نفتی، اشتغال کاهش یافته است. تکانه منفی قیمت نفت، سرمایه‌گذاری در بخش نفتی را نیز کاهش داده است، زیرا با افت قیمت نفت، به دلیل پایین آمدن منابع داخلی شرکت ملی نفت و صندوق تو سعه ملی (به عنوان دو عامل تقویت‌کننده سرمایه‌گذاری در بخش نفت) سرمایه‌گذاری در بخش نفت کاهش می‌یابد. با این حال، سرمایه‌گذاری در بخش غیر نفتی افزایش یافته است. در توضیح این پدیده می‌توان گفت که به دلیل کاهش درآمدهای ارزی و افت ارزش پول ملی، ضمن افزایش صادرات، جایگزینی کالاهای داخلی با واردات آن‌ها نیز صورت گرفته و به دنبال آن، تقاضای کالاهای داخلی افزایش می‌یابد. این موضوع موجب می‌شود که انگیزه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در بخش غیر نفتی افزایش یابد. ضمن اینکه کاهش تورم جهانی و به‌تبع آن قیمت کالاهای سرمایه‌ای نیز می‌تواند به عنوان یکی از دلایل

افزایش سرمایه‌گذاری‌ها در بخش غیر نفتی مطرح شود.

صادرات نفت که متأثر از تولید نفت در کشور است، در واکنش به تکانه منفی قیمت نفت و به تبع آن کاهش درآمدهای ارزی، افزایش می‌یابد. در این بین، مشاهده می‌شود که به‌رغم افزایش صادرات نفت، درآمدهای نفتی دولت کاهش یافته است و این امر حاکی از آن است که افزایش مقداری صادرات نفت نتوانسته کاهش درآمدهای نفتی ناشی از کاهش قیمت نفت را جبران کند. همچنین با کاهش درآمدهای نفتی دولت، مخارج دولت نیز کاهش یافته است که این موضوع با توجه به سهم بالای درآمدهای نفتی در کل درآمدهای دولت دور از انتظار نیست. تکانه منفی قیمت نفت با کاهش درآمدهای ارزی، ذخایر ارزی بانک مرکزی را نیز کاهش می‌دهد که پیامد آن کاهش حجم پول بوده است. این امر اگرچه در جهت کاهش تورم خواهد بود اما به دلیل اینکه بخش زیادی از کالاهای مورد نیاز مصرفی و واسطه‌ای کشور از طریق واردات تأمین می‌شود و با کاهش درآمدهای ارزی کشور امکان واردات این کالاها به اندازه کافی وجود ندارد، تورم با تکانه کاهش قیمت نفت به بالاتر از سطح تعادلی‌اش حرکت کرده و افزایش یافته است. ضمن اینکه افزایش هزینه‌های تولید به دلیل کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای مورد نیاز بخش تولید نیز در افزایش تورم مؤثر است.





نمودار ۳: توابع واکنش آنی تکانه قیمت نفت

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده، در مقام مقایسه نتایج حاصله با نتایج سایر مطالعات باید گفت که به دلیل عدم انجام مطالعه داخلی در زمینه تأثیر تکانه‌های بهره‌وری تجهیزات ساخت داخل بر متغیرهای اقتصادی، امکان مقایسه وجود ندارد. با این حال در ارتباط با نتایج تکانه قیمت نفت باید گفت که از برخی جهات، نتایج مطالعات انجام شده در داخل و خارج، در مطالعه حاضر تأیید شده است، زیرا در بسیاری از مطالعات خارجی (الادونی (۲۰۲۰)، برقولت و همکاران (۲۰۱۹)، بالک و برون (۲۰۱۸)، فورنی و همکاران (۲۰۱۵))، رابطه بین تکانه قیمت نفت و متغیرهای مصرف، سرمایه‌گذاری، مثبت بوده و در مقابل با تولید ناخالص داخلی رابطه منفی داشته که در مطالعه حاضر نیز این‌گونه بوده است. همچنین در بسیاری از مطالعات داخلی (محمدی و همکاران (۱۳۹۸)، مولایی و علی (۱۳۹۸)، فرجی و افشاری (۱۳۹۴))، تکانه قیمت نفت، مصرف کل، نقدینگی، بیکاری و سرمایه‌گذاری کل را افزایش داده است. بنابراین در اینجا نیز بررسی‌ها و مقایسه نتایج، حاکی از آن است که مطالعه حاضر، نتایج مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج را تأیید می‌کند.

البته باید این نکته را یادآور شد که برخی از یافته‌های حاصله با نتایج مطالعات انجام شده داخلی متفاوت بوده که از جمله آن‌ها می‌توان به اثر معکوس تکانه قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی کل و همچنین تولید و صادرات نفت اشاره کرد. در واقع در برخی از مطالعات با وقوع تکانه منفی قیمت نفت، تولید کل، تولید و صادرات نفت و همچنین اشتغال در این بخش کاهش یافته، اما در این مطالعه دیده شد که تکانه منفی قیمت، متغیرهای فوق را افزایش خواهد داد. این موضوع یکی از یافته‌های این مطالعه است که با حقایق اقتصاد ایران مطابقت دارد، اما با نتایج

مطالعات انجام شده داخلی متفاوت است.

شاید بتوان گفت که دلیل این تفاوت به نوع مدل سازی بخش نفت باز می‌گردد که به دلیل مدل‌سازی پیچیده‌تر این بخش در مطالعه حاضر و طراحی کانال‌های مختلف اثرگذاری بخش نفت بر کلان اقتصاد، اثرات تکانه‌های نفتی بر تولید کل و همچنین تولید و صادرات نفت، متمایز از مطالعات داخلی بوده است. در واقع، به دلیل آنکه بخش اصلی درآمدهای ارزی و همچنین درآمدهای بودجه از طریق صادرات نفت تأمین می‌شود، به دنبال کاهش قیمت نفت، و به تبع آن کاهش درآمدهای ارزی، دولت سعی می‌کند از طریق افزایش تولید و صادرات نفت، درآمدهای کاهش یافته ناشی از افت قیمت نفت را جبران کند که این موضوع در مطالعه حاضر تأیید شد که به‌نوعی یافته جدیدی محسوب می‌شود و متفاوت از یافته‌های مطالعات انجام شده داخلی است.

۵- جمع‌بندی و ارائه راهکار

اثرگذاری بخش نفت بر اقتصاد ایران از کانال‌های مختلفی قابل توضیح است. از یک سو، بخش نفت سهم زیادی در تأمین درآمدهای ارزی، بودجه دولت و تولید ناخالص داخلی کشور دارد و از این رو، تکانه‌های وارد بر تولید و قیمت نفت می‌تواند بسیاری از این متغیرها را تحت تأثیر قرار دهد. از سوی دیگر، پیوندهای گسترده صنعت نفت با دیگر صنایع موجب شده که رشد و توسعه این صنعت به توسعه صنایع پایین‌دست منجر شود و آغازگر خلق ارزش گسترده در این صنایع باشد. یکی از صنایع بسیار مهم پایین‌دست صنعت نفت، صنعت ساخت تجهیزات و قطعات است که ضمن استفاده در داخل کشور و قطع وابستگی به خارج، می‌تواند زمینه ارزآوری از طریق صادرات این تجهیزات را فراهم سازد. در این ارتباط، بسیاری از کشورهای پیشرفته نفتی، در کنار بخش بالادست صنعت نفت که عمدتاً در حوزه اکتشاف، توسعه میادین و تولید فعالیت می‌کنند، صنایعی را نیز برای ساخت تجهیزات مورد نیاز بخش بالادست شکل داده‌اند. این موضوع در ایران نیز صادق بوده و بالغ بر ۱۳۰۰ شرکت در حوزه تولید کالاها و تجهیزات (شامل ۱۵۰ شرکت دانش‌بنیان و ۵۰ شرکت در کلاس جهانی) فعال هستند که طراحی و ساخت بیش از ۱۴۰۰ قلم کالای استراتژیک مورد نیاز صنعت نفت را انجام می‌دهند. به رغم وجود این ظرفیت، بسیاری از شرکت‌های نفتی معتقدند که بهره‌وری و کیفیت کالاها و تجهیزات داخلی نسبت به نمونه‌های خارجی پایین‌تر است و تمایل به استفاده از کالاهای وارداتی دارند.

با توجه به این وضعیت، در مطالعه حا ضر تلاش شد که با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی و مدل‌سازی تفصیلی بخش نفت و ورود آن به مدل، اثرات تکانه‌های ارتقای بهره‌وری کالاها و تجهیزات نفتی ساخت داخل و قیمت منفی نفت، بر کلان اقتصاد مورد بررسی قرار گیرد. نتایج تخمین مدل به روش بیزین نشان داد که تکانه بهره‌وری نهاده‌های واسطه‌ای داخلی، موجب افزایش تولید و صادرات نفت، GDP، مصرف کالای نفتی خانوار، اشتغال و سرمایه‌گذاری نفتی، درآمدهای نفتی و مخارج دولت و همچنین سرمایه‌گذاری غیر نفتی شده است. این تکانه، تولید و مصرف غیر نفتی را اندکی کاهش و بلافاصله به شدت افزایش داده است. تورم نیز در واکنش به این تکانه بعد از افزایش اندک در دوره‌های ابتدایی، بلافاصله به‌شدت کاهش یافته است.

همچنین نتایج تخمین و تحلیل پویای اثرات تکانه منفی قیمتی نفت بر متغیرها نشان داد که تولید نفت نسبت به این تکانه واکنش مثبت داشته است. یکی از دلایل این امر، کاهش درآمدهای نفتی و تلاش برای دستیابی کافی به درآمدهای ارزی مورد نیاز بودجه (به دنبال کاهش قیمت نفت) است. این موضوع به نوعی یافته جدیدی در مطالعات داخلی محسوب می‌شود که شاید دلیل آن به نوع مدل‌سازی بخش نفت بازشود که به واسطه مدل‌سازی پیچیده‌تر این بخش و طراحی کانال‌های مختلف اثرگذاری بخش نفت بر کلان اقتصاد، اثرات تکانه‌های نفتی متمایز از سایر مطالعات داخلی بوده، اما با نتایج برخی مطالعات خارجی نظیر مطالعه هررا و همکاران[1] (۲۰۱۷) و موخامدیف[2] (۲۰۱۴) مطابقت دارد. این تکانه تولید ناخالص داخلی غیر نفتی را نیز بعد از افزایش اندک در مراحل ابتدایی، کاهش داده و اثر مثبت بر اشتغال نفتی، صادرات نفت، سرمایه‌گذاری غیر نفتی و تورم داشته است. در مقابل، میزان مصرف خانوار، سرمایه‌گذاری نفتی، درآمدهای نفتی و مخارج دولت، حجم پول و اشتغال غیر نفتی در واکنش به این تکانه کاهش یافته‌اند.

در مجموع می‌توان گفت که مهم‌ترین پیامدهای مثبت تکانه ارتقای بهره‌وری کالاها و تجهیزات نفتی، افزایش تولید کل، اشتغال، سرمایه‌گذاری، صادرات و درآمدهای نفتی بوده و در مورد پیامدهای مثبت تکانه منفی قیمت نفت نیز مواردی همچون افزایش تولید کل، سرمایه‌گذاری و تولید نفت، اشتغال و صادرات نفتی قابل ذکر است. در مقابل پیامدهای منفی مشترک دو تکانه

1. Herrera et al
2. Mukhamediyev

یاد شده شامل افزایش مخارج دولت، حجم پول و تورم است که این موضوع با توجه به ورود منابع ارزی حاصل از صادرات نفت و مدیریت ناصحیح این منابع، قابل توضیح است. بنابراین برنامه‌ریزی کارآمد و دقت در ا ستفاده در ست از این منابع در بخش تولید (به جای سرریز آن در جامعه) باید در د ستور کار قرار گیرد. در این را ستا پیشنهاد می شود که در دوره‌های افزایش درآمدهای نفتی، این درآمدهای مازاد در صندوق توسعه ملی ذخیره شود تا از پیامدهای منفی که می‌تواند به اقتصاد وارد آید، جلوگیری شود. ضمن اینکه اختصاص سهم بیشتری از منابع صندوق به بخش غیر نفتی نیز باید مد نظر قرار گیرد تا از این طریق، بخش غیر نفتی تقویت شود. هم اکنون حدود ۳۸ در صد از درآمدهای صندوق توسعه ملی تنها صرف اعطای تسهیلات به بخش بالادست نفت و گاز می شود و اگر تسهیلات اعطایی به پالایشگاه‌ها و پترو شیمی‌ها را به آن ا ضافه کنیم، سهم بخش نفت و گاز به بیش از ۶۰ در صد می‌رسد (عمده این تسهیلات مربوط به بخش دولتی و شبه دولتی است). این امر نشان می‌دهد که هدف اصلی تشکیل صندوق که همان تبدیل عواید ناشی از فروش نفت و گاز به ثروت‌های مولد و سرمایه‌های زاینده اقتصادی و همچنین تقویت بخش خصوصی ا ست، چندان مورد توجه قرار نگرفته و بازنگری ا سا سی در مدیریت این دارایی‌ها باید در اولویت قرار گیرد.

همچنین به منظور بهره‌مندی از اثرات مثبت تکانه ارتقای بهره‌وری کالا ها و تجهیزات ساخت داخل نفت باید گفت که ارتقای بهره‌وری این تجهیزات، در گرو حمایت‌های همه‌جانبه از شرکت‌های فعال در این حوزه و همچنین حل شرایط پیچیده و مشکلات عدیده موجود بر سر راه تولید است. در این راستا، پیگیری مواردی همچون ۱- ایجاد فضای کسب‌وکار باثبات و پیش‌بینی‌پذیر به منظور توانمندسازی بخش خصوصی (شامل تجمیع توانمندی‌های بخش خصوصی در حوزه سا خت، تجهیزات و پیمان کاری و همچنین پایبندی به توافق های دو لت با بخش خصو صی، مقابله با اعمال تبعیض بین بخش خصو صی و بخش به ظاهر خصو صی و شبه دولتی)، ۲- اتخاذ استراتژی‌های کارآمد در راستای ارائه تسهیلات و حمایت‌ها، ۳- حمایت تعرفه‌ای و تسریع در ترخیص مواد اولیه و کالاهای سرما یه‌ای و واسطه‌ای از گمرک و ۴- تشکیل کارگروه‌های تخ صصی برای نظارت بر حسن اجرای قوانین حامی تولید داخلی تجهیزات صنعت نفت باید در دستور کار قرار گیرد.

References

Abbasian, E. Moftakhari, A. & Nademi, Y. (2017). "The Nonlinear Effects of Oil Revenues on Social Welfare in Iran". Refahj. 17(64): 39-72 (In Persian).

Adolfson, M. Laséen, S. Lindé, J. & Villani, M. (2007). "Bayesian Estimation of An Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through". Journal of International Economics 72(2): 481-511.

Allegret, J. P. & Benkhodja, M. T. (2015). "External Shocks and Monetary Policy in An Oil Exporting Economy (Algeria)". Journal of Policy Modeling 37(4): 652-667.

Amano, R. A. & Van Norden, S. (1998). "Oil Prices and the Rise and Fall of the US Real Exchange Rate". Journal of International Money and Finance 17(2): 299-316.

Balke, N. S. & Brown, S. P. (2018). "Oil Supply Shocks and the US Economy: An Estimated DSGE Model". Energy Policy 116: 357-372.

Baluch, N. & Rambarran, R. (2019). "Understanding Local Content Policy in Guyana's Oil & Gas Sector a Critical Overview". School of Entrepreneurship and Business Innovation Guyana Diaspora and Entrepreneurship Conference: 1-16.

Beckmann, J. & Czudaj, R. (2013). "Is There a Homogeneous Causality Pattern Between Oil Prices and Currencies of Oil Importers and Exporters?". Energy Economics 40: 665-678.

Belke, A. & Baas, T. (2019). "Oil Price Shocks, Monetary Policy and Current Account Imbalances within a Currency Union". ROME Working Papers 201903, ROME Network.

Bergholt, D. & Larsen, V. (2016). "Business Cycles in an Oil Economy: Lessons from Norway". Norges Bank Working Papers 16: 1-67.

Bergholt, D. Larsen, V. H. & Seneca, M. (2019). "Business Cycles in an Oil Economy". Journal of International Money and Finance 96: 283-303.

Bodenstein, M. Erceg, C. J. & Guerrieri, L. (2011). "Oil Shocks and External Adjustment". Journal of International Economics 83(2): 168-184.

Calvo, G. A. (1983). "Staggered Contracts and Exchange Rate Policy". In Exchange Rates and International Macroeconomics. University of Chicago Press. 235-258.

Collier, P. & Goderis, B. (2007). "Prospects for Commodity Exporters: Hunky Dory or Humpty Dumpty?". Available at SSRN 1473729.

Cooley, T. F. & Hansen, G. D. (1989). "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model". The American Economic Review 733-748.

Corden, W. M. & Neary, J. P. (1982). "Booming Sector and Deindustrialisation in a Small Open Economy". Economic Journal 92: 825-848.

Dai, M. & Xu, J. (2017). "Firm-specific Exchange Rate Shocks and Employment Adjustment: Evidence from China". Journal of International Economics 108: 54-66.

Damiri, F. Eslamloeean, K. Hadiyan, E. & Akbariyan, R. (2017). "The Effects of Oil Shock on Trade Balance and Macroeconomic Variables in Iran Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model". Journal of Applied Economics Studies in Iran 6(23): 35-60 (In Persian).

Faraji, M. & Afshari, Z. (2015). "Oil Price Shocks and Economic Fluctuations in Iran in Context of a New Keynesian Open Economy Model". Iranian Journal of Trade Studies 19(76): 83-114 (In Persian).

Forni, L. Andrea, G. Alessandro, N. & Massimiliano, P. (2015). "Euro Area, Oil and Global Shocks: An Empirical Model-Based Analysis". Journal of Macroeconomics 46: 295-314.

Gali, J. & Monacelli, T. (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy". The Review of Economic Studies 72(3): 707-734.

Gwayaka, P. M. (2014). "Local Content in the Oil and Gas Sector An Assessment of Uganda's Legal and Policy Regimes". ACODE Policy Briefing Paper Series 28: (1-38).

Habib, M. M. Buetzer, S. & Stracca, L. (2016). "Global Exchange Rate Configurations: Do Oil Shocks Matter?". IMF Economic Review 64: 443 470.

Hausmann, R. & Rigobon, R. (2003). "An Alternative Interpretation of the Resource Curse: Theory and Policy Implications". IMF Working Papers 9424: 1-44.

Herrera, A. M. Karaki, M. B. & Rangaraju, S. K. (2017). "Where Do Jobs Go When Oil Prices Drop?". Energy Economics 64: 469-482.

Hou, K. Mountain, D. and Wu, T. (2017). "Oil Price Shocks and their Transmission Mechanism in an Oil-Exporting Economy: a VAR Analysis Informed by a DSGE Model". Journal of International Money and Finance 73: 50-77.

Jafari Samimi, A. Balounejad Nouri, R. Tranchian, A. M. (2016). "An Investigation of the Impact of Oil Revenue Shocks on Output and Inflation under Conditions of Price and Wage Stickiness". QEER 12(48): 1-32 (In Persian).

Khan, H. & Tsoukalas, J. (2011). "Investment Shocks and the Comovement Problem". Journal of Economic Dynamics and Control 35(1): 115-130.

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).

Konebayev, E. (2023). "Estimation of a Small Open Economy DSGE Model for Kazakhstan". Post-Communist Economies 1-38.

Mahdavi Adeli, M. Ghezalbash, A. & Daneshnia, M. (2012). "The Effect of Oil Price Changes on Some of the Main Iranian Macroeconomic Variables". Iranian Energy Economics 1(3): 131-170 (In Persian).

Manzoor, D. Taghipour, A. (2016). "A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for An Oil Exporting and Small Open Economy: the Case of Iran". Qjerp 23(75): 7-44 (In Persian).

Maravalle, A. (2013). "Oil Shocks and the US Terms of Trade: Gauging the Role of the Trade Channel". Applied Economics Letters 20(2): 152-156.

Mohammadi, T. Shakeri, A. Emamikalaee, M. & Yadolahzadeh Tabari, N. (2019). "The Effect of Oil Export Shock and its Interaction with Monopoly Power on Iran's Macroeconomic Variables: DSGE Approach". Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi) 54(2): 395-418. (In Persian).

Mohammadipour, A. Salmanpourzonouz, A. & Fakhrhosseini, F. (2021). "The Effect of Energy Price Shocks on Iran's Oil-centric Economy base on New-Keynesian Modeling Method and Using Dynamic Stochastic General Equilibrium Equations". Financial Economics 15(57): 129-164 (In Persian).

Mowlaei, M. & Ali, O. (2019). "The Effects of Oil Revenues Shocks on Households' Consumption Expenditures in Iran". Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi) 54(1): 233-251. (In Persian)

Mukhamediyev, B. (2014). "Estimated DSGE Model for Oil Producing Economy of Kazakhstan". The Macrotheme Review 3(3): 1-13.

Ngandu, S. (2008). "Exchange Rates and Employment". South African Journal of Economics 76: S205-S221.

Nwapi, C. (2016). "A Survey of the Literature on Local Content Policies in the Oil and Gas Industry in East Africa". SPP Research Paper (9/16).

Oladunni, S. (2020). "Oil Price Shocks and Macroeconomic Dynamics in an Oil-Exporting Emerging Economy: A New Keynesian DSGE Approach". CBN Journal of Applied Statistics 11(1): 1-34.

Oyewole, B. (2018, May). "Overview of Local Content Regulatory Frameworks in Selected ECCAS Countries". In United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), Geneva.

Peiris, S. J. & Saxegaard, M. (2010). "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Monetary Policy Analysis in Mozambique". IMF Staff Papers 57(1): 256-280.

Rezagholizadeh, M. Aghaei, M. & Keyvanpour, M. (2018). "Evaluating the Impact of World Oil Prices on the External Current Account in Iran". QEER 14(56): 145-177 (In Persian).

Robati, N. A. RaeispourRajabali, A. & Jalaee, A. M. (2022). "The Effect of Oil Shocks on Economic Resilience in Iran". Economic Modelling 15(56): 83-102 (In Persian).

Salisu, A. A. Isah, K. O. Oyewole, O. J. and Akanni, L. O. (2017). "Modelling Oil Price-Inflation Nexus: The Role of Asymmetries". Energy 125(C): 97-106.

Sayadi, M. Shakeri, A. Mohammadi, T. & Bahrami, J. (2016). "Stochastic Shocks and Oil Revenue Management in Iran; A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". Economics Research 16(61): 33-80 (In Persian).

Taklif, A. Faridzad, A. & Ghafari, A. (2018). "Economic and Legal Considerations of Oil Equipment Production Used in Upstream Sector in Iran with Emphasis on Technology Transfer in IPC". Iranian Journal of Trade Studies 22(86): 89-124 (In Persian).

Takroosta, A. Mohajeri, P. Mohamadi, T. & Shakeri, A. (2019). "The Impact of Oil Price Shocks on Growth and Inflation of OPEC Countries with an Emphasis on OPEC Political Risk Shocks". Iranian Energy Economics 8(30): 23-60 (In Persian).

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

Tchoketch-kebir, H. (2022). "Oil Dependence and Business Cycles in Algeria: New Keynesian DSGE Framework Analysis". les cahiers du cread 38(3): 85-108.

Tordo, S. Warner, M. Manzano, O. & Anouti, Y. (2013). "Local Content Policies in the Oil and Gas Sector". World Bank Publications.

Valibeigi, H. Yavari, K. Ebrahimi, E. & Sahabi, B. (2017). "Analyzing the Effect of Monetary and Fiscal Policies on Iran's Foreign Trade Using DSGE Approach". Iranian Journal of Trade Studies 21(83): 1-34 (In Persian).

Zhao, L. Zhang, X. Wang, S. and Xu, S. (2016). "The Effects of Oil Price Shocks on Output and Inflation in China". Energy Economics 53: 101-110.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 140-165

Investigating the impact of energy subsidies on the market power of Iran's industry

Zahra Akhani[1], Ahmad Sarlak[*2], Gholamali Haji[3], Abolfazle Saiedifar[4]

Received: 11-08-2023 Accepted: 18-10-2023

Extended Abstract

Purpose: Iran has the second largest gas reserves in the world, after Russia, and the fourth oil reserves in the world, after Venezuela, Saudi Arabia, and Canada, and it is possible for the country to access energy for households and the economic activities (Energy Balance Sheet, 2019). Price stabilization policies have always been applied, which has caused the government to spend a huge annual subsidy on energy consumption in different sectors of Iran; in 2021, according to the report of the International Energy Agency of Iran, it would amount to 58 billion dollars (that of the world is 531 billion dollars). It has paid subsidies to all types of energy carriers, which ranks Iran second after Russia in terms of the share of subsidies in the world's total energy subsidies (11%). The rate of Iran's energy consumption was on the rise during the years 2011-2012, and this indicator was higher in the industry sector than in the whole economy. From 2011 to 2012, the energy coefficient for the whole economy was 2.3 and for the industry sector was 1.7. This was less than one for advanced countries. Therefore, in total, this volume of subsidies and energy consumption in the economy and especially the industry sector has led to development. It has not been economical and the efficiency of energy use decreases in Iran every year. Subsidies affect macroeconomic and social variables such as inflation, budget deficit, market power, business environment, and class gap. Due to its high volume, examining the economic and social effects of subsidies is of great importance. Since it is not possible to refer to all its dimensions in one study, this article only aims at the effect of energy

[1]. PhD student of Department of Economics and Banking, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran. Email: z_akhani@yahoo.com

[2]. Corresponding Author. Assistant Professor, Department of Economics and Banking, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran. Email: a-sarlak@iau-arak.ac.ir

[3]. Assistant Professor, Department of Mathematics and Statistics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran. Email: gholamalihaji@gmail.com

[4]. Assistant Professor, Department of Economics and Banking, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran. Email: saiedifar1349@gmail.com

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 140-165

subsidies on market power in the industrial sector. The impact of subsidies on market power may lead to a positive or negative correlation between subsidies and market power, and there are different views on this issue. Some believe that subsidies increase market power because subsidies provide companies with more finance or lead to cost reduction, so there is a positive relationship between subsidy and market power. To estimate the subsidy impact, panel data models were used. The study period is 2002-2019 at the level of four-digit ISIC codes of industries with 10 workers and more. The current research seeks to answer the following key questions: Do energy subsidies have a positive or negative effect on the market power of the country's industries? What is the impact of energy subsidies on the country's industries?

Methodology: External resources (i.e. government subsidies) increase access to internal resources. In this case, a firm can protect itself from uncertainty and adverse environmental risks or reduce financial barriers, thus creating an advantage. It improves the performance of the company. In this regard, the first hypothesis is 'government subsidies have a positive relationship with company performance'.

However, inefficient allocation of resources reduces or even reverses the positive outcomes of resource accumulation. One of the major potential costs of government subsidies is the elimination of their positive effects. Research has found that government subsidies lead to overinvestment by firms, thereby harming firm performance. It is also shown that government subsidies provide firms with excess resources, leading to inefficient and complacent management, waste of resources, and stagnation in financial performance. The second hypothesis is 'government subsidies have a negative relationship with company performance'.

Results and discussion: Iran is one of the countries with the highest energy subsidy payments in the world, and subsidies have impacts on all the economic and social aspects of the society. The studies conducted by Dai Li, Chu and Wang, and Chen and Yu showed that the effect of subsidy on market power is negative. Also, in Akhani's study, the relationship between subsidy and market power was negative. This study uses the panel data method and productivity variables, the Herfindahl index, wages, and capital stock as independent variables and the Lerner index as market power (2002-2019). The estimated model is Yu and Wang's model. The results show that the relationship between subsidy and market power is negative, which is consistent with previous studies. One of the reasons for the negative relationship between subsidy and market power is the lack of innovation and creativity by companies due to cheap access to funds. They are not willing to try to gain the energy market, and there is a kind of laziness that prevails in the companies. The statistics on the intensity of energy consumption confirm this issue. In general, the energy subsidy in Iran in the industry sector did not lead to the creation of market power but increased inefficiency. Moreover, industries are not inclined to modernize and use old and energy-consuming technology.

Conclusions and policy implications: Considering the positive impact of productivity and market power, the government should provide appropriate policies to support the increase of productivity in companies. Due to the influence of the

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 140-165

market share and market power of the government through anti-trust policies, monopolies should be prevented. This study showed that subsidies have a negative effect on market power. This is because the fair distribution of energy subsidies in the country would deter the easy access of companies to subsidies. So, if the government likes subsidies not to lead to monopoly or to the increase of the power of companies, it should provide conditions for the accessibility of subsidies for all companies**.**

Keywords: Energy subsidy, Herfindahl index, Lerner index, Market power

JEL Classification: L88, H71, L11, L60.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱۴۰-۱۶۵

بررسی تأثیر یارانه انرژی بر قدرت بازار صنعت ایران

زهرا آخانی[۱]، احمد سرلک*[۲]، ابوالفضل سعیدی‌فر[۳]، غلامعلی حاجی[۴]

دریافت: ۲۰-۰۵-۱۴۰۲ پذیرش: ۲۶-۰۷-۱۴۰۲

چکیده

پرداخت یارانه انرژی در ایران، با توجه به وجود ذخایر نفت و گاز و سیاست‌های تثبیت قیمت حامل‌های انرژی، حائز اهمیت و ازآنجایی‌که یارانه انرژی در اقتصاد دارای پیامدهای مثبت و منفی است، بررسی آثار آن به اتخاذ سیاست‌های مناسب کمک می‌کند. موضوع این مطالعه بررسی میزان تأثیرگذاری یارانه‌ی انرژی بر قدرت بازار است. در این راستا با استفاده از مدل یو و وانگ و روش پانل دیتا، برای سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ در سطح کدهای چهار رقمی ایسیک صنایع، ابتدا متغیرهای موردنیاز نظیر موجودی سرمایه، شاخص لرنر، شاخص هرفیندال، بهره‌وری عوامل تولید و یارانه انرژی محاسبه و برآورد شد. موجودی سرمایه از روش نمایی و رابطه کلاین برای ۱۲۲ کد چهاررقمی ISIC در دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۸ محاسبه و سپس شاخص لرنر از روش تابع تولید ترانسلوگ و با استفاده از رویکرد ساختاری برآورد شد. برای متغیر شاخص هرفیندال از اطلاعات مرکز آمار برای بنگاه‌های ۱۰ کارکن به بالای کشور و برای محاسبه بهره‌وری عوامل تولید از شاخص ترنکویست استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، که رابطه بین یارانه انرژی و شاخص لرنر (قدرت بازار) منفی و رابطه بین بهره‌وری عوامل تولید، سرانه موجودی سرمایه، هزینه جبران خدمات و شاخص هرفیندال باقدرت بازار مثبت است.

واژگان کلیدی: یارانه انرژی، شاخص هرفیندال، شاخص لرنر، قدرت بازار

طبقه‌بندی JEL: L88, H71, L11, L60

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران. z_akhani@yahoo.com

[۲]. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران. a-sarlak@iau-arak.ac.ir

[۳]. استادیار گروه ریاضی و آمار، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران. a-saiedifar@iau-arak.ac.ir

[۴]. استادیار گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران. gh.haji@iau-arak.ac.ir

۱- مقدمه

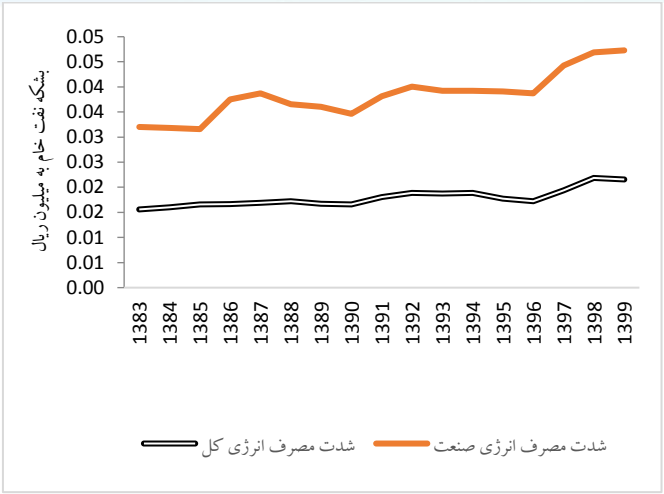
ایران دومین ذخایر گاز جهان، بعد از روسیه و چهارمین ذخایر نفت جهان، بعد از ونزوئلا، عربستان سعودی و کانادا را دارد. در نتیجه دسترسی به مصرف انرژی برای خانوارها و فعالیت‌های اقتصادی کشور فراهم است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۹). از طرفی به دلیل وجود ذخایر انرژی، همواره سیاست‌های تثبیت قیمت اعمال شده که این موضوع باعث شده دولت سالانه یارانه هنگفتی بابت مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران هزینه کند، به‌طوری‌که طبق گزارش آژانس بین‌المللی انرژی ایران در سال ۲۰۲۱ بالغبر ۵۸ میلیارد دلار (جهان ۵۳۱ میلیارد دلار) یارانه انواع حامل‌های انرژی، پرداخت شده است، که ازنظر سهم یارانه از کل یارانه انرژی جهان (۱۱در صد) بعد از روسیه در جایگاه دوم قرار دارد (آژانس بین‌المللی انرژی[1]، ۲۰۲۲).

در سال ۱۳۹۹ مصرف نهایی انرژی کشور در کلیه بخش‌ها بالغبر ۱۳۷۰ میلیون بشکه معادل نفت خام بود که ۴۲۱/۱ میلیون بشکه معادل نفت خام در بخش صنعت (۳۰/۷۲ درصد) و بعد از آن ۴۶۷ میلیون بشکه معادل نفت خام در بخش خانگی مصرف شده است. بررسی‌ها نشان می‌دهد اگرچه مصرف انرژی طی سال‌های متمادی از رشد بالایی برخوردار بوده، ولی تولید ناخالص داخلی به همین میزان افزایش نیافته است. شدت مصرف انرژی[2] ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۹ روند صعودی داشته و این شاخص در بخش صنعت بیش از کل اقتصاد بوده است. طبق نمودار (۱) شدت مصرف انرژی در بخش صنعت ۲/۵ برابر کل اقتصاد و روند صعودی آن نسبت به‌کل اقتصاد بیشتر است (ترازنامه انرژی ۱۳۹۹). به عبارت دیگر توسعه صنعتی متناسب با رشد مصرف انرژی نبوده که یکی از دلایل آن ناکارآمدی فعالیت‌های صنعتی است.

---

[1]. International Energy Agency

[2]. شدت مصرف انرژی شاخصی برای تعیین کارایی انرژی در سطح اقتصاد ملی هر کشور است که از تقسیم مصرف نهایی انرژی بر تولید ناخالص داخلی محاسبه می شود و نشان می‌دهد که برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات برحسب واحد پول چه مقدار انرژی به کار رفته است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۹).



نمودار ۱: شدت مصرف انرژی صنعت و کل اقتصاد در سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹

منبع: ترازنامه انرژی ۱۳۹۹ و حساب‌های ملی بانک مرکزی

در مقایسه جهانی، شدت مصرف انرژی در ایران ۰/۴۲ تن معادل نفت خام به هزار دلار است که این رقم در جهان ۰/۱۱ و در کشورهای OECD ۰/۷ و در خاورمیانه ۰/۱۷ است.

برای دوره۱۳۸۳-۱۳۹۹ ضریب انرژی[1] برای کل اقتصاد ۲/۳ و برای بخش صنعت ۱/۷ است این معیار برای کشورهای پیشرفته کمتر از یک است (ترازنامه انرژی ۱۳۹۹)، درمجموع حجم بالای یارانه باعث عدم تناسب مصرف انرژی و توسعه صنعتی و ناکارآمدی فعالیت‌های صنعتی شده است.

یارانه‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی و اجتماعی نظیر تورم، کسری بودجه، قدرت بازار، فضای کسب‌وکار، شکاف طبقاتی و ... تأثیرگذار است که با توجه به حجم بالای آن بررسی آثار اقتصادی و اجتماعی یارانه‌ها از اهمیت زیادی برخوردار است از آن‌جا که در یک مطالعه بررسی همه ابعاد آن امکان‌پذیر نیست، این مقاله به بررسی تأثیر یارانه انرژی بر قدرت بازار بخش صنعت اختصاص دارد.

اقتصاددانان از زمان کلاسیک‌ها تاکنون در خصوص یارانه‌ها دیدگاه‌های متفاوتی ارائه کرده‌اند به‌طوری‌که مخالفین و موافقین جدی در این زمینه وجود دارد. آدام اسمیت، بنیان‌گذار

[1]. ضریب انرژی از تقسیم نرخ رشد مصرف نهایی انرژی به نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید. هر چه این معیار کمتر از یک باشد نشان‌دهنده استفاده بهینه از انرژی است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۹).

مکتب کلاسیک‌ها از مخالفان جدی دخالت دولت در فعالیت‌های اقتصادی بود، ولی اندیشه‌های اقتصادی کینز دخالت دولت را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تنظیم‌کننده و تعدیل‌کننده فعالیت‌های اقتصادی مطرح کردند. در این زمینه دولت‌ها سیاست‌های مداخله‌جویانه متعددی ازجمله اعطای یارانه را در دستور کار خود قرارداد. به‌طورکلی اهداف کلان پرداخت یارانه‌ها، شامل تخصیص بهینه منابع، رشد و ثبات اقتصادی، ایجاد و تثبیت اشتغال، توزیع عادلانه درآمدها و کاهش شکاف دهک‌های درآمدی است (شوارتز و کلایمنت[1]، ۱۹۹۹).

شفرد[2] در سال ۱۹۷۲ اولین بار بیان کرد، اگرچه یارانه‌ها با ملاحظات سیاسی پرداخت می شود، اما پرداخت یارانه‌ها دارای آثار زیادی است ازجمله اینکه یارانه‌ها بر سهم و قدرت بازار تأثیرگذار است. از دهه ۷۰ میلادی مقاله‌های متعددی در این خصوص چاپ شده، اما تأثیرگذاری یارانه‌ها بر قدرت بازار نامشخص است (دای لی[3]، ۲۰۲۰).

تأثیر یارانه‌ها بر قدرت بازار ممکن است منجر به ایجاد همبستگی مثبت یا منفی بین یارانه‌ها و قدرت بازار شود و برای این دیدگاه‌های متفاوتی مطرح است برخی از آن‌ها معتقدند یارانه‌ها باعث افزایش قدرت بازار می شود، زیرا یارانه باعث دستیابی بنگاه‌ها به تأمین مالی بیشتر شده و یا منجر با کاهش هزینه‌ها می شود. بنابراین ارتباط مثبت بین یارانه و قدرت بازار وجود دارد. از سوی دیگر گروهی معتقدند که یارانه ها رابطه منفی باقدرت بازار دارد، زیرا یارانه اخذشده توسط بنگاه‌ها منجر به ایجاد ناکارآمدی شده و تنبلی حاکم بر بنگاه‌ها منجر به کاهش بهره‌وری می‌شود (ونچی و همکاران[4]، ۲۰۲۲).

یکی از بخش‌های مهم اقتصادی در ایران بخش صنعت است و این بخش پیشران سایر بخش‌ها بوده و از سوی دیگر، اطلاعات و آمار آن به‌صورت رسمی، توسط مرکز آمار برای کارگاه‌های ۱۰ نفر کارکن به بالا هرساله منتشر می‌شود[5]، در این مقاله به اثر یارانه انرژی‌بخش صنعت بر قدرت بازار پرداخته و آثار آن مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می گیرد. در راستای اهداف

---

1. Schwartz and Clements
2. Shepherd
3. Dai and Li
4. Wenqi et al.

۵. مرکز آمار ایران از سال ۱۳۸۱ چارچوب جدیدی برای انتشار آمار صنایع ۱۰ کارکن و بالاتر اتخاذ کرده و سال ۱۳۸۱ به عنوان سال شروع انتخاب و در زمان اجرای مدل، آخرین سال انتشار آمار سال ۱۳۹۸ بوده است که در این مطالعه استفاده شده است.

پژوهش حاضر، مراحل پژوهش بدین شرح است:

برای مطالعه حاضر ابتدا مبانی نظری و پژوهش‌های داخلی و خارجی پیرامون موضوع بررسی و با توجه به مبانی نظری مدل یو و وانگ[1] انتخاب شد و پس‌ازآن اقدام به جمع‌آوری و برآورد داده‌های موردنیاز نظیر یارانه انرژی، شاخص هرفیندال، بهره‌وری عوامل تولید، اندازه بنگاه، شاخص لرنر و موجودی سرمایه نموده و درنهایت با توجه به داده‌ها، مدل برآورد و نتایج آن تفسیر خواهد شد. برای برآورد مدل تأثیرگذاری یارانه از مدل‌های پانل دیتا استفاده‌شده و دوره زمانی مطالعه ۱۳۸۱-۱۳۹۸ و در سطح کدهای چهار رقمی ایسیک صنایع ۱۰ کارکن به بالای کشور است. سؤال‌های محوری پژوهش عبارتند از" تاثیر یارانه انرژی بر قدرت بازار صنایع کشور مثبت است یا منفی؟ میزان تأثیرگذاری یارانه انرژی بر صنایع کشور چقدر است؟ این مقاله در پنج بخش شامل مقدمه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، روش‌شناسی، یافته‌های پژوهش و خلاصه و جمع‌بندی تنظیم‌شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

تأثیرگذاری و کارایی یارانه‌های دولتی بر عملکرد بنگاه موضوع قابل‌بررسی است. برخی از پژوهش‌گران نشان می‌دهند که یارانه‌های دولتی، عملکرد بنگاه را می‌تواند از طریق مزیت هزینه[2]، به دست آوردن صرفه‌های ناشی از مقیاس و یا از طریق جایگزینی تجهیزات و ارتقای فناوری صنعت ارتقا دهد و برخی دیگر معتقدند یارانه‌های دولتی باعث ناکارآمدی در بنگاه می‌شود بنابراین دو فرضیه در این خصوص مطرح می‌شود:

دیدگاه اول یارانه‌های دولتی را به‌عنوان منبع خارجی فرض می‌کند. وجود منابع خارجی (یعنی یارانه‌های دولتی) دسترسی به منابع داخلی را افزایش می‌دهد. در این صورت بنگاه خود را از عدم قطعیت و ریسک محیطی نامطلوب محافظت می‌کند و یا موانع مالی را کاهش می‌دهد، بنابراین به شرکت کمک می‌کند تا مزیت ایجاد کرده و در نتیجه عملکرد شرکت بهبود می‌یابد. ورود یارانه‌های دولتی باعث افزایش دسترسی به تسهیلات مالی شده و یارانه‌های دولتی امکان انباشت سریع منابع باارزش را فراهم می‌کند و استفاده مؤثر از یارانه‌های دولتی، تأثیر مثبت انباشت

[1]. Yue and Wang
[2]. Cost Advantage

منابع را از طرق مختلف گسترش می‌دهد. منابع خارجی مانند یارانه‌های دولتی، نقش مجزایی را در کاهش عدم اطمینان و ریسک ایفا می‌کنند، این اثر به یک حالت سپر دفاعی برای منابع اشاره دارد.

از طرف دیگر، یارانه‌های دولتی با یک سیگنال کیفیت نیز همراه است، که می‌تواند منجر به افزایش یا انتخاب سرمایه‌گذاری‌های خصوصی بهتر شود. پژوهشات نشان می‌دهد، برندگان برنامه‌های دولتی به‌احتمال‌زیاد سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر را جذب می‌کنند که این امر نشان می‌دهد که رابطه با دولت می‌تواند کیفیت شرکت را تأیید کند. بنابراین فرضیه زیر قابل بررسی است (سانگ و همکاران[1]، ۲۰۲۲):

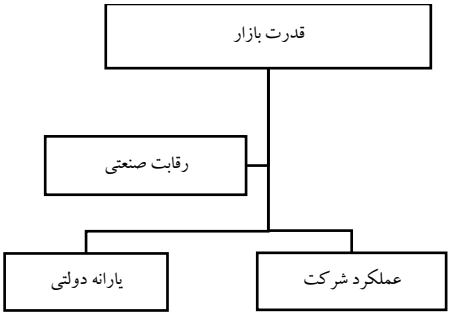
فرضیه اول: یارانه‌های دولتی ارتباط مثبتی با عملکرد بنگاه دارد.

بااین‌حال، تخصیص ناکارآمد منابع، نتایج مثبت انباشت منابع را کاهش می‌دهد یا حتی معکوس می‌کند. یکی از هزینه‌های بالقوه عمده یارانه‌های دولتی، از بین بردن آثار مثبت آن است. علاوه بر این، زمانی که یک شرکت از یارانه استفاده می‌کند، یارانه‌ها ممکن است به‌اشتباه تخصیص داده شود و باعث عملکرد ضعیف شرکت، به دلیل مسائل مدیریتی و مشکلات حاکمیتی شود. منابع اضافی با دسترسی آزاد باعث سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد و اتلاف منابع می‌شود. دنگ و همکاران[2] (۲۰۲۰) دریافتند که یارانه‌های دولتی منجر به سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد توسط شرکت‌ها می‌شود و درنتیجه به عملکرد شرکت‌ها آسیب می‌رساند. لیم[3] (۲۰۱۸) نشان می‌دهد که یارانه‌های دولتی منابع اضافی را در اختیار شرکت‌ها قرار می‌دهد، به‌طوری‌که منجر به مدیریت ناکارآمد، اتلاف منابع و رکود در عملکرد مالی می‌شود. علاوه بر آن، خطر اخلاقی و فقدان نظارت نیز از اشکالات بالقوه یارانه است. بوریسوا[4] و همکاران (۲۰۱۲) دریافتند که یارانه‌های دولتی باعث مخاطراتی نظیر شکاف‌های نظارتی می‌شود که منجر به کاهش عملکرد شرکت می‌شود. بنابراین، تخصیص منابع نقش مهمی در تعیین نتیجه بالقوه رابطه یارانه-عملکرد دارد. تخصیص ناکارآمد منابع ممکن است به‌طورجدی به عملکرد آینده شرکت آسیب برساند بر این اساس، فرضیه زیر پیشنهادشده است:

1. Song et al.
2. Deng et al.
3. Lim
4. Borisova et al.

فرضیه دوم: یارانه‌های دولتی با عملکرد بنگاه ارتباط منفی دارد.

در نتیجه، شکل (۱) برای تأثیر یارانه‌ها بر بازار پیشنهاد می‌شود در این شکل یارانه‌های دولتی، قدرت بازار و رقابت صنعتی تأثیر متقابل سه‌طرفه‌ای بر عملکرد شرکت خواهند داشت (سانگ[1] و همکاران، ۲۰۲۲).



شکل ۱: رابطه متقابل قدرت بازار، عملکرد شرکت و یارانه دولتی

منبع: سانگ و همکاران، ۲۰۲۲

در این مطالعه برای عملکرد شرکت طبق مدل یو و وانگ (۲۰۲۰) از متغیرهای بهره‌وری عوامل تولید، سهم بازار (شاخص هرفیندال- هیرشمن) اندازه بنگاه، متوسط موجودی سرمایه، دستمزد استفاده‌شده است.

در خصوص تأثیر یارانه انرژی بر قدرت بازار در ایران تاکنون یک مطالعه انجام شده است، ولی سایر پژوهش‌های موجود در ایران صرفاً به اندازه‌گیری قدرت بازار در قالب شاخص هرفیندال، نسبت تمرکز، مارک آپ[2] و شاخص لرنر[3] و ... است. در پژوهش‌های خارجی نظریه‌های مختلفی در مورد تأثیر یارانه بر قدرت بازار ارائه شده که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود:

دای و لی[4] (۲۰۲۰) آثار یارانه برنج بر قدرت بازار در چین را مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه که در سطح بنگاه و با استفاده از روش داده‌های تلفیقی انجام شد، نشان داد که یارانه باعث تضعیف قدرت بازار می‌شود. از نظر نویسندگان یارانه‌ها مانند شمشیر دو لبه هستند

1. Song et al.
2. Markup
3. Lerner Index
4. Dai and Li

به‌طوری‌که بر نوآوری تأثیر مثبت ولی بر کارایی اثر منفی دارد. بنابراین در هر صنعتی که اثر یارانه بر نوآوری بیشتر باشد، یارانه بر قدرت بازار تأثیر مثبت دارد و درصورتی‌که اثر یارانه بر کاهش کارایی نسبت به نوآوری بیشتر باشد منجر به کاهش قدرت بازار می‌شود.

یو و وانگ[1] (۲۰۲۰) در پژوهشی آثار یارانه‌های دولت بر مارک آپ بنگاه‌ها را مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه که با داده‌های سطح بنگاه و طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۰۷ و با روش داده‌های تلفیقی انجام شد، نشان داد که یارانه‌های دولتی به‌طور قابل‌توجهی مارک آپ را کاهش می‌دهد.

چن و یو[2] (۲۰۱۹) در پژوهشی اثر یارانه بر صنایع لبنی را مورد بررسی قرار داد. از سال ۲۰۰۸، به‌بعد دولت چین با هدف امنیت مواد غذایی صنعت لبنیات چین را موردحمایت قرار داد. یارانه‌ها یکی از ابزارهای شکل دادن به بازار متمرکز باهدف کاهش هزینه تنظیم و سهولت کنترل کیفیت است. با استفاده از داده‌های سطح بنگاه (به‌ویژه هشت بنگاه برتر لبنی) و روش داده‌های تلفیقی، این فرضیه آزمون شد که آیا یارانه‌های دولتی، قدرت بازار صنعت لبنیات چین را تقویت می‌کند؟ نتایج تجربی نشان داد که یارانه‌های دولتی تأثیر منفی بر شاخص لرنر برای بنگاه‌های خصوصی برتر دارد، اما تأثیر معنی‌داری بر بنگاه‌های تحت کنترل دولت ندارد.

باتس و جگرز[3] (۲۰۱۲) در پژوهشی تأثیر یارانه دارایی‌های ثابت بر سهم بازار شرکت‌ها را با استفاده از رگرسیون توبیت و با نمونه‌ای بیش از ۱۳۰۰۰ شرکت بلژیکی مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه نشان داد که تأثیر یارانه‌های دارایی ثابت بر سهم بازار مثبت و معنی‌دار است و اثر یارانه‌ها دو سال پس از اعطای یارانه قابل‌مشاهده است.

رن و ژانگ[4] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری تفاوت مارک‌آپ بین بنگاه‌های یارانه‌ای وغیریارانه‌ای پرداختند. آن‌ها این بررسی را با استفاده از بنگاه‌های تولید ماشین‌آلات و تجهیزات برای سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۰۷ و با استفاده از داده‌های تلفیقی انجام دادند. نتایج این مطالعه نشان داد، مارک‌آپ بنگاه‌های یارانه‌ای کمتر از مارک‌آپ بنگاه‌هایغیریارانه‌ای است. بنابراین یارانه‌ها باعث بهبود رقابت‌پذیری در بنگاه‌های تولیدکننده تجهیزات نشده است.

---

1. Yue and Wang
2. Chen and Yu
3. Buts and Jegers
4. Ren and Zhang

آخانی و همکاران (۱۴۰۱) تأثیر یارانه بر مارک آپ صنایع را برر سی کردند. این مطالعه با استفاده از داده‌های مارک‌آپ برای سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ به روش داده‌های تلفیقی و برای کدهای ۴ رقمی ایسیک انجام شد. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده تأثیر منفی یارانه بر مارک آپ است. علاوه بر آن، متغیرهایی نظیر هزینه آموزش، هزینه تحقیق و متوسط موجودی سرمایه با قدرت بازار ارتباط مثبت و افزایش مالیات با قدرت بازار ارتباط منفی دارد.

میدانی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر ساختار هزینه‌ای بنگاه‌های صنعتی در ایران پرداختند. در این مقاله برای محاسبه معیار تغییرات هزینه‌ای از قیمت‌های اعمال‌شده بر حامل‌های انرژی طی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۲ استفاده‌شده است. اثر حذف یارانه انرژی، منجر به ۳۰ درصد افزایش هزینه صنایع کارخانه‌ای کشور در سال ۸۹ می‌شود و برای سال‌های ۹۰، ۹۱ و ۹۲ به ترتیب ۲۸، ۳۰ و ۳۲ درصد است.

منظور و همکاران (۱۳۹۱) اثر افزایش قیمت انرژی و پرداخت یارانه نقدی بر تقاضای انرژی را بررسی کردند، به‌طورکلی تقاضای هر حامل انرژی، تابعی از قیمت آن، سطح فعالیت بخش‌های اقتصادی، قیمت انرژی‌های جایگزین، هزینه‌های کار و سرمایه، هزینه مواد واسطه در تولید، سهم حامل انرژی در هزینه تولید، کشش‌های جانشینی و همچنین قدرت خرید خانوارها است. هدف این پژوهش، محاسبه میزان تغییر تقاضای انرژی در فعالیت‌های تولیدی، در اثر اصلاح قیمت‌ها و پرداخت یارانه نقدی به خانوارها ا ست. یک مدل تعادل عمومی محا سبه پذیر ایستا برای پیش‌بینی این تغییرات طراحی شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که بیشترین کاهش تقاضای حامل‌های انرژی به بخش صنایع شیمیایی و حمل و نقل اختصاص دارد. در مجموع، برق و در برخی بخش‌ها بنزین، جانشین سایر حامل‌های انرژی می‌شوند. به عبارت دیگر، تقاضای برق در همه بخش‌ها در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت افزایش یافته است؛ اما تقاضای گازوئیل و نفت سیاه در همه بخش‌ها در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت کاهش خواهد یافت.

خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۷) معرفی روش جدید برای تخمین قدرت انحصاری و به‌کارگیری آن برای ۱۳۶ صنعت کارخانه‌ای با کدهای ISIC چهاررقمی طی سال‌های ۱۳۷۴ - ۱۳۹۲ معرفی کردند. روش مورداستفاده رویکرد توابع تصادفی مرزی است. نتایج نشان می‌دهد حدود ۹۸ درصد صنایع ایران مارک‌آپ بین ۱۰ تا ۴۰ درصد و رفتاری غیررقابتی داشته‌اند. همچنین متوسط مارک‌آپ صنایع در ایران طی زمان روندی صعودی داشته است (خداداد کاشی

و همکاران ۱۳۹۷).

پژویان و همکاران (۱۳۹۰) محاسبه‌ی شاخص لرنر در ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهارم ISIC طی دوره ۱۳۷۴-۱۳۸۶ برای ارزیابی شکاف بین قیمت و هزینه‌ی نهایی در صنایع ایران را مطالعه کردند. از ۱۳۱ صنعت برر سی شده در ۲۷ صنعت، شاخص لرنر و شاخص مارک آپ به ترتیب کمتر از ۱۰ و ۱/۱۰ در صد بوده ا ست. همچنین در ۴۷ صنعت، شاخص لرنر بیش از ۲۰ در صد و مارک آپ بیش از ۱/۲۵ بوده است. مقایسه نسبت‌های لرنر و شاخص مارک آپ در صنایع مختلف نشان می‌دهد که بر مبنای شاخص لرنر در حدود ۵۰ درصد صنایع، دارای قدرت انحصاری بوده و توانسته‌اند شکاف معنی‌دار بین قیمت و هزینه نهایی (MC) ایجاد کنند.

در مجموع در حد برر سی انجام شده تو سط نویسندگان در خصوص تأثیر یارانه بر قدرت بازار سه مطالعه خارجی و یک مطالعه در ایران انجام‌شده است که در کلیه مطالعات از شاخص لرنر یا مارک آپ به‌عنوان شاخص قدرت بازار استفاده‌شده است و متغیرهای مستقل در هر مطالعه متفاوت بوده ا ست. در مطالعه حا ضر از مقاله یو و وانگ (۲۰۲۰) ا ستفاده شده که با ا ستفاه از دو جنبه عملکرد درونی بنگاه و سهم بنگاه در بازار به بررسی تأثیر یارانه بر قدرت بازار پرداخته است، درحالی‌که در مطالعه آخانی تأکید عمده بر هزینه پژوهشات و تبلیغات بوده است.

۳- روش‌شناسی و روش پژوهش

همان‌طور که ا شاره شد، اثر یارانه بر قدرت بازار با توجه به شرایط هر کشور ممکن ا ست مثبت، منفی و یا خنثی با شد و برای مشخص کردن آن باید برر سی‌های تجربی انجام گیرد. در این مطالعه برای بررسی تأثیر یارانهٔ انرژی بر قدرت بازار و شاخص لرنر از رابطه (۱) استفاده‌شده است:

$$Ln\,L_{it} = \alpha + \beta_1\,Ln\,SUBE_{it} + \beta_2 LnHerfendal_{it} + \beta_3\,Ln\,size_{it} + \beta_4\,Ln\,wage_{it} + \beta_5\,Ln\,LkC_{it} + \beta_6\,TFP_{it} + \mu_i \quad (1)$$

در رابطه ۱، LnL و $LnSUBE$ به ترتیب شاخص لرنر و یارانه انرژی صنعت و $LnHerfendal$، $Lnsize$، $LnWage$، $LnKc$ و TFP به ترتیب شاخص هرفیندال – هیرشمن اصلاح‌شده[1]، متوسط اندازه بنگاه، جبران خدمات، سرانه موجودی سرمایه و شاخص بهره‌وری است (یو و وانگ، ۲۰۲۰).

[1]. Modified Herfindahl-Hirschman Index

در مدل مذکور i نشان‌دهنده صنایع به تفکیک کدهای چهار رقمی ایسیک و t نشان‌دهنده زمان است و Ln نیز فرم لگاریتمی است. با توجه به اینکه متغیرهای استفاده شده در مدل ۱ در آمار رسمی وجود ندارد، بنابراین بایستی نسبت به محاسبه آن‌ها اقدام کرد.

شاخص لرنر: شاخص لرنر (L) با استفاده از رابطه (۲) محاسبه می‌شود (اعظمی، ۱۳۹۴: ۷۸).

$$L = \frac{P-MC}{P} \qquad (۲)$$

در رابطه فوق P قیمت بازاری، MC هزینه نهایی و L بیانگر قدرت بازاری است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، شاخص لرنر عبارت است از تفاوت قیمت و هزینه نهایی نسبت به قیمت است. طبق این شاخص در صورت حاکم بودن شرایط رقابت کامل در بازار، قیمت برابر هزینه نهایی بوده و شاخص لرنر صفر می‌شود. چنانچه قیمت در سطحی بالاتر از هزینه نهایی قرار گیرد، شاخص لرنر مثبت شده و در بازه صفر و یک تغییر می‌کند. از طرفی، هر چه ارزش شاخص لرنر به یک نزدیک باشد درجه قدرت بازاری نیز بیشتر می‌شود برای سنجش شاخص لرنر روش‌های مختلفی ارائه شده است. در این مطالعه از رویکرد ساختاری و روش تابع تولید ترانسلوگ[۱]، استفاده شده است.

$$nQ = \beta_0 + \beta_1 LnL_{it} + \beta_2 LnK_{it} + \beta_3 LnM_{it} + \beta_{11} LnL_{it}LnL_{it} + \beta_{22} LnK_{it}LnK_{it} + \beta_{33} LnM_{it}LnM_{it} + \beta_{12} LnL_{it}LnK_{it} + \beta_{13} LnL_{it}LnM_{it} + \beta_{23} LnK_{it}LnM_{it} + \beta_{23} LnL_{it}LnK_{it}LnM_{it} + \beta_4 T + \beta_{44} T^2 + \beta_{14} LnL_{it}T + \beta_{24} LnK_{it}T + \beta_{34} LnM_{it}T \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، T متغیر زمان و

LnQ	لگاریتم ارزش تولید	LnM	لگاریتم ارزش نهاده
LnL	لگاریتم شاغلان بخش	θ^m	کشش تولید نسبت به نهاده واسطه
LnK	لگاریتم موجودی سرمایه	μ	مارک آپ صنایع

و i نشان‌دهنده صنایع به تفکیک کدهای چهار رقمی ایسیک و t نشان‌دهنده زمان است.

θ_{it}^m مشتق مرتبه اول رابطه (۲) نسبت به نهاده واسطه‌ای M_{it} است و به‌صورت رابطه (۳)

---

[۱]. در پژوهش‌های تجربی برای برآورد تابع تولید، حداقل ۲۰ شکل تبعی مختلف معرفی شده است. بیشتر پژوهش‌های تجربی از شکل تبعی ترانسلوگ استفاده کرده‌اند زیرا این تابع انعطاف‌پذیر است به این مفهوم که با اعمال چند پیش شرط روی بازدهی به مقیاس و کشش جانشینی تکنولوژی قابل تبدیل به فرم‌های دیگر مانند کاب داگلاس یا CES است. همچنین تابع ترانسلوگ مشتق مرتبه دوم را امکان‌پذیر می‌کند و سه ناحیه تولیدی را نشان می‌دهد (خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۹۷).

تعریف می‌شود:

$$\theta_{it}^{m} = \frac{\partial Q_{it}}{\partial M_{it}}\frac{M_{it}}{Q_{it}} = \hat{\beta}_{۳} + ۲ * \hat{\beta}_{۳۳} LnM_{it} + \hat{\beta}_{۱۳} LnL_{it} + \hat{\beta}_{۲۳} LnK_{it} + \hat{\beta}_{۲۳} LnL_{it} LnK_{it} + \hat{\beta}_{۳۴} T \qquad (۴)$$

پس از برآورد ضرایب تابع تولید ترانسلوگ از رابطه (۴) و محاسبه کشش تولید نسبت به نهاده واسطه‌ای (θ_{it}^{m}) از رابطه (۴)، شاخص لرنر با استفاده از روابط (۵) و (۶) محاسبه می‌شود:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^{m} (\alpha_{it}^{m})^{-۱} \qquad (۵)$$

$$lerner = \frac{\mu}{\mu + ۱} \qquad (۶)$$

شاخص هرفیندال- هیرشمن: شاخص هرفیندال- هیرشمن، با استفاده از فرمول (۷) محاسبه می‌شود (خداداد کاشی و همکاران،۱۳۹۷: ۲۰۱):

$$HHI = \sum_{i=۱}^{n} S_i^{۲} \qquad \sum_{i=۱}^{n} s_i = ۱ \qquad 0 \le s_i \le 1 \qquad s_i = \frac{X_i}{X} \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، n تعداد بنگاه‌های صنعت، X_i ارزش فروش بنگاه و X ارزش کل فروش صنعت و s_i سهم بازار صنعت iام است.

طبق رابطه (۷)، شاخص هرفیندال- هیرشمن از مجموع توان دوم سهم بازار تمامی بنگاه‌های صنعت به دست می‌آید و تمرکز صنعتی را محاسبه می‌کند. سهم بازار هر بنگاه (S)، از نسبت ارزش فروش بنگاه به‌کل فروش محصول موردنظر در بازار حاصل می‌شود، یعنی به سهم بازار هر بنگاه وزن‌های معادل سهم بازار همان بنگاه تعلق‌گرفته است، بدین ترتیب مشخص است که بنگاه‌های بزرگ‌تر از وزن اهمیتی بیشتری در ساختن شاخص فوق و اندازه‌گیری میزان تمرکز بازار برخوردار هستند. این شاخص کاربرد فراوانی در سیاست‌گذاری ضد انحصار و ایجاد بستر رقابت دارد. چنانچه سهم بنگاه‌ها در ۱۰۰ ضرب شود، مقدار عددی این شاخص بین صفر و ۱۰۰۰۰ تغییر می‌کند. مقدار صفر این شاخص نشان دهنده رقابت کامل و مقدار ۱۰۰۰۰ نشان‌دهنده انحصار کامل است. درصورتی‌که $HHI < ۱۰۰۰$ غیرمتمرکز، $۱۰۰۰ < HHI < ۱۸۰۰$ متمرکز ملایم و $HHI >$ ۱۸۰۰ کاملاً متمرکز است (جلال‌آبادی و همکاران، ۱۳۸۶).

بهره‌وری عوامل تولید: با توجه به ادبیات موضوع و بررسی روش‌های مختلف اندازه‌گیری TFP[1]، روش شاخص دیویژیا[2] برای برآورد بهره‌وری کل عوامل این رشته فعالیت

[1]. Total Factor Productivity
[2]. Divisia

صنعتی بکار گرفته شد. شاخص‌های دیویژیا دارای خاصیت نااریبی بوده و اریب ناشی از انتخاب سال پایه را نیز ندارند. از طرفی شاخص دیویژیای گسسته چند شاخص دیویژیای منفرد، خود یک شاخص دیویژیای گسسته است. این خاصیت در محاسبه شاخص بهره‌وری کل عوامل یک صنعت با استفاده از شاخص بهره‌وری کل عوامل زیر بخش‌های صنعتی قابل‌استفاده است و از قانون فیشر نیز تبعیت می‌کند. در این روش، شاخص بهره‌وری کل عوامل در هرسال به‌صورت نسبت کل ستاده‌ها (Y) به‌کل نهاده‌ها (X) با استفاده از رابطه (۸) محاسبه می‌شود:

$$TFP = \frac{Y}{X} \qquad (۸)$$

از رابطه (۸) تقریب شاخص ترنکویست[1] به‌صورت زیر برای محاسبه TFP استفاده می‌شود[2].

$$LnTfp_{t+1} - lnTfp_t = (LnY_{t+1} - lnY_t) - \bar{s}_L(LnL_{t+1} - lnL_t) - \bar{s}_k(LnK_{t+1} - lnK_t)$$
$$\bar{s}_L = \frac{1}{2}(s_{l_{t+1}} + s_{l_t})\ \bar{s}_k = \frac{1}{2}(s_{k_{t+1}} + s_{k_t}) \qquad (۹)$$

در رابطه (۹) TFP، Y، L، K به ترتیب بهره‌وری کلی عوامل تولید، ارزش‌افزوده به قیمت ثابت، تعداد شاغلان و موجودی سرمایه است. s_L سهم جبران خدمات از ارزش‌افزوده است (تمسکی بیدگلی و همکاران، ۱۳۹۳: ۹۴).

یارانه انرژی: برای شاخص $LSUBE$ از داده‌های یارانه انرژی محاسباتی بخش صنعت در ترازنامه‌های انرژی و ترازنامه هیدروکربوری سال‌های مختلف استفاده‌شده است. ازآنجایی‌که ارزش سوخت به تفکیک کدهای چهار رقمی موجود بود، یارانه مذکور به تفکیک کدهای چهار رقمی با توجه به در دسترس بودن ارزش سوخت به تفکیک کدهای چهار رقمی، توزیع شد.

اندازه متوسط کارگاه: از تقسیم تعداد شاغلان (کد ایسیک چهار رقمی) بر تعداد کارگاه‌های همان کد استفاده می‌شود.

موجودی سرمایه: برای محاسبه موجودی سرمایه از رابطه کلاین به شرح ذیل استفاده می‌شود:

در این مطالعه برای محاسبه موجودی سرمایه از روش نمایی و رابطه کلاین استفاده شده است. در روش نمایی ابتدا با استفاده از داده‌های سرمایه‌گذاری در سال‌های مختلف (۱۳۸۱-۱۳۹۸) و به تفکیک ۱۲۲ کد چهاررقمی رابطه ۱۰ برآورد می‌شود:

$$I_i = I_{it}e^{it} \rightarrow LnI_i = LnI_{\cdot} + \lambda T + u_i \qquad (۱۰)$$

---

[1]. Tornqvist

[2]. برای آشنایی با نحوه استخراج رابطه ۸ از رابطه ۷ به مقاله تمسکی بیدگلی و همکاران، ۱۳۹۳ صفحه ۹۴ مراجعه شود.

$$K_t = K_{\cdot} + \sum_{i=1}^{t}(I - D)_i \qquad (11)$$

در رابطه ۱۱ ضریب استهلاک (D) در صنایع طبق مطالعات انجام‌شده ۰/۰۴ درصد در نظر گرفته شده است (کیانی و همکاران، ۲۰۱۵). برآورد مدل به‌صورت پانل دیتا و برای سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۱ و در سطح کدهای چهار رقمی ایسیک است. ضمناً کلیه متغیرهایی که پولی هستند به قیمت ثابت ۱۳۹۰ تبدیل شده است. در ادامه نتایج مدل ارائه می‌شود.

٤- یافته‌های پژوهش

٤-١- آمار توصیفی

تعداد کارگاه: در سال ۱۳۸۱ در کشور ۱۹۲۷۱ بنگاه دارای ۱۰نفر کارکن و بیشتر وجود داشت، که در سال ۱۳۹۸ به ۲۹۱۴۸ بنگاه افزایش یافت، بنابراین به‌طور متوسط در هرسال، ۵۴۸ بنگاه به مجموعه صنایع کشور اضافه شده است. بررسی به‌عمل‌آمده نشان می‌دهد که همه زیر بخش‌ها با کد چهاررقمی با افزایش تعداد کارگاه مواجه نبوده برخی زیر بخش‌ها با کاهش کارگاه مواجه شده است (مرکز آمار ایران)[1].

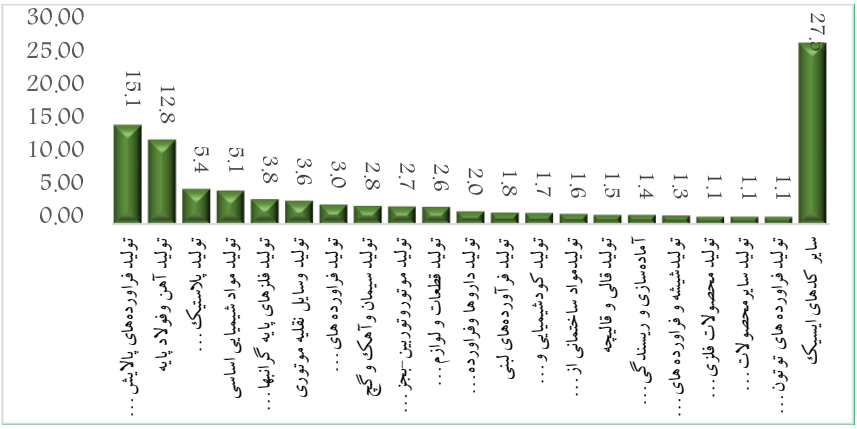
شاخص هرفیندال- هیرشمن: از مجموع ۱۲۸ کد چهاررقمی ایسیک در سال ۱۳۸۱ حدود ۶۴ کد غیرمتمرکز بوده که در سال ۱۳۹۸ به ۷۷ کد افزایش‌یافته است و به همین ترتیب تعداد کدهایی که دارای شرایط متمرکز ملایم هستند از ۴۳ به ۳۶ کاهش‌یافته است و کدهایی که دارای شرایط کاملاً متمرکز هستند از ۲۱ به ۱۴ کاهش‌یافته و در نتیجه با افزایش تعداد کارگاه‌ها در طی ۱۸ سال فضای بازار به نظر به سمت رقابتی‌تر شدن حرکت کرده است. در سال ۱۳۹۸ فعالیت‌های تولید مولدهای بخار، به‌جز دیگ‌های آب گرم حرارت مرکزی، تولید قایق‌های تفریحی و ورزشی جزء فعالیت‌های کاملاً متمرکز و تولید کالاها از بتون و سیمان و گچ، برش و شکل‌دهی و پرداخت و تولید سایر فراورده‌های معدنی در رده غیرمتمرکز طبقه‌بندی‌شده است (یافته‌های پژوهش).

شاخص بهره‌وری عوامل کل: بررسی بهره‌وری عوامل تولید نشان می‌دهد که طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ بهره‌وری ۲۶ کد ایسیک صنعتی صنایع افزایش‌یافته و ۹۵ کد چهاررقمی با کاهش بهره‌وری مواجه بوده است. از سال ۱۳۸۱ تا سال ۱۳۹۸، تولید غذاهای آماده (۹۹۷/۶۲)،

[1]. منابع کلیه داده‌های استفاده شده در مطالعه «مرکز آمار ایران. نتایج آمارگیری از کارگاه‌های ۱۰ کارکن و بیشتر سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸» است.

تولید فراورده‌های نسوز (۸۲۳/۵۶)، تولید کالاها از بتون و سیمان و گچ (۲۵۶/۹۷)، تولید قطعات و لوازم الحاقی وسایل نقلیه موتوری (۲۳۰/۶۱)، چاپ (۲۲۰)، تولید داروها و فراورده‌های دارویی شیمیایی و گیاهی (۲۱۱/۳۱) بیشترین میزان شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید را داشتند.

موجودی سرمایه: بررسی روند موجودی سرمایه کارگاه‌های صنعتی نشان می‌دهد که موجودی سرمایه برآورد شده در سال ۱۳۸۱ بالغ بر ۳۹۱ هزار میلیارد ریال بوده که در سال ۱۳۹۸ به ۷۰۳۱ هزار میلیارد ریال به قیمت جاری افزایش‌یافته است. بررسی میزان موجودی سرمایه در بین کدهای ایسیک نشان می‌دهد که بیشترین سرمایه‌گذاری در سال‌های مختلف در تولید فراورده‌های پالایش است، که ۱۵ درصد موجودی سرمایه صنعت را به خود اختصاص داده و پس‌ازآن تولید آهن و فولاد پایه با سهم ۱۲/۸۴ در صد قرار دارد. در نمودار شماره (۲) سهم هر یک از کدهای ایسیک از موجودی سرمایه به تصویر کشیده شده است (یافته‌های پژوهش).



نمودار ۲: سهم موجودی سرمایه کدهای ایسیک از کل در سال ۱۳۹۸

منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص لرنر: شاخص لرنر با استفاده از روابط (۳)، (۴) و (۶) محاسبه شده است و محاسبات نشان می‌دهد در کلیه صنایع شاخص لرنر بزرگ‌تر از صفر است. طبق محاسبات شاخص لرنر در صنایع ایران بین ۰/۰۴ تا ۰/۷ متغیر بوده و بالای ۵۰ درصد صنایع کشور شاخص لرنر بالا عدد ۰/۶ است.

٤-۲- نتایج برآورد مدل

برای برآورد رابطه ۱ از روش پانل دیتا و برای دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۸ در سطح کدهای چهار رقمی ایسیک استفاده‌شده است. آمار توصیفی متغیرهای مورداستفاده در مدل به شرح جداول ۱ و

۲ آورده شده است در جدول ۱ داده‌ها بدون لحاظ لگاریتم و در جدول ۲ داده مورداستفاده در مدل که به شکل لگاریتم است، آورده شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی داده‌های مورداستفاده

نام متغیر	واحد	میانگین	مینیمم	ماکزیمم	میانه	انحراف معیار
LERNER	-	۱	۰	۱	۱	۰
SUBE	میلیون ریال	۱۳۸۵۸۴۵	۱۱۴۰۰	۵۸۰۹۶۷۶۲	۱۶۸۷۸۶	۴۹۱۲۵۲۵
SIZE	تعداد شاغل در کارگاه	۷۹	۱۳	۱۳۲۶	۵۱	۱۰۸
KC	میلیون ریال	۸۹۷۶۰	۲۶۲۰۰	۷۵۰۱۷۴۷	۱۹۶۹۰	۳۸۶۹۲۸
WAGE	میلیون ریال	۱۴۸۷۸۸۸	۳۲۷۴	۲۶۶۱۱۲۷۰	۶۳۴۴۱۸	۲۶۰۳۵۳۱
HERFENDAL	-	۱۳۳۰	۱	۱۰۰۰۰	۷۱۴	۱۵۶۲
TFP	درصد	۱۱۸	-۱۰۲۷	۱۷۴۷	۱۰۱	۱۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: آمار توصیفی داده‌های استفاده شده در مدل (فرم لگاریتمی)

نام متغیرها	تعداد مشاهدات	آمار توصیفی				
		میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف استاندارد
LLERNER	۲۱۶۵	-۰/۶۰۱۰۲	-۰/۶۰۸۳	-۰/۰۸۰۷	-۱/۶۷۰۹	۰/۱۳۱۱
LSUBE	۲۱۶۵	۱۲/۰۴۳	۱۲/۰۵۱۷	۱۷/۸۷۷۶	۴/۷۳۹۷۱	۲/۰۸۲۹
LSIZE	۲۱۶۵	۴/۰۳۶	۳/۹۳	۷/۱۹	۲/۵۲	۰/۶۸
LKC	۲۱۶۵	۱۰/۰۶۴	۹/۸۹	۱۵/۸۳	۵/۵۶۶	۱/۳۰۵
LWAGE	۲۱۶۵	۱۳/۲۳۶	۱۳/۳۶۹	۱۷/۰۹۶	۸/۰۹۳	۱/۵۵۲
LHERFENDAL	۲۱۶۵	۶/۵۴۸	۶/۵۶۳	۹/۲۱۰	۲/۱۳۴	۱/۱۹۹
TFP	۲۱۶۵	۱۱۷/۹۶۷	۱۰۱/۴۳	۱۷۴۷/۲۱۴	-۱۰۲۶/۹	۱۳۰/۶۸

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون ریشه واحد: برای برآورد مدل‌های پانل دیتا ابتدا باید آزمون مانایی متغیرها انجام شود. ر این مطالعه از آزمون ریشه واحد مشترک[1] لوین، لین چو[2] و آزمون واحد مقطعی[3] فیشر دیکی فولر[4] استفاده شده است. نتایج منعکس‌شده در جدول ۲ نشان می‌دهد کلیه متغیرها دارای احتمال کمتر از

1. Common Root
2. Levin, Lin and Chui
3. Individual Root
4. Fisher ADF

۰/۰۵ در صد و بنابراین مانا هستند.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیرها	آماره	فیشردیکی فولر	لوین، لین و چو
LLERNERTT	آماره	۳۵۰/۸۷	-۴/۹۵
	احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LSUBE	آماره	۳۱۹/۵۹۸	-۶/۰۵۶
	احتمال	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰
LKC	آماره	۳۲۲/۴۸۱	-۴/۴۵۰
	احتمال	۰/۰۰۰۴	۰۰۰۰۰
LWAGE	آماره	۳۴۸/۸۸۶	-۳/۸۴
	احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰۱
LHERFENDAL	آماره	۴۹۵/۳۹۲	-۹/۰۲
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰
TFP	آماره	۳۶۷/۲۹۶	۲۹/۵۸
	احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون هم جمعی: برای جلوگیری از وجود رگرسیون کاذب آزمون هم جمعی کائو[1]، برای متغیرها انجام شده است. طبق جدول ۴، آزمون هم جمعی کائو (آماره t آزمون -۲/۱۴ و احتمال آن ۰/۰۱۵۹ است) می‌توان گفت یک رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص لرنر و متغیرهای مستقل وجود دارد.

جدول ٤: نتایج آزمون همجمعی کائو

نتایج آزمون هم جمعی کائو	آماره t	احتمال
ADF[2]	-۲/۱۴۶۰۴۷	۰/۰۱۵۹۰
واریانس باقیمانده[3]	۰/۰۰۷۲۵۶	
واریانس HAC[4]	۰/۰۰۶۰۷۸	

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون معنی‌دار بودن داده‌های پانل: برای آزمون معنی‌دار بودن داده‌های پانل از

1. Kao Cointegrtion Test
2. Augmented Dickey-Fuller
3. Residual Variance
4. Heteroskedasticity- and Autocorrelation-Consistent Variance

آزمون **F** استفاده می‌شود. نتایج حاصل نشان می‌دهدکه مدل تجمیعی یا پول[1] (مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵) نیست و مدل دارای اثرات ثابت یا تصادفی است (جدول ۵). با توجه به اینکه مدل پانل است، برای تعیین اثرات از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در جدول ۵ نتایج نشان می‌دهد مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ است پس فرض مدل با اثرات تصادفی، رد می‌شود و مدل دارای اثرات ثابت است.

جدول ۵: نتایج آماره F چاو و آزمون آثار ثابت هاسمن

نتایج آماره F لیمر	آماره	درجه آزادی	احتمال
مقطعی F	۱۲/۰۰۶	۱۲۰ ،۲۰۳۹	۰/۰۰۰۰
کای دو مقطعیF	۱۱۵۷/۲۳	۱۲۰	۰/۰۰۰۰
مقطعی تصادفی[2] هاسمن	۱۳/۸۶	۵	۰/۰۳۱۲۶

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون ناهمسانی واریانس: با توجه فرضیات OLS مدل بررسی و مشکلات آن با روش‌های مرسوم رفع شد. این مدل دارای ناهمسانی واریانس است. برای آزمون ناهمسانی واریانس، از آزمون وایت[3] استفاده شده است، طبق جدول ۶ مقدار احتمال F و کای دوکمتر از ۰/۰۵ است، فرضیه همسانی واریانس رد و ناهمسانی واریانس وجود دارد و در نتیجه شیوه برآورد GLS و به شکل پانل دیتا در سطح کدهای چهار رقمی ISIC در سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۸ برآورد می‌شود.

جدول ٦: نتایج آزمون وایت برای ناهمسانی واریانس برای مدل اول

F-statistic	۲۱/۲۶۳	۶/۰۹	احتمال F	۰/۰۰۰۰
R ^ ۲ مشاهدات	۴۵۸/۸۰	۳۸۰	احتمال کای دو (۷۳)	۰/۰۰۰۰
مقیاس[4]	۱۷۷۹/۵۰	۱۰۰۵/۶۸	احتمال کای دو (۷۳)	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل بررسی آثار یارانه بر قدرت بازار: پس از بررسی شرایط و رفع

---

1. Pool
2. Cross-section Random
3. برای آزمون ناهمسانی واریانس مدل را در حالت غیر پانل برآورد و از آزمون وایت برای سنجش ناهمسانی واریانس استفاده شده است.
4. Scaled Explained SS

مشکلات، اقدام به برآورد رابطه ۱ از روش GLS کرده و نتایج آن در جدول (۷) درج‌شده است. همان‌طور که از جدول (۷) مشاهده می‌شود، مدل در حالت کلی معنی‌دار است و متغیرها نیز با توجه به آماره t معنی‌دار هستند و به‌طورکلی مدل تائید می‌شود.

جدول ۷: نتایج اولیه ضرایب و آماره t برای بررسی آثار یارانه بر قدرت بازار

شرح	ضریب	آماره t	احتمال
LHERFENDAL	۰/۰۱۵۲۶۲	۴/۲۲۷۹۲۳	۰/۰۰۰
LSUBE	-۰/۰۱۶۸۸۷	-۶/۱۲۱۶۹۸	۰/۰۰۰
TFP	۰/۰۰۰۱۱۵	۵/۵۴۷۹۶۲	۰/۰۰۰
LWAGE	۰/۰۲۷۷۶۷	۵/۸۹۲۶۱۹	۰/۰۰۰
LKC	۰/۰۰۷۸۸۹	۲/۱۵۲۸۷	۰/۰۳۱۴
C	-۰/۹۵۸۱۶۷	-۱۳/۳۱۹۳۸	۰/۰۰۰
R^۲	۰/۴۳	F	۱۲/۵۵
Adjusted R^۲	۰/۴۰	DW	۰/۷۹

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج مدل نشان می‌دهد که رابطه بین شاخص لرنر و یارانه‌های انرژی منفی است مطابق نتایج، با یک درصد افزایش در یارانه‌ها، به میزان ۰/۱۶۸ درصد از قدرت بازار کاهش می‌یابد. این نتایج نشان می‌دهد که یارانه‌های انرژی توانسته است قسمتی از اهداف پرداخت یارانه‌ها را محقق سازد. یکی از اهداف اصلی پرداخت یارانه‌های انرژی در ایران کمک به صنایع دارای توان پایین از طریق کنترل سطح قیمت‌هاست. درواقع در این شیوه دولت حاشیه سود اقتصادی بنگاه ناشی از تفاوت قیمت با هزینه نهایی را خنثی می‌کند و در عوض در ازای یارانه انرژی هزینه‌های تولید را برای بنگاه کاهش می‌دهد. نتایج این مطالعه با نتایج مطالعه یووانگ وآخانی و دای لی مشابه بوده و در مطالعات آن‌ها نیز این تأثیرگذاری منفی بود.

تأثیر سهم بازار بر قدرت بازار مثبت است به‌عبارت‌دیگر یک درصد افزایش در سهم بازار (شاخص هرفیندال-هیرشمن) منجر به افزایش۰/۱۵۲ درصد در قدرت بازار می‌شود. برآورد به‌دست‌آمده تائیدکننده نظریه‌های اقتصادی درزمینه بازارهاست. بر اساس نظریات اقتصادی صرفاً در بازار رقابت کامل که بنگاه‌ها قیمت پذیرند و سود اقتصادی (تفاوت میان هزینه نهایی و قیمت فروش) صفر است و هر چه بازار به سمت انحصار پیش برود قدرت تولیدکنندگان در تعیین قیمت بیشتر می‌شود که منجر به ایجاد سود اقتصادی برای تولیدکننده خواهد شد. افزایش درجه تمرکز

درواقع به معنی افزایش قدرت تأثیرگذاری تولیدکنندگان خاص بر تعیین قیمت در بازار است. درواقع ضریب برآورد شده نشان‌دهنده رابطه افزایش تمرکز در بازار و دور شدن قیمت بازاری و هزینه نهایی است. به‌بیان‌دیگر همراه با افزایش درجه تمرکز تأثیرگذاری بنگاه بر قیمت بازار و قدرت قیمت‌گذاری بنگاه افزایش می‌یابد. در این شرایط بنگاه‌ها دیگر قیمت پذیر نیستند و حاشیه سود اقتصادی مثبت که به‌صورت تفاوت قیمت بازاری از هزینه نهایی تعریف می‌شود وجود خواهد داشت.

تأثیر بهره‌وری عوامل تولید بر قدرت بازار مثبت است ولی ضریب آن بسیار کوچک است. یک در صد افزایش در بهره‌وری ۰/۰۰۰۱ قدرت بازاری را افزایش می‌دهد. به نظر می‌رسد در صنایع ایران بهره‌وری نتوانسته منجر به ایجاد قدرت بازار شود.

تأثیر جبران خدمات بر قدرت بازار مثبت بوده و یک درصد افزایش در جبران خدمات ۰/۰۲۷۷ درصد به قدرت بازار می‌افزاید که یکی از دلایل آن ایجاد انگیزه در کارکنان و افزایش مشارکت آن‌ها در تولید است.

یکی از متغیرهای مهم در ایجاد انحصار، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها است. هرچه بنگاه‌ها به سمت بنگاه بزرگ و یا بنگاه‌های با فناوری بالا (سرمایه‌گذاری‌ها یا منجر به گسترش بنگاه است و یا ممکن است برای استفاده از فناوری‌های پیشرفته باشد،) حرکت کنند، احتمال ایجاد انحصار بیشتر است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، تأثیر سرانه موجودی سرمایه بر قدرت بازار مثبت است به‌عبارت دیگر یک درصد افزایش در سرانه موجودی سرمایه به میزان ۰/۰۰۷۸۸۹ درصد قدرت بازار را افزایش می‌دهد. نتایج به‌دست‌آمده در این بخش نیز تائیدکننده نظریه‌های اقتصادی و نتایج سایر مطالعات است. همراه با افزایش حجم سرمایه مقیاس تولید افزایش می‌یابد و از این طریق شاخص تمرکز بنگاه و درنتیجه قدرت تأثیرگذاری بنگاه بر قیمت بازار افزایش خواهد یافت. همچنین درنتیجه انباشت سرمایه، بهره‌وری سایر عوامل تولید و درنتیجه بهره‌وری کل عوامل افزایش خواهد یافت که منجر به کاهش هزینه نهایی می‌شود و بر این اساس قدرت بازاری بنگاه افزایش می‌یابد. همچنین افزایش سرمایه از طریق نوآوری و استفاده از ماشین‌آلات و فن‌آوری‌های نوین به‌شدت هزینه نهایی تولید را کاهش خواهد داد که این امر منجر به تفاوت شدید میان قیمت بازاری و هزینه تمام‌شده برای بنگاه و قدرت بازار آن خواهد بود.

۵- جمع‌بندی

ایران از جمله کشورهای با پرداخت یارانه انرژی بالا در سطح جهان است و بنابراین یارانه بر کلیه ابعاد اقتصادی و اجتماعی جامعه تأثیرگذار است. در این مقاله آثار یارانه انرژی بر قدرت بازار بررسی شد. در سال ۱۹۷۲ شفرد برای اولین بار اعلام کرد که یارانه بر قدرت بازار تأثیر دارد و از آن زمان به بعد مطالعات متعددی در این زمینه انجام‌شده است. مطالعات انجام‌شده توسط دای لی، چو و وانگ و چن و یو نشان دادند که تأثیر یارانه بر قدرت بازار منفی است و در مطالعه آخانی نیز ارتباط یارانه باقدرت بازار ایران منفی است.

در این مطالعه از روش داده‌های تلفیقی و متغیرهای بهره‌وری، شاخص هرفیندال، دستمزد، موجودی سرمایه به‌عنوان متغیرهای مستقل و شاخص لرنر به‌عنوان قدرت بازار استفاده‌شده است. در مطالعه حاضر از مدل یو و وانگ (۲۰۲۰) استفاده‌شده است نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که ارتباط بین یارانه و قدرت بازار منفی است که با مطالعات انجام‌شده قبلی هم‌خوانی دارد. یکی از دلایل منفی بودن ارتباط منفی بین یارانه و قدرت بازار استقبال نکردن بنگاه‌ها از نوآوری و خلاقیت است. در واقع شرکت‌ها به دلیل دسترسی ارزان به انرژی حاضر به تلاش برای به دست آوردن بازار نیستند و به‌نوعی تنبلی بر بنگاه‌ها حاکم است که آمارهای شدت مصرف انرژی نیز این موضوع را تائید می‌کند. درمجموع یارانه انرژی در ایران در بخش صنعت منجر به ایجاد قدرت بازار نشده و بیشتر ناکارآمدی را افزایش داده و صنایع تمایل به نوسازی نداشته و از فنّاوری قدیمی و انرژی بر استفاده می‌کنند.

از سوی دیگر به دلیل دسترسی کلیه بنگاه‌ها به یارانه انرژی، این یارانه نتوانسته است بر قدرت بازار تأثیر مثبت بگذارد، درمجموع با توجه به نتایج مطالعه پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

با توجه به اینکه رابطه بهره‌وری و قدرت بازار مثبت است؛ بنابراین دولت از طریق اتخاذ سیاست‌های مناسب، زمینه حمایت از افزایش بهره‌وری در شرکت‌ها را فراهم کند.

با توجه به رابطه بین سهم بازار و قدرت بازار دولت از طریق سیاست‌های ضد تراست[1] از ایجاد انحصارات جلوگیری کند.

نتایج این مطالعه نشان داد که یارانه‌ها ، تأثیر منفی بر قدرت بازار دارد. یکی از دلایل آن

[1]. از اتحاد چند شرکت تولیدکننده کالای مشابه که سهم عمده‌ای از بازار را در اختیار دارند تراست به وجود می‌آید. به قوانین و مقرراتی که محدودکننده انحصار باشد قوانین ضد تراست گویند (نمازی، ۱۳۸۲).

توزیع عادلانه یارانه انرژی در کشور است به‌گونه‌ای یارانه به سهولت در اختیار بنگاه قرار دارد، بنابراین دولت درصورتی‌که بخواهد کلیه یارانه‌ها اعم از تخفیف مالیاتی، دسترسی به منابع مالی ارزان ریالی و ارزی و سایر یارانه‌هایی که دولت پرداخت می‌کند، منجر به ایجاد انحصار نشود و قدرت بنگاه‌ها را افزایش ندهد، باید شرایط دسترسی به انواع یارانه را برای همه بنگاه‌ها فراهم کند.

این مطالعه نیز همانند اکثر مطالعات دارای محدودیت‌های پژوهش ازجمله محدودیت جامعه آماری است، ازآنجایی‌که پژوهش حاضر برای کدهای چهار رقمی ایسیک است و برای کارگاه‌های بالای ۱۰ نفر کارکن است، نتایج پژوهش لزوماً برای کدهای دورقمی و یا برای کل صنعت قابل‌تعمیم نیست و محدودیت اندازه‌گیری شاخص‌های لرنر، بهره‌وری و .. با توجه به مدل و روش انتخابی نتایج به‌دست‌آمده ممکن است با مدل‌های دیگر همخوانی نداشته باشد.

پیشنهاد به محققین آینده، با توجه به اینکه در این پژوهش تنها یکی از جنبه‌های تأثیر یارانه مورد بررسی قرارگرفته پیشنهاد می‌شود تأثیر یارانه‌ها بر سایر مؤلفه‌ها، ازجمله تأثیر یارانه بر بهره‌وری و رشد بخش صنعت انجام شود و از سوی دیگر موضوع یارانه‌ها در بخش کشاورزی نیز بسیار مهم است که در این بخش نیز مطالعه انجام گیرد. علاوه بر در مطالعات آتی تأثیر یارانه‌ها برافزایش فساد بررسی شود.

References

Akhani, Z., Sarlak, A., Saidifar, A., & Haji, G. (2022). The Effect of Subsidies on the Mark-up of the Industrial Sector in Iran. *Scientific Quarterly of Industrial Economics Research*, **6**(21): 19-33. (In Persian).

Azami, S. (2014). Estimation of Mark-up and Efficiency Relative to Scale in Iran's Food and Beverage Industries: the Approach of the New Experimental Industrial Organization. *Faculty of Social Sciences. Department of Economics, Razi University* (In Persian).

Buts, C., & Jegers, M. (2012). A Note on State Aid and Concentration: the Case of Belgium. *European Competition Journal*, **8**: 153–162.

Chen, Y., & Yu, X. (2019). Do Subsidies Cause a Less Competitive Milk Market in China? *Agricultural Economics*, **50**(3): 303-314.

IEA Energy Statistics Data Browser IEAParis. (2022).*https:// www.iea.org/data-and-statistics/data-tools/energy-statistics-data-browser*.

IEA. (2022). *https://www.iea.org/data-and-statistics/data-product/fossil-fuel-subsidies-database*.

Iran Energy Balance Sheet (2002-2019). Planning and Macroeconomics Office of Electricity and Energy. Ministry of Energy.

Iran Hydrocarbon Balance (2002-2019). Ministry of Petroleum (In Persian).

Jalalabadi, A., & Mirjalili, F. (2008). Monopoly and Concentration in Iranian Industries, a Case Study of Some Industries in 2014-2016. *Economic Essays*, **7**(4): 197-232. (In Persian).

Khodadad Kashi, F., Ebadi, J., Kia Alhosseini, Z., & Heydari, Kh. (2017). Estimation of Market Power and its Dispersion in Iran's Food Industry. *Agricultural Economics and Development*, **26**(102): 195-215. (In Persian).

Kiani, H., & Naqibi, M. (2014). Estimating Capital Stock and Investigating the Effectiveness of Different Methods of Calculating it in the Major Economic Sectors of Iran. *Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, **15**(2): 73–94. (In Persian).

Li, X., & Dai, J. (2020). How does subsidy change a firm's market power? The case of China's rice processing industry. *Journal of Applied Economic*, **23**(1): 372-384.

Manzoor, D., & Haghighi, A. (2013). Calculating the Effect of Energy Price Increase and Cash Subsidy Payment on Energy Demand, *Commercial Research Quarterly*, **67**(Summer): 124-101 (In Persian).

Namazi, H. (2003). *Economic Systems*, Shahid Beheshti University, First Edition (New Edition) (In Persian).

Pajuyan, J., Khodadad Kashi, F., &Shahikitash, M. (2018). Non-Parametric Evaluation of the Gap between Price and Final Cost in Iranian Industries in the form of a Cournot Model. *Scientific Research Journal of Quantitative Economics*, **8**(2): 95–121. (In Persian).

Ren, S. M., & Zhang, J. (2013). Subsidies, Rent-Seeking Costs, and Markup Rates: Based on Empirical Research from Chinese Equipment Manufacturing Companies. *Management World*, **10**: 118-129.

Schwartz, G., & Clements, B. (1999). Government Subsidies. *Journal of Economic Surveys*, **13**(2): 119-148.

Song, J., Su, Y., Su, T., & Wang, L. (2022). The Dilemma of Winners: Market Power, Industry Competition and Subsidy Efficiency. *Chinese Management Studies*, **16**(5): 1161-1181.

Statistical Center of Iran. Statistics Results from Workshops with 10 or More Workers in 2018-2019. *National Accounts for the Years* 2002-2019. (In Persian).

Temski-Bidgholi, M., Babakhani, M., Seyed Hosseini, M., & Nakhandarian, K. (2013). Measuring and Analyzing the Productivity of All Production Factors using the Trenquist Index Method. *Tomorrow's Management*, **41**(13): 89-104 (In Persian).

Wenqi, D., Khurshid, A., Rauf, A., & Calin, A. C. (2022). Government Subsidies Influence on Corporate Social Responsibility of Private Firms in a Competitive Environment. *Journal of Innovation & Knowledge*, **7**(2): 100–189.

Yue, W., & Wang, J. (2020). Government Subsidies and Firm-Level Markups: Impact and Mechanism. *Sustainability*, **12**(7): 2726.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 166-201

Comparative analysis of housing prices using Black-Scholes and jump diffusion models: A case study of the provincial centers in Iran

Salaheddin Manochehri[1], Fateh Habibi[*2]

Received: 02-09-2023 Accepted: 04-11-2023

Extended Abstract

Purpose: During the last two decades, housing price fluctuations in some countries including Iran have been a main challenge of the housing market and the country's economy. In one period, there was a significant increase in housing prices and, in another period, it decreased or stabilized. Relatively high and widespread, it governs the price of housing, as a result of which significant developments have occurred in the housing sector and in the entire economy. In new theories, housing prices can fluctuate over time, and housing price fluctuations can be divided into two important categories. First, minor fluctuations result from market structure based on fundamentals. The housing market is based on the housing supply and demand conditions and the endogenous factors of the housing sector. Hence, the gradual and slow changes in the housing price over time are caused by the basic and underlying factors of the housing market and through changes in the total cost. Housing production changes housing prices. Second, housing cyclical shocks or impulses, are the exogenous factors that create cyclical shocks in the housing sector, and the monetary policy's effect on asset prices, including real estate and housing, is determined. The capital market, household asset portfolio composition and macroeconomic variables are among them.

Methodology: We assume that (Ω, F, P) is the probability space, $\{F_t : t \succ 0\}$ is a filter created by Brownian W_t and Poisson process N_t with λ is intensity. We also assume that Brownian process W_t, Poisson process N_t and price jump y_t are independent of one another. H_t housing prices are based on time $t \in [0, T]$. In the Black-Scholes model (BSM), housing prices at time t are modeled by the following geometric Brownian process:

[1]. Postdoctoral in Economics at University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Email: salah.manochehri@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: f.habibi@uok.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 166-201

$$H_t = H_0\, exp\left(\left(\mu - \frac{1}{2}\delta^2\right)t + \delta W_t\right)$$

where μ is the average and δ standard deviation of housing prices. In the jump diffusion model (JDM), housing prices are calculated by the following equation:

$$H_t = H_0\, exp\left(\left(\mu - \frac{1}{2}\delta^2 - \lambda k\right)t + \delta W_t + \sum_{i=1}^{N_t} Y_i\right)$$

where μ is the expected growth rate, δ is the turbulence of the Brownian process, and H_t is the housing price at time t and before the jump.

Results and discussion: In this research, using GEM algorithm, the five parameters of jump diffusion model were estimated and then two parameters of Black-Scholes model were estimated using the maximum likelihood method. Next, the simulation of the future housing price was done based on the Monte-Carlo method. The simulation was done in 100,000 repetitions, and then the best model was selected. The housing price was simulated based on the real price, so that the price at time t could be calculated with its next monthly price, i.e. t+1. This method was repeated until the last data. In this research, many models were simulated with random numbers generated for housing prices to get the best model with the least error. In three cases of 6 months, 12 months and 24 months, housing prices were simulated and predicted. One way to calculate the accuracy of the model was based on the confidence interval with the assumption of normal approximation. One way to check the stability of the obtained coefficients of the models was to repeat the simulation with different random numbers and calculate the average performance of each model. In this research, in order to avoid bringing a large number of estimated models, 25 models with the best performance and the least error, and among these 25 models, the best models were identified.

The results of the models show that, in most of the provincial centers of Iran, the jump diffusion model yields better results than the Black-Scholes model. Also, in some provincial centers, the 6-month performance is better, and, in some others, 12-month or 24-month performance is better. On the other hand, some provincial centers perform better in 6 months, 12 months and 24 months. The results of the average jump frequency in the centers of the provinces of Iran in the housing market show that, for most of the provinces, the average jump frequency is a high number, which indicates high fluctuations and the high impact of internal and external shocks in the Iranian housing market.

Conclusions and policy implications: Accurate modeling of the pricing of various assets, including the housing market, as well as its fluctuations, has always been one of the concerns of researchers and policymakers. Therefore, this research aimed at the comparative analysis of housing prices using Black-Scholes asset pricing models and

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P P: 166-201

jump diffusion in the provincial centers of Iran. This study used the monthly housing price data in the provincial centers of Iran for a period from March 2009 to March 2023. In addition, through the GEM algorithm, the jump diffusion model and the maximum likelihood method, the Black-Scholes model was fulfilled, and then the future housing prices in the centers of the provinces of Iran were simulated by the Monte Carlo method. The research results show that, in most provinces of Iran, the jump diffusion model has better and more accurate results than the Black-Scholes model in 6, 12 and 24 months of performance. It is worth mentioning that, in some provincial centers, the results of the Black-Scholes model were better than the jump diffusion model. According to the results of the average jump frequency, it is clear that the highest and lowest average jump frequencies belong to Khorasan Razavi and Kohgiluyeh-Boyer Ahmad Provinces with values of 0.58 and 0.09, respectively.

Keywords: Housing prices, Iran, Black-Scholes model, Jump diffusion model

JEL Classification: R32, C61, G12.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱۶۶-۲۰۱

تحلیل مقایسه‌ای کارایی مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش در مدل‌سازی قیمت مسکن: مراکز استان‌های ایران[۱]

صلاح‌الدین منوچهری[۲]، فاتح حبیبی*[۳]

دریافت: ۱۱-۰۶-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۳-۰۸-۱۴۰۲

چکیده

هدف پژوهش، مدل سازی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران در دوره زمانی فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۴۰۱ است. در این مطالعه از مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش در مدل سازی قیمت مسکن استفاده شده که مدل بلک-شولز با به‌کارگیری روش حداکثر درستنمایی و مدل انتشار پرش با الگوریتم (GEM) برآورد شد. برای شبیه سازی قیمت آتی مسکن و انتخاب بهترین مدل از روش مونت-کارلو با عملکرد ۶ ماهه، ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه استفاده‌شده است. بر اساس نتایج مشخص است که در اکثر مراکز استان‌های ایران عملکرد ۶ ماهه بهتر بوده و در بعضی از مراکز استان‌ها هم عملکرد ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه بهتر بوده است. با توجه به نتایج مشخص شد که الگوی انتشار پرش در توضیح‌دهندگی رفتار قیمت مسکن عملکرد بهتری نسبت به الگوی بلک-شولز داشته است. نتایج الگوی انتشار پرش نشان می‌دهد که قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران دارای پرش بوده و با توجه به شرایط و ساختار بازار مسکن هر استان، پرش قیمت متفاوت است که در بعضی استان‌ها ازجمله شهرهای بزرگ و کلان‌شهرها پرش قیمتی بالا و در شهرهای کوچک کمتر بوده است. با توجه به نتایج الگوی انتشار پرش، بیشترین و کمترین پرش قیمت مسکن مربوط به مراکز استان‌های خراسان رضوی و کهگیلویه و بویراحمد بوده که مقدار آن به ترتیب برابر ۰/۵۸ و ۰/۰۹ درصد است.

واژگان کلیدی: قیمت مسکن، ایران، مدل بلک-شولز، مدل انتشار پرش

طبقه‌بندی JEL: G12, C61, R32

---

[۱]. این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی دوره پسادکتری علوم اقتصادی با حمایت مالی معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه کردستان است که بدینوسیله از حمایت‌های این معاونت تشکر و قدردانی می‌شود.

[۲]. پژوهشگر پسادکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران s.manochehri@uok.ac.ir

[۳]. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. f.habibi@uok.ac.ir

۱- مقدمه

بحران اگرچه موضوع مسکن قبل از بحران مالی جهانی در ادبیات اقتصاد کلان مطرح بود، اما به‌عنوان جزئی فرعی از مباحث اقتصاد دیده می‌شد که به‌طور ویژه مورد توجه قرار نگرفته است (پیاززی و اشنایدر[1]، ۲۰۱۶). علت این موضوع این تصور بود که تحلیل سرمایه‌گذاری، سطح قیمت و سطح تولید بخش مسکن متفاوت از سرمایه‌گذاری، سطح قیمت و تولید کل کالاها و خدمات نیست تا نیاز به توجه ویژه داشته باشد. بااین‌حال، از زمان بحران بزرگ مالی، نقش و اهمیت موضوع مسکن در ادبیات اقتصاد کلان توجه بیشتری را به خود جلب کرده است. ویژگی بارز مسکن این است که هم دارایی و هم کالای مصرفی است. به‌عنوان یک کالای مصرفی، خدمات مسکن بیشترین وزن را در سبد مصرفی خانوارها دارد و برای اکثر خانوارها، خانه آن‌ها مهم‌ترین دارایی آن‌ها است (دیاس و همکاران[2]، ۲۰۱۹).

یکی از مشکلات اساسی سیاست‌گذاری در بخش مسکن نوسان قیمت مسکن است (چو[3]، ۲۰۱۰). قیمت مسکن همانند سایر دارایی‌های مالی دارای نوسان قیمت در طول زمان است که می‌توان این نوسان را به دو دسته مهم تقسیم‌بندی نمود (ملکی، ۱۳۹۵؛ قلی‌زاده و همکاران، ۱۴۰۰): نخست، نوسان جزئی که ناشی از ساختار بازار و مبتنی بر پایه‌های بازار مسکن است که در شرایط عرضه و تقاضای مسکن و عوامل درون‌زای بخش مسکن ریشه دارد (آدلاید و دتکن[4]، ۲۰۰۷)، ازاین‌رو تغییرات تدریجی و بطئی قیمت مسکن در طول زمان ناشی از عوامل اساسی و زیربنایی بازار مسکن است و از طریق تغییر در هزینه تمام‌شده تولید مسکن، قیمت مسکن را دستخوش تغییر قرار می‌دهد. دوم، شوک‌ها یا تکانه‌های ادواری مسکن که عوامل برون‌زا، شوک‌های ادواری در بخش مسکن را به وجود می‌آورد (نام و اوه[5]، ۲۰۲۰).

الگوسازی قیمت دارایی‌ها همواره موردتوجه اقتصاددان‌ها، آماردان‌ها و فعالین در بازار مالی بوده است. در دهه‌های اخیر پژوهش‌های فراوانی در زمینه توسعه و آزمون الگوهای رفتار قیمت

---

1. Piazzesi and Shneider
2. Dias et al.
3. Chu
4. Adalid and Detken
5. Nam and Oh

دارایی‌های مختلف ازجمله مسکن انجام شده است. الگوی گام تصادفی یکی از مهم‌ترین الگوهای شبیه‌سازی رفتار قیمت دارایی‌های مالی است. محققین حوزه اقتصاد مالی با افزودن برآیند براونی به معادلات دیفرانسیل معمولی موفق به شبیه‌سازی رفتار قیمت دارایی‌ها شده‌اند، به این معادلات، معادلات دیفرانسیل تصادفی یا فرآیند انتشار[1] گفته می‌شود. در چند دهه اخیر، فرآیندهای انتشار بخش مهمی از ادبیات اقتصاد مالی را به خود اختصاص داده است.

الگوسازی قیمت دارایی‌های مالی با استفاده از مدل‌های انتشار بخش اصلی از ادبیات اقتصاد مالی را به خود اختصاص داده است. به‌ویژه، در هسته اقتصاد مالی مانند الگوسازی نرخ بهره، قیمت‌گذاری دارایی‌ها ازجمله مسکن، قیمت‌گذاری مشتقات، ارزش‌گذاری ریسک و انتخاب سبد بهینه از مدل‌های انتشار استفاده می‌شود. الگوسازی قیمت دارایی‌های مالی بر اساس الگوهای نوین قیمت‌گذاری منجر به کاهش خطای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی ازجمله مسکن می‌شود. ازاین‌رو امکان آربیتراژ در بازارهای مالی کاهش‌یافته و به‌علاوه قیمت‌گذاری دقیق دارایی‌های مالی منجر به کاهش وقوع بحران‌های مالی می‌شود (مولایی و همکاران، ۱۳۹۵). نخستین الگوی قیمت‌گذاری دارایی توسط ریاضی‌دان فرانسوی لویس باشولیه[2] ارائه شده است. قیمت دارایی پایه از فرآیند براونی با میانگین صفر پیروی می‌کند. در برخی از الگوهای قیمت‌گذاری مانند بلک-شولز، دارایی پایه دارای مسیر پیوسته در طی زمان است و در برخی از الگوهای قیمت‌گذاری مانند انتشار پرش، دارایی پایه دارای مسیر گسسته همراه با پرش قیمتی است. بنابراین در این پژوهش برای بررسی و توضیح رفتار قیمت مسکن از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بلک-شولز و انتشار پرش استفاده‌شده است. بنابراین در این رابطه می‌توان سوالاتی را مطرح کرد؛ این‌که کدام‌یک از الگوهای قیمت‌گذاری دارایی زمان پیوسته مانند بلک-شولز و زمان گسسته همراه با پرش مانند انتشار پرش می‌تواند رفتار قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران را توضیح دهد؟ کارایی کدام‌یک از الگوهای مذکور بیشتر است؟ آیا در بازار مسکن ایران پرش قیمتی اتفاق افتاده است؟

در بازارهای کارا، اطلاعات به‌صورت تصادفی انعکاس یافته و تأثیر فوری بر قیمت‌ها دارند. با کاهش کارایی بازار، اطلاعات به‌مرور در بازار انعکاس می‌یابد و تغییرات قیمت نیز شدید نیست.

---

1. Diffusion Process
2. Louis Bachelier

تأثیر اطلاعات بر قیمت در قالب الگوهای قیمت‌گذاری همراه با عنصر پرش بیان می‌شود. وضعیت بازار مسکن ایران در طول دهه‌های گذشته نشان می‌دهد که قیمت مسکن در کل کشور و از همه مهم‌تر در استان‌های ایران همواره دارای نوسانات و تغییرات زیادی بوده است و در مواقع زمانی مختلف شوک‌ها و پرش‌های قیمتی در بازار مسکن ایران اتفاق افتاده است. در این مطالعه با توجه به ماهیت بازار مسکن و وجود پرش‌ها و نوسانات قیمتی در این بازار و هم‌چنین اثرگذاری زیاد اطلاعات و اخبار مختلف بر بازار مسکن و با در نظر گرفتن رفتار منطقه‌ای، فرآیند قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران با استفاده از الگوهای قیمت‌گذاری دارایی بلک-شولز و انتشار پرش، الگوسازی شده که در پژوهش‌های پیشین این مهم بررسی نشده وپس این مطالعه ازاین‌جهت دارای نوآوری است. از طرفی در اکثر پژوهش‌های قبلی از داده‌های سالانه قیمت مسکن برای تحلیل قیمت مسکن استفاده‌شده که در این پژوهش جهت توضیح‌دهندگی دقیق‌تر الگوها و کاهش خطای برآورد و پیش‌بینی، از داده‌های ماهانه قیمت مسکن برای مراکز استان‌های ایران استفاده شده است. از طرفی، اکثر پژوهش‌ها به بررسی عوامل مؤثر و تعیین‌کننده‌های قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند که در این پژوهش‌ها از روش‌های رگرسیونی معمولی مانند روش هدانیک و گاهی از روش‌های تعادل عمومی استفاده شده است. در هیچ‌کدام از پژوهش‌ها، تحلیل و مدل‌سازی قیمت مسکن با استفاده از مدل‌های تلاطمی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها انجام نشده است. پس در مطالعه حاضر سعی شده تا با پوشش خلأ موجود، روند تلاطمی قیمت مسکن با استفاده از مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش برای مراکز استان‌های ایران بررسی و کارایی این دو مدل مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد. درعین‌حال این سؤال پاسخ داده شود که آیا در بازار مسکن ایران بالأخص مراکز استان‌های ایران پرش قیمتی اتفاق افتاده است یا خیر؟ اگر پاسخ مثبت است؛ در کدام استان‌ها پرش بیشتر و در کدام استان‌ها کمتر بوده است؟ یافته‌های جدید این پژوهش در قیاس با یافته‌های پژوهش‌های قبلی، الگوسازی رفتار قیمت مسکن با استفاده از الگوی انتشار پرش و برآورد میزان پرش قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران است. گرایش تقاضا در بازار مسکن، الگوی متفاوتی را بر روند قیمت مسکن تحمیل می‌کند. درواقع، با افزایش قیمت مسکن ناشی از ورود نقدینگی، تقاضای مصرفی کاهش و تقاضای سوداگری به دلیل کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در بخش مسکن افزایش‌یافته و با توجه به تداوم افزایش تقاضای سوداگرانه، قیمت مسکن به روند صعودی خود ادامه می‌دهد تا جایی که رونق و

رکود در فعالیت‌های بخش مسکن ظاهرشده و سبب ایجاد نوسان در این بخش می‌شود. بنابراین افزایش سریع قیمت مسکن، موجب عدم ثبات مالی اقتصاد و آشفتگی در بازار مسکن می‌شود. لذا، الگوسازی رفتار قیمت مسکن می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا از روش‌ها و سیاست‌های کارآمد جهت کنترل و بهبود عملکرد بازار مسکن استفاده کنند که ازجمله آن‌ها می‌توان ایجاد سامانه شفاف اطلاعاتی مسکن، مالکیت دولتی و عمومی زمین‌های شهری، تخصیص بهینه زمین شهری با اخذ مالیات بر ارزش زمین، اصلاح قوانین و برنامه‌ریزی اصولی کاربری‌های زمین شهری و بهره‌گیری از روش اصلاح مجدد زمین‌های شهری را نام برد. این پژوهش هم در محتوا و هم درروش دارای نوآوری است، زیرا تاکنون مطالعه‌ای به تحلیل مقایسه‌ای کارایی مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش در مدل‌سازی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت مسکن، نپرداخته است و از طرفی برای اولین بار است که از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها مانند بلک-شولز و انتشار پرش برای بررسی رفتار تلاطمی قیمت مسکن در ایران استفاده‌شده که در مطالعات قبلی این مهم بررسی نشده است.

۲- مبانی نظری

اولین و مهم‌ترین کانال ارتباطی بخش مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی از طریق اثر نوسان‌های قیمت مسکن است که به‌عنوان منبع اصلی نوسان ثروت مسکن تلقی می‌شود (قلی‌زاده، ۱۳۹۸). تغییر قیمت مسکن به دلیل تغییر عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای مسکن صورت می‌گیرد (گلائسر و همکاران[1]، ۲۰۰۸). کانال‌های اثرگذاری قیمت مسکن بر فعالیت‌های اقتصادی عبارت است از: اول، اثر نوسان قیمت مسکن برساخت و ساز واحدهای مسکونی، افزایش قیمت مسکن در مقایسه با هزینه ساخت مسکن موجب می‌شود سازندگان مسکن در برنامه تولید خود تغییراتی ایجاد کنند. انتظار می‌رود که اثر نوسان قیمت مسکن برساخت و ساز واحدهای مسکونی، به‌صورت تدریجی بر پروژه‌های سرمایه‌گذاری (در حال اجرا و تکمیل‌شده) ظاهر شود. دوم، اثر نوسان قیمت مسکن بر ثروت مسکن است که می‌تواند بر مصرف کالاهای غیرمسکن و هم‌چنین تقاضای کل

[1]. Glaeser et al.

اقتصاد اثرگذار باشد (سید نورانی، ۱۳۹۳؛ اوه و همکاران[1]، ۲۰۲۲؛ ژنگ و اوزمر[2]، ۲۰۱۹).

قیمت مسکن از دو بخش تشکیل‌شده است: بخش اول، شامل هزینه‌های تمام‌شده ساخت بنا و بخش دوم، ارزش زمین و موقعیت مکانی است (هونگ و لی[3]، ۲۰۱۹). ارزش مکانی به نزدیکی به مرکز شهر، عوامل فرهنگی و اجتماعی، سرمایه‌گذاری در امور زیربنایی محلی و کمیت و کیفیت راه‌ها و جاده‌ها، آموزش و چشم‌انداز رشد و توسعه منطقه و طرح‌های عمرانی شهری و... بستگی دارد. بازار مسکن از ویژگی‌های محلی برخوردار بوده و تفاوت‌های منطقه‌ای می‌تواند به میزان معنی‌داری قیمت مسکن را تغییر دهد. علاوه بر متغیرهای نام‌برده شده عواملی مثل: ساختار هزینه معاملاتی، مالیات بر ارزش‌افزوده، مقررات ثبت املاک و مالیات بر ارث و عوامل مربوط به شرایط رایج در تأمین مالی جهت خرید مسکن می‌تواند تا اندازه زیادی الگوی تغییر در قیمت مسکن را توضیح دهد (اتروک و ترونس[4]، ۲۰۱۷؛ چن و وانگ[5]، ۲۰۲۱).

در نظریه اقتصاد مسکن سه الگوی تعیین قیمت قابل‌تفکیک است: نخست، الگوی فضایی تعیین قیمت مسکن جهت تبیین رفتار قیمت مسکن در مناطق مختلف یک شهر و یا محله‌های آن. دوم، الگوی تعیین قیمت مسکن جهت توضیح تفاوت قیمت در میان شهرهای مختلف یک کشور. سوم، الگوی تعیین رفتار قیمت مسکن در طول زمان. الگوی اول و دوم قیمت مسکن بر اساس داده‌های مقطعی تجزیه‌وتحلیل می‌شود و تحلیل الگوی سوم مبتنی بر داده‌های سری زمانی خواهد بود. همان‌طور که گفته شد در اقتصاد مسکن نظریه‌های مختلفی برای تعیین قیمت و تحلیل و توضیح نوسان‌ها و تغییرات قیمت مسکن ارائه‌شده است. اول، نظریه عوامل بنیادی بازار مسکن است که با توجه به نیروهای عرضه و تقاضا تلاش می‌کند الگوی نوسان‌ها و تغییرات قیمت مسکن را توضیح دهد. دوم، نظریه کیفیت خدمات مسکن است که در اقتصاد مسکن به تابع هدانیک قیمت مسکن معروف است و در آن الگوی تغییرات قیمت مسکن بین مناطق محله‌ها و ساختمان‌های مسکونی توضیح داده می‌شود. تابع هدانیک قیمت برگرفته از عوامل بنیادی بازار مسکن در سطح بازارهای

---

1. Oh et al.
2. Zheng and Osmer
3. Hong and Li
4. Otrok and Terrones
5. Chen and Wang

خرد برای هر یک از ویژگی‌هایی است که تفاوت قیمت مسکن در سطح مناطق و محله‌ها را توضیح می‌دهد. سوم، نظریه جغرافی‌دانان است که در آن مکان عنصر کلیدی تعیین قیمت مسکن است و کاربرد آن در الگوهای اول و دوم است. چهارم، نظریه سبد دارایی‌های خانوار و نظریه آربیتراژ در بازار دارایی‌ها است که روشی برای تحلیل قیمت مسکن در طول زمان مطابق الگوی سوم خواهد بود. پنجم، نظریه حباب شکل بودن قیمت مسکن است و اعتقاد بر آن است که در برخی از اجزاء بازار دارایی‌ها مثل بازار بورس و مسکن دخالت عوامل غیربنیادی باعث می‌شود قیمت مسکن از رفتار حباب شکل تبعیت کند؛ قیمت مسکن رشد می‌کند به اوج می‌رسد و سپس منفجر می‌شود و به نقطه حضیض می‌رسد. هدف اصلی پژوهش حاضر این است تا قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران بر اساس مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مانند بلک-شولز و انتشار پرش مدل‌سازی شود و تعیین شود که کدام‌یک از مدل‌های مذکور، روند تغییرات قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران را به‌خوبی توضیح داده و با ساختار بازار مسکن ایران همخوانی بیشتری دارد (چن و وانگ، ۲۰۲۱).

۳- پیشینه پژوهش

در ادامه، مهم‌ترین پژوهش‌ها که به‌نوعی با موضوع موردمطالعه این پژوهش ارتباط دارند به ترتیب داخلی و خارجی آورده شده است.

۳-۱- پژوهش‌های داخلی

بالونژاد نوری و فرهنگ (۱۴۰۱) در پژوهشی هم‌گرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران را با استفاده از روش هم‌گرایی نسبی و رگرسیون لاجیت طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ به‌صورت ماهانه مورد بررسی قراردادند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در شهرهای تهران، اصفهان، ایلام و یاسوج رفتار هم‌گرایی در قیمت مسکن وجود نداشته ولی در سایر شهرها وجود دارد.

جعفری و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای عوامل مؤثر بر قیمت مسکن شهر ارومیه را از بعد فضایی و اجتماعی بررسی کردند. پژوهش آن‌ها از لحاظ هدف، کاربردی بوده که به روش توصیفی-تحلیلی انجام شده است. در این مطالعه، از الگوریتم رقابت استعماری و برای فضایی سازی شاخص‌های موردمطالعه از روش ابزار تحلیل ردیابی[1] استفاده شده است. طبق نتایج، بیش از

[1]. Tracking Analyst Tools

۵۰درصد الگوی توزیع جمعیت در سطح محدوده‌ای برابر ۱۵۸۵۸۰۱ مترمربع با عملکرد خوشه‌ای و پهنه‌ای سکونت داشته‌اند. در ارتباط باقیمت مسکن، ۴۱/۷ درصد از سطوح کاربری‌های مسکونی در بازه قیمت بین ۵ تا ۱۰ میلیون تومان توزیع‌شده‌اند. شاخص جهت جغرافیایی توزیع جمعیت و خوشه‌های قومی و فرهنگی بر اساس اکثریت ساکنان محلات به‌عنوان مهم‌ترین عوامل اجتماعی مؤثر بر رشد قیمت مسکن شهری شناخته‌شده‌اند.

رزبان و خدادادکاشی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای اثر سوداگری بر تغییرات قیمت مسکن در ایران را موردبررسی قراردادند. این مقاله طی دوره ۱۷ ساله (۱۳۸۷ - ۱۳۷۰) با استفاده از معادله تعادلی قیمت و تکنیک شبیه‌سازی انجام‌شده است. در این بررسی برای تخمین ضرایب معادلات از تکنیک الگوریتم ژنتیک استفاده شده و نتایج با برنامه‌نویسی در نرم‌افزار متلب شبیه‌سازی‌شده است. نتایج حاکی از آن است که انگیزه سفته‌بازی نتیجه انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت دوره‌های گذشته توسط سرمایه‌گذاران بوده که به‌صورت تقاضای سفته‌بازانه در بازار نمود پیدا کرده است.

۳-۲- پژوهش‌های خارجی

اوه و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای، به بررسی ساختار قیمت بازارهای مسکن شهری با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های مرتون با الگوریتم حداکثر سازی انتظارات پرداخته‌اند. آن‌ها بیان کردند، ازآنجایی‌که اطلاعات جهش قیمت در خود تغییر قیمت پنهان است، باید از روش مناسب برای مقابله با داده‌های پنهان استفاده شود. آن‌ها اعتبار مدل‌ها را در شش شهر با استفاده از شبیه‌سازی‌های مونت‌کارلو در فاصله زمانی آتی بررسی کردند. نتایج نشان داد که مدل انتشار پرش برای تحلیل بازار مسکن و ساختار قیمت در اکثر موارد مناسب است.

آلوارز و گارسیا[1] (۲۰۲۱) در پژوهشی ارتباط قیمت واقعی مسکن با متغیرهای درآمد واقعی سرانه، نرخ بیکاری و تراکم جمعیت در اسپانیا را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که در بیشتر استان‌های اسپانیا در سال ۲۰۰۷ در اوج گسترش بخش مسکن، قیمت مسکن بیش‌ازحد ارزش‌گذاری شده است. در مقابل، در پایان سال ۲۰۱۸، قیمت‌های واقعی مسکن در اکثر استان‌ها نسبت به قیمت‌های بنیادی خود تا حدودی کمتر ارزش‌گذاری شده‌اند.

[1]. Alvarez and Garcia

ماینو و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به تعیین همگرایی در قیمت مسکن در نمونه‌ای از اقتصادهای اروپایی منطقه یورو با استفاده از داده‌های دوازده کشور پرداخته‌اند. یافته‌های آنان حاکی از آن است که در طول دوره بحران اقتصادی ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ واگرایی در قیمت مسکن در کشورهای اتحادیه اروپا رخ‌داده است.

اتروک و ترونس[2] (۲۰۱۷) ویژگی‌های پویای قیمت مسکن، نرخ‌های بهره و عوامل اقتصاد کلان را در کشورهای مختلف مطالعه کردند. علیرغم این‌که مسکن دارائی غیرقابل‌مبادله است اما درجه‌ای از هم‌زمانی نرخ رشد قیمت واقعی مسکن در کشورهای مختلف وجود دارد. نتایج این پژوهش نشان داد که نرخ بهره، نقش زیادی در پویایی‌های قیمت مسکن و سایر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای مختلف داشته است. این مطالعه وجود درجه زیادی از هم‌زمانی در عوامل اقتصاد کلان مثل تولید واقعی، مصرف و سرمایه‌گذاری مسکن را تائید می‌کند. همچنین نتایج بیانگر این است که شوک‌های سیاست پولی تأثیر قوی ولی با وقفه، بر رشد قیمت مسکن دارد.

٤- روش پژوهش و داده‌ها

در این بخش، ابتدا روش پژوهش و سپس، داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، توضیح داده شده است.

٤-١- روش پژوهش

براساس الگوی بلک-شولز، قیمت دارایی از فرآیند براونی هندسی پیروی می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، مسیر قیمت دارایی در طی زمان به‌صورت پیوسته و تغییرات قیمت دارایی به‌صورت تصادفی است، تلاطم آن در زمان ثابت و دارای توزیع لگاریتمی نرمال است. این مدل پرش‌های قیمتی را در نظر نمی‌گیرد. بر اساس الگوی انتشار پرش اخبار خوب و بد مرتبط با دارایی مالی باعث پرش قیمتی می‌شوند و اخبار خوب و بد تأثیر متفاوتی بر دارایی مالی می‌گذارند. از ویژگی‌های مهم این الگو می‌توان به ۱) در نظر گرفتن کشیدگی بیش‌ازحد و چولگی منفی توزیع بازده دارایی و ۲) قابلیت توضیح‌دهندگی تصادفی بودن تلاطم قیمت دارایی، اشاره کرد. فرض می‌شود که (Ω, F, P) فضای احتمالات و $\{F_t : t \succ 0\}$ یک فیلتر است که توسط حرکت براونی W_t و

[1]. Maynou et al.
[2]. Otrok and Terrones

فرآیند پواسن N_t با شدت λ ایجاد می‌شود. فرض می‌شود که فرآیند براونی W_t، فرآیند پواسن N_t و جهش قیمت y_t مستقل از همدیگر هستند. H_t قیمت مسکن در زمان $t \in [0,T]$ است (بروس[1]، ۲۰۱۰؛ هال[2]، ۲۰۱۴). در مدل بلک-شولز (BSM)[3]، قیمت مسکن H_t در زمان t به‌وسیله فرآیند براونی هندسی طبق رابطه (۱) مدل‌سازی می‌شود:

$$H_t = H_0\, exp\left(\left(\mu - \frac{1}{2}\delta^2\right)t + \delta W_t\right) \qquad (۱)$$

که درآن، μ میانگین و δ انحراف معیار قیمت مسکن است. در مدل انتشار پرش (JDM)[4]، قیمت مسکن به وسیله معادله (۲) محاسبه می‌شود:

$$H_t = H_0\, exp\left(\left(\mu - \frac{1}{2}\delta^2 - \lambda k\right)t + \delta W_t + \sum_{i=1}^{N_t} Y_i\right) \qquad (۲)$$

که در آن، μ نرخ رشد انتظاری، δ تلاطم فرآیند براونی و H_t قیمت مسکن در زمان t و قبل از پرش است. ارزش انتظاری پرش قیمت $(y_t - 1)$ برابر $k = E[y_t - 1] = \exp\left(\mu_j + \frac{1}{2}\delta_j^2\right) - 1$ بوده و لگاریتم اندازه پرش برابر $Y_t = log\, y_t \sim N(\mu_j, \delta_j^2)$ است.

پارامترهای مدل بلک- شولز را می‌توان با ا ستفاده از روش حداکثر در ستنمایی (MLE)[5] به دست آورد. اما برای مدل انتشار پرش، نمی‌توان بین حرکت قیمت ناشی از پرش یا فرآیند وینر[6] تمایز قائل شد. الگوریتم[7] (EM) یکی از راه های حل این مسئله در رابطه با روش حداکثر درستنمایی با داده‌های ناقص (داده‌های حذف‌شده یا سانسور شده) است. از آنجا که در این پژوهش، حرکت قیمت مسکن ناشی از جهش قیمت و حرکت براونی هندسی[8] (GBM) قابل تمیز نیست، پس ا ستفاده از الگوریتم (EM) مفید خواهد بود. یک جواب الگوریتم (EM) به نقطه زینی همگرا می‌شود. به‌جای استفاده از الگوریتم (EM) پایه، می‌توان از الگوریتم (GEM)[9] استفاده کرد

1. Berros
2. Hull
3. Black–Scholes Model
4. Jump Diffusion Model
5. Maximum Likelihood Estimation
6. Wiener Process
7. Expectation–Maximization Algorithm
8. Geometric Brownian Motion
9. Gradient Expectation Maximization

زیرا از مشتق مرتبه دوم استفاده می‌کند (لانگ[1]، ۱۹۹۵؛ چن و همکاران[2]، ۲۰۱۰).

فرض می‌شود که $Y=(Y_1,Y_2,...,Y_T)$ داده‌های مشاهده شده و $Z=(Z_1,Z_2,...,Z_T)$ داده‌های پنهان باشد. بنابراین بردار $X=(Y,Z)$ کل داده‌ها خواهد بود. پس از انتخاب پارامتر اولیه $\theta^{(0)}$، الگوریتم (EM) دو مرحله زیر را تکرار می‌کند تا mامین پارامتر به یک آستانه از پیش تعیین‌شده می‌رسد.

مرحله اول: با توجه به Y و n امین پارامتر برآوردی $\theta^{(n)}$، می‌توان تابع چگالی احتمال را برای داده‌های کامل X به‌صورت زیر نوشت:

$$f\left(X|Y:\theta^{(n)}\right) \qquad (۳)$$

سپس تابع Q به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$Q\left(\theta|\theta^{(n)}\right)=E_{X|Y,\theta^{(n)}}[log\ f\ (X|\theta)] \qquad (۴)$$

مرحله دوم: تابع Q با توجه به $\theta:\theta^{(n+1)}=argmax_{\theta}\ Q\left(\theta|\theta^{(n)}\right)$ حداکثر می‌شود. در مورد تعداد تکرارها و انتخاب مقادیر پارامتر اولیه مدل توافقی وجود ندارد. ابراهیم و همکاران[3] (۲۰۰۸) در مورد توقف تکرارها (تعداد تکرارها) بحث می‌کنند و کارلیس و خکالاکی[4] (۲۰۰۳) پیشنهاد می‌دهند که در یک ترکیب ساده چطور مقادیر اولیه پارامترها انتخاب شود. اگرچه این پژوهش‌ها شهود و راهنمایی برای اجرای الگوریتم (EM) ایجاد می‌کند، اما نگرانی اصلی در مورد پیچیدگی محاسبات با اضافه کردن دوره بی‌نهایت است. بنابراین می‌توان جمع بینهایت را با ۵۰ جمع جایگزین کرد زیرا هر جمله به‌سرعت به صفر می‌رسد (هونور[5]، ۱۹۹۸؛ دانکن و همکاران[6]، ۲۰۰۹). بنابراین، ابتدا یک پارامتر اولیه μ، σ را با استفاده از روش حداکثر درستنمایی در مدل بلک-شولز به‌عنوان پارامتر در نظر می‌گیریم. برای سایر پارامترهای μ_j، σ_j و λ، یک عدد دلخواه قرار داده و الگوریتم (EM) را اجرا می‌کنیم تا زمانی که اعداد با ارزش واقعی[7] با آزمون و خطا به دست آید.

---

1. Lange
2. Chen et al.
3. Ibrahim et al.
4. Karlis and Xekalaki
5. Honoré
6. Duncan et al.
7. Real-Value Numbers

با توجه به مطالعه آبی و همکاران[1] (۲۰۰۸)، برای محاسبه خطا در الگوریتم (EM) از حالت بی‌نهایت (L^{∞}) استفاده شده است. برای n امین پارامتر $\theta^{(n)}$ داریم:

$$\varepsilon_{(n)} = max\,|\,\theta^{(n)} - \theta^{(n-1)}| \qquad (۵)$$

با توجه به مطالعه آبی و همکاران (۲۰۰۸)، الگوریتم (EM) را برای مقدار از پیش تعیین‌شده 10^{-4} آن‌قدر تکرار می‌کنیم تا شرط $\varepsilon_{(n)} \geq 10^{-4}$ هنگامی‌که تکرار کوچک‌تر و مساوی ۱۰۰۰۰۰ است، برقرار نباشد. دانکن و همکاران (۲۰۰۹) به‌طور هم‌زمان مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش را با استفاده از الگوریتم (EM) در نظر می‌گیرند. اما چن و همکاران (۲۰۱۰) فرض می‌کنند که مدل انتشار پرش برای تحلیل داده‌ها و استخراج پارامترها با استفاده از الگوریتم (GEM) مناسب‌تر است. با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی می‌توان درستی یا نادرستی فرضیه را بررسی کرد. در این پژوهش، با فرض درست بودن مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش، برای برآورد پارامترهای مدل بلک-شولز از روش حداکثر درست‌نمایی و برای برآورد پارامترهای مدل انتشار پرش از روش الگوریتم (GEM) استفاده شده است. سپس با استفاده از شبیه‌سازی، مناسب بودن هرکدام از روش‌ها بررسی شده است. مطالعه چن و همکاران (۲۰۱۰) جهت توضیحات تکمیلی این روش می‌تواند کمک‌کننده باشد.

با توجه به این که nامین پارامتر برآوردی $\theta^{(n)} = \left(\mu_{(n)}, \delta^2_{(n)}, \mu_{j(n)}, \delta^2_{j(n)}, \lambda_{(n)}\right)$ بوده، داریم:

$$\theta^{(n+1)} = \theta^{(n)} - H\left(\theta^{(n)}|\theta^{(n)}\right)^{-1}\nabla\left(\theta^{(n)}|\theta^{(n)}\right) \qquad (۶)$$

که، $H\left(\theta|\theta^{(n)}\right) = \frac{\partial^2 Q(\theta|\theta^{(n)})}{\partial\theta\,\partial\theta^T}$ ماتریس هشین و $\nabla\left(\theta|\theta^{(n)}\right) = \frac{\partial Q(\theta|\theta^{(n)})}{\partial\theta}$ مشتق مرتبه اول تابع Q است.

٤-۲- داده‌ها

در این پژوهش از داده‌های متوسط قیمت هر مترمربع واحد مسکونی در مراکز استان‌های ایران استفاده شده است. دوره زمانی پژوهش از فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۴۰۱ است. داده‌های موردنظر از مراکز آماری مانند مرکز آمار ایران، وزارت راه و شهرسازی، سری‌های زمانی بانک

[1]. Abbi et al.

مرکزی و آمارنامه‌های موجود در استانداری‌های کشور به‌دست‌آمده است. در پیوست ۱ و نمودار ۱ تغییرات لگاریتم قیمت مسکن مراکز استان‌های ایران آورده شده است. همان‌طور که با توجه به نمودار ۱ مشخص است، در تمامی استان‌های ایران قیمت مسکن نوسانات زیادی در طول دوره موردبررسی داشته، به‌طوری‌که در تهران و استان‌های مرکزی نزدیک تهران نوسانات قیمت مسکن شدیدتر بوده است. بر اساس نمودار۱ مشخص است که در اواخر دهه ۹۰ یعنی از سال ۹۷ به بعد، نوسان قیمت مسکن در اکثر مراکز استان‌های ایران بیشتر از سال‌های دیگر است که این امر می‌تواند ناشی از نوسانات ارزی بالا به خاطر شرایط سیاسی کشور ازجمله تحریم‌ها در این برهه زمانی باشد. نرخ رشد قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران نشان‌دهنده روندهای متفاوت در طول دوره موردبررسی است و یک‌روند کلی برای آن قابل‌تصور نیست، به‌طوری‌که در بعضی از ماه‌ها نرخ رشد قیمت مسکن منفی و در بعضی از ماه‌ها مثبت بوده است و تمام مراکز استانی این نرخ رشد منفی قیمت مسکن را در بعضی از ماه‌های سال به درجات مختلف تجربه کرده‌اند. عوامل مختلف ازجمله کاهش معاملات مسکن به دلیل کاهش انتظارات تورمی در آن زمان یا کاهش قدرت خرید متقاضیان می‌تواند باعث منفی شدن نرخ رشد قیمت مسکن باشد. طبق نظریه مرکز-پیرموان، روند حرکت قیمت ابتدا از شهر تهران شروع شده و سپس با یک وقفه به سایر استان‌ها و شهرهای دیگر سرایت می‌کند. همان‌طور که با توجه به نمودار۱ مشخص است مراکز استان‌های نزدیک تهران مانند قم و قزوین دارای نوسانات شدیدی در قیمت مسکن بوده است. از طرفی استان‌هایی مانند استان‌های غربی که دارای موقعیت کوهستانی بوده و جای رشد زیادی در بخش مسکن ندارند، با کمبود عرضه بیشتری نسبت به سایر استان‌ها ازجمله استان‌های مرکزی و کویری که فضا و زمین بیشتری جهت ساخت‌وساز مسکن در اختیاردارند، مواجه هستند و در نتیجه با مازاد تقاضای مسکن روبرو می‌شوند و باوجود نوسانات زیاد نرخ رشد قیمت مسکن، متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در طول کل دوره مورد بررسی مثبت است.

٤-۳- شوک‌های ادواری بازار مسکن ایران

شوک‌های مختلف بازار مسکن از چند ویژگی برخوردار بوده است: اول، این‌که نقطه شروع شوک بازار مسکن از شهر تهران شروع‌شده و در مرحله بعد به بازار مسکن شهرهای بزرگ و سپس به سایر نقاط شهری انتقال‌یافته است. دوم، به‌طورمعمول در هر دهه معمولاً دو سیکل اتفاق افتاده

است. بنابراین هر شوک بازار مسکن تقریباً ۵ سال به طول انجامیده است. سوم، بازار مسکن بعد از افزایش شوک‌های قیمت، با رکود چندساله مواجه شده است. در ادامه خلاصه شوک‌های ادواری بازار مسکن ایران در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱: شوک‌های ادواری بازار مسکن ایران

شوک	سال	دلایل ایجاد شوک
اول	۱۳۶۹	جنگ تحمیلی
دوم	۱۳۷۵	اصلاحات ساختاری در کشور و افزایش نرخ ارز
سوم	۱۳۸۰	تثبیت ارزش پول ملی و قیمت ارز، تثبیت قیمت برخی از دارایی‌های منقول مثل اتومبیل، سکه و تلفن همراه، سیاست‌های پولی اجراشده در برنامه سوم توسعه در جهت کنترل تورم و کسب موفقیت‌های دولت در این زمینه، کاهش نرخ سود بانکی در اثر کاهش تورم و جذب نقدینگی از طریق انتشار اوراق مشارکت
چهارم	۱۳۸۵	افزایش تسهیلات اعتباری بخش مسکن و همچنین اعتبارات اعطایی به سایر بخش‌های اقتصادی، افزایش برنامه تولید از طریق فشار هزینه‌ها، شرایط نامناسب بازار دارایی‌ها ازجمله بورس، ارز، سپرده‌های بانکی در اثر کاهش سود آن‌ها، ورود خانوارهای مربوط به انفجار جمعیتی دهه ۱۳۶۰ به جمع تقاضاکنندگان مسکن
پنجم	۱۳۹۱ و ۱۳۹۷	اجرای فاز اول قانون هدفمندی یارانه‌ها و اعمال تحریم‌های بین‌المللی در کنار بی‌انضباطی در سیاست پولی، خروج آمریکا از برجام و افزایش شدید نرخ ارز

منبع: منوچهری، ۱۴۰۱

٤-٤- متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران

در جدول (۲) متوسط نرخ رشد قیمت مسکن با توالی ماهانه در مراکز استان‌های ایران در طول دوره فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۴۰۱ آورده شده است.

جدول ۲: متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران (درصد)

مرکز استان	متوسط نرخ رشد	مرکز استان	متوسط نرخ رشد	مرکز استان	متوسط نرخ رشد
آذربایجان شرقی	۰/۱۸۸	تهران	۰/۱۹۲	سمنان	۰/۰۰۹
آذربایجان غربی	-۰/۲۲۰	چهارمحال و بختیاری	-۳/۳۳۴	فارس	۰/۱۸۰
اردبیل	۰/۱۴۹	خراسان جنوبی	-۰/۷۱۰	قزوین	۰/۱۹۶
اصفهان	۰/۱۶۳	خراسان رضوی	۰/۴۴۷	قم	۰/۱۴۲
ایلام	۰/۱۵۶	خراسان شمالی	۰/۴۵۳	خوزستان	۰/۲۲۱
بوشهر	۰/۴۸۰	زنجان	-۰/۰۴۸	سیستان و بلوچستان	۱/۷۷۹
کردستان	۰/۰۷۹	کرمانشاه	۰/۱۸۹	گلستان	۰/۱۵۸
کرمان	۰/۴۹۴	کهگیلویه و بویراحمد	-۲/۶۱۹	گیلان	۰/۱۶۰
لرستان	-۰/۶۸۴	مازندران	-۰/۰۴۶	مرکزی	۰/۱۴۱
هرمزگان	-۰/۲۵۵	همدان	۰/۱۹۷	یزد	۱/۲۲۱

منبع: وزارت راه و شهرسازی (۱۴۰۱) و یافته‌های پژوهش

همان‌طور که با توجه به جدول (۲) مشخص است در اکثر مراکز استان‌های بزرگ و کلان‌شهرها متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در طی دوره مورد بررسی مثبت بوده است. بر اساس نتایج مشخص است که در بعضی از مراکز استانی، متوسط نرخ قیمت مسکن منفی بوده که بیشتر مربوط به مراکز استانی کوچک‌تر می‌شود. بیشترین متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در طی این دوره مربوط به سیستان و بلوچستان و یزد با مقادیر به ترتیب ۱/۷۷۹ و ۱/۲۲۱ درصد بوده است. از طرفی، کمترین متوسط نرخ رشد قیمت مسکن متعلق به مراکز استان‌های چهارمحال و بختیاری و کهگیلویه و بویراحمد با مقادیر به ترتیب ۳/۳۳۴- و ۲/۶۱۹- درصد است.

۵- یافته‌ها

در این پژوهش، با استفاده از الگوریتم (GEM)، پنج پارامتر مدل انتشار پرش و سپس با استفاده از روش حداکثر درستنمایی، دو پارامتر مدل بلک-شولز برآورد شده است. در ادامه شبیه‌سازی قیمت آتی مسکن بر اساس روش مونت-کارلو انجام شده است که در پژوهش‌های زیادی ازجمله (تاشمن[1]، ۲۰۰۰؛ استوک و واتسون[2]، ۲۰۰۲) مورد استفاده قرار گرفته است. شبیه‌سازی با استفاده از ۱۰۰۰۰۰ تکرار انجام شده و سپس بهترین مدل انتخاب شده است. قیمت مسکن بر اساس قیمت واقعی شبیه‌سازی‌شده، به‌طوری‌که شبیه‌سازی قیمت در زمان (t+1) با استفاده از قیمت در زمان t انجام شده (یعنی شبیه‌سازی قیمت مسکن در زمان آتی بر اساس زمان قبل آن انجام شده است) و این روش تا داده آخر تکرار شده است. سپس با مقایسه میانگین مربعات خطا[3] (MSE) و میانگین قدر مطلق خطا[4] (MAE) برای هر مدل، بهترین مدل (دارای خطای کمتر) انتخاب‌شده است. میانگین مربعات خطا و میانگین قدر مطلق خطا برای داده مشاهده‌شده Y و مقدار پیش‌بینی آن با استفاده از رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$MSE = E\left[\left(Y - \hat{Y}\right)^2\right] \ , \ MAE = E\left[|Y - \hat{Y}|\right] \qquad (۷)$$

1. Tashman
2. Stock and Watson
3. Mean Squared Error
4. Mean Absolute Error

در این پژوهش مدل‌های زیادی با اعداد تصادفی تولیدشده برای قیمت مسکن شبیه‌سازی‌شده تا بهترین مدل با کمترین خطابه دست آید. در سه حالت ۶ ماهه، ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه، قیمت مسکن شبیه‌سازی و پیش‌بینی‌شده و نتایج در جدول شماره (۴) آورده شده است. یک روش محاسبه دقت مدل، استفاده از فاصله اطمینان با فرض تقریب نرمال است. یک روش بررسی پایداری[1] ضرایب به‌دست‌آمده مدل‌ها، تکرار شبیه‌سازی با اعداد تصادفی مختلف و محاسبه میانگین عملکرد هر مدل است. در این پژوهش، جهت پرهیز از تعداد زیاد مدل‌های برآوردی، ۲۵ مدل با بهترین عملکرد و کمترین خطا در جدول شماره (۴) آورده شده و در بین این ۲۵ مدل، بهترین مدل‌ها مشخص‌شده است. همچنین، با استفاده مدل‌های قیمت‌گذاری بلک-شولز و انتشار پرش قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران مدل‌سازی شده و شوک‌های داخلی در مدل قیمت مسکن لحاظ شده است.

جدول ۳: پارامترهای برآوردی مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش

شهر	مدل	μ	б	μ_j	$Б_j$	λ
اردبیل	JDM	۰/۰۳۱۲	۰/۰۳۱۵	۰/۰۰۱۵	۰/۰۱۵۶	۱/۴۹۱۴
	BSM	۰/۰۳۶۲	۰/۰۳۴۹	–	–	–
بوشهر	JDM	۰/۰۲۲۱	۰/۰۲۶۸	۰/۰۱۶۵	۰/۰۰۲۱	۱/۷۴۶۵
	BSM	۰/۰۱۶۲	۰/۰۲۶۹	–	–	–
چهارمحال و بختیاری	JDM	۰/۰۳۳۱	۰/۰۰۳۱	۰/۰۲۱۶	۰/۰۳۶۷	۱/۴۵۸۷
	BSM	۰/۰۴۲۸	۰/۰۰۴۵	–	–	–
آذربایجان شرقی	JDM	۰/۰۰۵۱	۰/۰۶۹۸	۰/۰۳۶۵	۰/۰۱۶۷	۲/۳۶۱۴
	BSM	۰/۰۰۷۶	۰/۰۶۹۹	–	–	–
آذربایجان غربی	JDM	۰/۰۲۹۸	۰/۰۵۶۴	۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۱۴	۳/۶۰۱۸
	BSM	۰/۰۲۶۵	۰/۰۵۶۶	–	–	–
اصفهان	JDM	۰/۰۳۵۹	۰/۰۳۱۹	۰/۰۲۳۸	۰/۰۵۱۸	۴/۰۱۲۴
	BSM	۰/۰۳۲۷	۰/۰۳۲۶	–	–	–
فارس	JDM	۰/۰۶۵۷	۰/۰۰۵۶	۰/۰۴۹۷	۰/۰۰۳۱	۵/۵۶۸۴
	BSM	۰/۰۵۹۸	۰/۰۰۶۶	–	–	–
قزوین	JDM	۰/۰۰۱۵	۰/۰۹۵۶	۰/۰۰۰۶	۰/۰۹۰۲	۲/۰۱۵۸
	BSM	۰/۰۰۴۸	۰/۰۹۷۸	–	–	–
قم	JDM	۰/۰۶۵۷	۰/۰۲۶۴	۰/۰۵۲۹	۰/۰۰۳۶	۵/۳۳۲۴
	BSM	۰/۰۶۱۸	۰/۰۳۴۸	–	–	–
گیلان	JDM	۰/۰۰۶۱	۰/۰۳۹۸	۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۵۹	۱/۲۸۸۹

[1]. Robustness

شهر	مدل	μ	б	μ_j	$Б_j$	λ
	BSM	۰/۰۰۵۹	۰/۰۴۶۲	–	–	–
ایلام	JDM	۰/۰۴۹۶	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۸۹	۰/۰۲۳۷	۴/۶۵۹۸
	BSM	۰/۰۴۲۸	۰/۰۰۶۹	–	–	–
هرمزگان	JDM	۰/۰۰۰۲	۰/۰۳۵۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۲/۶۹۹۸
	BSM	۰/۰۰۰۴	۰/۰۳۶۸	–	–	–
گلستان	JDM	۰/۰۳۶۵	۰/۰۱۶۸	۰/۰۲۹۴	۰/۰۳۶۸	۳/۳۶۳۶
	BSM	۰/۰۲۹۶	۰/۰۴۹۷	–	–	–
همدان	JDM	۰/۰۱۹۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۲۵	۰/۰۳۶۷	۱/۲۷۸۳
	BSM	۰/۰۱۶۵	۰/۰۰۰۶	–	–	–
کرمان	JDM	۰/۰۵۹۸	۰/۰۳۶۴	۰/۰۴۶۷	۰/۰۶۴۹	۲/۳۴۱۶
	BSM	۰/۰۵۶۳	۰/۰۳۶۹	–	–	–
کرمانشاه	JDM	۰/۰۷۶۵	۰/۰۴۶۷	۰/۰۶۳۱	۰/۰۳۱۴	۶/۳۲۷۶
	BSM	۰/۰۸۶۹	۰/۰۴۹۸	–	–	–
خوزستان	JDM	۰/۰۸۶۹	۰/۰۳۶۹	۰/۰۳۲۷	۰/۰۱۲۲	۳/۱۵۲۴
	BSM	۰/۰۸۱۶	۰/۰۳۷۹	–	–	–
کهگیلویه و بویراحمد	JDM	۰/۰۰۲۸	۰/۰۳۳۶	۰/۰۰۱۹	۰/۰۳۱۶	۱/۱۵۱۶
	BSM	۰/۰۰۳۶	۰/۰۴۶۸	–	–	–
کردستان	JDM	۰/۰۴۶۲	۰/۰۴۶۹	۰/۰۳۱۷	۰/۰۰۳۶	۴/۳۶۹۱
	BSM	۰/۰۴۲۸	۰/۰۵۴۷	–	–	–
لرستان	JDM	۰/۰۶۹۸	۰/۰۶۷۸	۰/۰۲۱۹	۰/۰۰۰۳	۳/۷۲۹۰
	BSM	۰/۰۶۵۸	۰/۰۷۶۴	–	–	–
مرکزی	JDM	۰/۰۳۶۷	۰/۰۲۶۵	۰/۰۲۱۸	۰/۰۱۶۸	۲/۸۴۹۳
	BSM	۰/۰۳۴۹	۰/۰۲۹۱	–	–	–
مازندران	JDM	۰/۰۰۵۶	۰/۰۵۶۱	۰/۰۳۱۵	۰/۰۰۲۶	۱/۱۲۰۵
	BSM	۰/۰۰۳۸	۰/۰۶۴۹	–	–	–
خراسان شمالی	JDM	۰/۰۲۶۸	۰/۰۹۱۴	۰/۰۱۲۹	۰/۰۰۰۹	۵/۲۲۱۶
	BSM	۰/۰۲۱۷	۰/۰۹۲۴	–	–	–
خراسان رضوی	JDM	۰/۰۳۶۹	۰/۰۳۶۷	۰/۰۳۵۵	۰/۰۰۲۲	۶/۹۶۱۳
	BSM	۰/۰۳۶۴	۰/۰۴۱۲	–	–	–
خراسان جنوبی	JDM	۰/۰۴۶۹	۰/۰۰۳۱	۰/۰۳۹۹	۰/۰۰۳۱	۱/۹۶۷۷
	BSM	۰/۰۴۵۹	۰/۰۰۴۵	–	–	–
سمنان	JDM	۰/۰۹۴۷	۰/۰۳۸۹	۰/۰۷۲۶	۰/۱۱۹۷	۲/۶۳۶۴
	BSM	۰/۰۸۶۴	۰/۰۳۹۰	–	–	–
سیستان و بلوچستان	JDM	۰/۱۲۵۹	۰/۰۳۴۶	۰/۰۲۳۵	۰/۰۱۲۶	۱/۳۲۱۵
	BSM	۰/۱۱۲۵	۰/۰۳۷۹	–	–	–

شهر	مدل	μ	б	μ_j	$Б_j$	λ
تهران	JDM	۰/۰۰۳۷	۰/۰۲۴۹	۰/۰۰۲۳	۰/۲۱۶۸	۵/۳۲۱۴
	BSM	۰/۰۰۴۶	۰/۰۲۶۶	–	–	–
یزد	JDM	۰/۰۶۷۸	۰/۰۶۱۸	۰/۰۵۳۱	۰/۰۰۱۶	۳/۹۲۹۸
	BSM	۰/۰۵۹۷	۰/۰۶۴۸	–	–	–
زنجان	JDM	۰/۰۰۲۱	۰/۰۳۴۶	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۲	۳/۳۲۸۹
	BSM	۰/۰۰۳۹	۰/۰۴۰۰	–	–	–

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٤: نتایج شبیه‌سازی و انتخاب بهترین مدل

شهر	مدل	٦ ماهه		۱۲ ماهه		۲٤ ماهه	
		MSE	MAE	MSE	MAE	MSE	MAE
اردبیل	JDM	°۱۵	°۱۸	۱۲	۱۱	۱۲	۱۰
	BSM	۱۲	۱۵	۱۴	۹	۵	۱۲
بوشهر	JDM	۱۲	۱۲	°۱۵	۸	۸	°۱۵
	BSM	۱۰	۱۰	۱۲	۱۴	°۱۶	۱۰
چهارمحال و بختیاری	JDM	۱۱	۱۰	°۲۱	°۱۵	۱۲	۱۲
	BSM	°۱۶	۱۲	۱۱	۱۲	۱۱	۱۰
آذربایجان شرقی	JDM	°۱۸	°۲۰	°۲۴	۱۲	°۲۲	۱۲
	BSM	۱۰	۱۴	۱۰	۱۳	۱۴	۱۰
آذربایجان غربی	JDM	۲۱	°۲۰	۱۲	۱۱	°۱۸	۱۱
	BSM	°۲۲	۱۹	۱۳	۱۰	۱۷	۱۰
اصفهان	JDM	°۱۵	°۱۷	۹	°۲۰	°۱۹	۱۲
	BSM	۱۲	۱۵	۸	۱۰	۹	۱۴
فارس	JDM	°۱۹	۱۴	۱۴	۲۱	۱۰	°۱۸
	BSM	۱۳	۱۲	۱۵	°۲۲	۱۲	۱۷
قزوین	JDM	۱۲	°۲۱	۱۲	۲۳	°۲۱	°۱۹
	BSM	۱۰	۱۰	۱۱	°۲۵	۱۱	۱۶
قم	JDM	۱۰	°۱۹	۱۲	۱۱	°۲۵	۱۵
	BSM	۱۱	۱۴	۱۰	۱۵	۱۳	۱۲
گیلان	JDM	۱۵	°۲۰	۱۰	۱۷	۱۰	°۲۲
	BSM	۱۴	۱۰	۱۱	°۱۸	۱۶	۲۱
ایلام	JDM	۱۷	°۲۲	۱۲	°۱۹	°۱۸	۱۳
	BSM	°۱۸	۱۰	۱۳	۹	۱۱	°۱۶
هرمزگان	JDM	۱۶	°۱۸	۱۵	۸	۱۴	°۱۹
	BSM	۱۷	۱۷	°۱۸	۶	۱۷	۱۸
گلستان	JDM	۲۱	۵	۸	۴	°۱۸	°۱۷

شهر	مدل	٦ ماهه		۱۲ ماهه		۲٤ ماهه	
		MSE	MAE	MSE	MAE	MSE	MAE
	BSM	°۲۲	۶	۶	۷	۱۰	۱۴
همدان	JDM	°۲۵	۹	۷	۱۰	۱۲	°۱۵
	BSM	۱۶	۷	۱۲	۱۲	۱۱	۱۲
کرمان	JDM	۱۷	۱۴	°۲۱	۱۱	۹	۱۱
	BSM	۱۲	۱۲	۱۱	۱۶	۸	۱۰
کرمانشاه	JDM	°۲۰	۱۰	°۱۸	۱۳	۷	۱۰
	BSM	۱۴	۱۰	۱۴	۱۴	۱۰	°۲۰
خوزستان	JDM	۱۰	۱۲	°۲۰	°۱۸	۱۲	۱۰
	BSM	۱۱	۱۰	۱۸	۱۷	۱۱	۱۱
کهگیلویه و بویراحمد	JDM	۸	۱۱	۷	°۱۹	۱۳	۱۲
	BSM	۱۲	°۱۵	°۲۴	۱۳	۱۴	۹
کردستان	JDM	۹	۱۰	°۲۵	۱۴	°۱۶	۸
	BSM	۷	۱۲	۱۷	۱۵	۱۵	۷
لرستان	JDM	۵	۱۸	°۲۰	۱۲	°۱۷	۶
	BSM	۶	°۲۰	۱۹	۱۰	۱۰	۱۱
مرکزی	JDM	۱۴	°۲۳	°۱۹	°۲۰	°۱۹	۵
	BSM	۱۵	۱۱	۱۸	۲۱	۱۶	۱۲
مازندران	JDM	°۱۵	۷	۱۴	°۲۳	۱۰	۱۰
	BSM	۱۰	۶	°۱۵	۱۰	۱۰	۱۱
خراسان شمالی	JDM	۱۰	۷	۱۲	۲۲	۱۱	۱۲
	BSM	۱۲	۸	۱۳	°۲۵	°۱۵	۱۳
خراسان رضوی	JDM	۱۰	۹	۱۱	°۲۴	۱۶	۱۵
	BSM	°۱۵	۱۰	۱۰	۱۰	°۲۱	°۱۸
خراسان جنوبی	JDM	°۱۶	۱۲	۱۰	°۱۵	°۲۲	°۱۷
	BSM	۱۵	۱۵	۱۲	۱۲	۲۰	۱۶
سمنان	JDM	۱۷	۱۱	۱۸	۹	°۲۰	۱۰
	BSM	°۱۹	۱۴	°۲۰	۸	۱۴	°۲۰
سیستان و بلوچستان	JDM	°۲۰	۱۶	°۲۰	۷	۱۲	°۲۱
	BSM	۸	۱۹	۱۶	۱۲	۱۴	۱۴
تهران	JDM	۹	°۲۰	°۱۷	۱۰	۱۰	°۱۵
	BSM	۱۲	۲۱	۱۴	۱۱	۹	۱۲
یزد	JDM	۱۴	°۲۲	۱۲	۱۲	°۱۷	۱۱
	BSM	۱۳	۱۵	۱۳	°۱۶	۱۲	۱۰
زنجان	JDM	۱۴	۹	۹	۱۵	۱۰	۱۲

شهر	مدل	٦ ماهه		۱۲ ماهه		۲٤ ماهه	
		MSE	MAE	MSE	MAE	MSE	MAE
	BSM	۱۸*	۸	۱۱	۱۷*	۱۱	۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش **یادداشت:** علامت * بهترین مدل را نشان می‌دهد.

در جدول (۳) پارامترهای الگوی بلک-شولز و انتشار پرش برای قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران ارائه شده است. با کمک این پارامترها می‌توان قیمت مسکن را به‌وسیله مدلی که ارائه شده، تخمین زد. در این مقاله شبیه‌سازی مونت‌کارلو جهت ایجاد تخمین زننده‌های ناریب استفاده‌شده که نتایج آن در جدول (۴) آورده شده است. علاوه بر این، شبیه‌سازی مونت‌کارلو یک چارچوب مناسب جهت تقریب پرش در قیمت دارایی مسکن را ارائه می‌کند. در هنگام استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو، تعداد زیادی مسیر نمونه از متغیرها ایجاد می‌شود و عایدی دارایی برای هر مسیر محاسبه می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از مدل‌ها در جدول ۴ مشخص است که در اکثر مراکز استان‌های ایران، مدل انتشار پرش نسبت به مدل بلک-شولز نتایج بهتری را داشته است که در بعضی از مراکز استانی عملکرد بازه زمانی ۶ ماهه و در بعضی از مراکز استانی عملکرد بازه زمانی ۱۲ ماهه و یا ۲۴ ماهه بهتر است که یکی از مهم‌ترین دلایل آن می‌تواند این نکته باشد که مدل بلک-شولز پرش‌های قیمتی را در نظر نمی‌گیرد اما مدل انتشار پرش هر دو عامل (ارزش انتظاری پرش (Y) و مقدار پرش قیمت ($\lambda\Delta t$) را در نظر می‌گیرد. نتایج حاصل از مدل انتشار پرش، نشان می‌دهد که در بازار مسکن ایران بالأخص در اکثر مراکز استان‌ها، پرش‌های قیمتی وجود دارد که نشان از وضعیت تلاطمی بازار مسکن ایران است. بنابراین استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی همراه با پرش ازجمله مدل‌های انتشار پرش مرتون، مرتون-هستون و الگوی پرش دوگانه در مدل‌سازی قیمت مسکن در ایران نسبت به مدل‌های رگرسیونی معمولی می‌تواند نتایج قابل‌قبول‌تری را ارائه دهد. بنابراین استفاده از این مدل‌ها در بخش مسکن، می‌تواند به غنای نظری این بخش افزوده و کاستی‌های سایر مدل‌ها ازجمله در نظر نگرفتن پرش‌های قیمتی و تصادفی نبودن رفتار قیمت مسکن را پوشش دهند. در ادامه عملکرد هرکدام از الگوهای بلک-شولز و انتشار پرش بر اساس نتایج برآوردی در بازه‌های زمانی ۶ ماهه، ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه تحلیل می‌شود. هدف از انتخاب دوره‌های ۶، ۱۲ و ۲۴ ماهه این است که بتوان تحلیل دقیق‌تری از برآورد کوتاه‌مدت و بلندمدت این الگوها داشت. معیار قضاوت در مورد الگوی مناسب‌تر در مدل‌سازی قیمت مسکن در مراکز استان‌ها، بر

اساس نتایج شاخص‌های میانگین مربعات خطا و میانگین قدر مطلق خطا است که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس نتایج مشخص است که در اردبیل، نتایج شبیه‌سازی مدل در بازه زمانی ۶ ماهه عملکرد بهتری نسبت به شبیه‌سازی مدل در بازه زمانی ۱۲ و ۲۴ ماهه داشته است و نتایج مدل انتشار پرش بهتر بوده است. بوشهر در بازه زمانی ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه بر اساس مدل انتشار پرش نتایج بهتری داشته ولی در بازه زمانی ۱۲ ماهه بر اساس مدل بلک شولز نتایج بهتر بوده است. چهارمحال و بختیاری، آذربایجان شرقی و غربی بر اساس مدل انتشار پرش نتایج قابل قبولی داشته‌اند. اصفهان در بازه زمانی ۶ ماهه، ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه بر اساس مدل انتشار پرش نتایج بهتری داشته اما فارس در بازه زمانی ۶ ماهه و ۱۲ ماهه بر اساس مدل انتشار پرش بهتر بوده ولی در بازه زمانی ۱۲ ماهه مدل بلک–شولز نتایج بهتری داشته است. قزوین، قم و گیلان هم بر اساس مدل انتشار پرش در بازه زمانی ۶ ماهه و ۲۴ ماهه نتایج خوبی داشته‌اند اما قزوین و گیلان در بازه زمانی۱۲ ماهه بر اساس مدل بلک–شولز نتایج قابل‌قبول بوده است. با توجه به نتایج، در مرکز استان ایلام روند قیمت‌ها بر اساس مدل انتشار پرش اندکی نسبت به مدل بلک–شولز بهتر بوده به‌طوری‌که در بازه زمانی۶ ماهه و ۲۴ ماهه بر اساس معیار خطای مختلف، نتایج متفاوت است. در مراکز استانی هرمزگان، گلستان، همدان و کرمان مدل انتشار پرش نتایج مناسب‌تری داشته است. در بازه زمانی ۶ ماهه و ۱۲ ماهه در کرمانشاه مدل انتشار پرش نسبت به مدل بلک–شولز نتایج بهتری داشته اما در بازه زمانی ۲۴ ماهه مدل بلک–شولز بهتر بوده است. در کهگیلویه و بویراحمد نتایج مدل بلک–شولز بهتر از نتایج مدل انتشار پرش بوده ولی در خوزستان و کردستان نتایج مدل انتشار پرش بهتر از نتایج مدل بلک–شولز است. در لرستان در بازه زمانی ۶ ماهه نتایج مدل بلک–شولز بهتر بوده ولی در بازه زمانی۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه نتایج مدل انتشار پرش بهتر است. از طرفی، در مراکز استان‌های مرکزی و مازندران نتایج مدل انتشار پرش بر اساس معیارهای خطای میانگین و قدر مطلق بهتر بوده ولی در مازندران در بازه زمانی۱۲ ماهه و میانگین مربعات خطا، نتایج مدل بلک–شولز بهتر بوده است. در مراکز استان‌های خراسان شمالی و رضوی نتایج مدل انتشار پرش نتایج بهتری داشته ولی در خراسان جنوبی نتایج مدل بلک–شولز بهتر است. در سمنان و زنجان نتایج مدل بلک–شولز بهتر از نتایج مدل انتشار پرش بوده ولی در سیستان و بلوچستان و تهران در هر سه بازه زمانی۶، ۱۲ و ۲۴ ماهه نتایج مدل انتشار پرش بهتر از نتایج مدل بلک–شولز است. در مرکز استان یزد، در بازه زمانی۱۲ و ۲۴ ماهه نتایج مدل انتشار پرش

مناسب‌تر بوده ولی در بازه زمانی ۱۲ ماهه نتایج مدل بلک-شولز بهتر بوده است. در جدول ۵، نتایج میانگین فرکانس پرش برای مراکز استان‌های ایران آورده شده است.

در این پژوهش از الگوی قیمت‌گذاری دارایی انتشار پرش استفاده شده است. برای این منظور و با در نظر گرفتن الگوی نوسانات تصادفی، ابتدا معادلات مشتقات جزئی به دست آمد و سپس جهت در نظر گرفتن پرش‌ها، تابع مشخصه‌ای از فرآیند ترکیبی پواسن اصلاح‌شده به آن افزوده شد. نتایج حاصل از الگوی انتشار پرش در جدول ۵ نشان می‌دهد که الگوی ارائه‌شده در قیمت‌گذاری و توضیح رفتار قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران، نسبت به الگوی بلک-شولز نتایج بهتری داشته است. یعنی الگوی انتشار پرش رفتار قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران را با سطح خطای کمتری توضیح داده است.

جدول ۵: میانگین فرکانس پرش

شهر	میانگین فرکانس پرش ($\lambda\Delta t$)	شهر	میانگین فرکانس پرش ($\lambda\Delta t$)	شهر	میانگین فرکانس پرش ($\lambda\Delta t$)
اردبیل	۰/۱۲	ایلام	۰/۳۸	مرکزی	۰/۲۳
بوشهر	۰/۱۴	هرمزگان	۰/۲۲	مازندران	۰/۰۹
چهارمحال و بختیاری	۰/۱۲	گلستان	۰/۲۲	خراسان شمالی	۰/۴۳
آذربایجان شرقی	۰/۱۹	همدان	۰/۱۰	خراسان رضوی	۰/۵۸
آذربایجان غربی	۰/۳۰	کرمان	۰/۱۹	خراسان جنوبی	۰/۱۶
اصفهان	۰/۳۳	کرمانشاه	۰/۵۲	سمنان	۰/۲۱
فارس	۰/۴۶	خوزستان	۰/۲۶	سیستان و بلوچستان	۰/۱۱
قزوین	۰/۱۶	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۰۹	تهران	۰/۴۴
قم	۰/۴۴	کردستان	۰/۳۶	یزد	۰/۳۲
گیلان	۰/۱۰	لرستان	۰/۳۱	زنجان	۰/۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج مشخص است که برای اکثر استان‌ها میانگین فرکانس پرش عدد بالایی است که نشان از نوسانات زیاد و اثرگذاری زیاد شوک‌های داخلی و خارجی در بازار مسکن ایران است. با توجه به نتایج مشخص است که بیشترین و کمترین میانگین فرکانس پرش مربوط به خراسان رضوی و کهگیلویه و بویراحمد است. اکثر مراکز استان‌های بزرگ در ایران میانگین فرکانس پرش

بالایی در بازار مسکن داشته‌اند ازجمله، تهران، اصفهان، خراسان رضوی، آذربایجان غربی، قم، کرمانشاه و آذربایجان شرقی که به ترتیب برابر ۰/۴۴، ۰/۳۳، ۰/۵۸، ۰/۳۰، ۰/۴۴، ۰/۵۲ و ۰/۱۹ است. کمترین میانگین فرکانس پرش هم مربوط به کهگیلویه و بویراحمد، مازندران، اردبیل، گیلان، چهارمحال و بختیاری، همدان و سیستان و بلوچستان بوده که به ترتیب برابر ۰/۰۹، ۰/۰۹، ۰/۱۲، ۰/۱۰، ۰/۱۲، ۰/۱۰ و ۰/۱۱ بوده است.

۵-۱- تفسیر نتایج

الگوی قیمت‌گذاری بلاک-شولز تا قبل از بحران مالی ۱۹۸۷، یکی از دقیق‌ترین الگوها برای قیمت‌گذاری دارایی بود، اما در بحران مالی ۱۹۸۷، مطالعات انجام‌شده نشان‌دهنده اریب قابل‌توجه این الگوی قیمت‌گذاری بود. الگوی بلاک-شولز دارایی‌ها را بیش‌ازحد قیمت‌گذاری کرده بود. در سال ۱۹۷۶ مرتون[1]، عنصر پرش را به الگوی بلاک-شولز اضافه کرد. اما الگوی بلاک-شولز مرتون نیز دارای معایبی ازجمله ثابت در نظر گرفتن نوسانات قیمت دارایی بود. بنابراین در سال ۱۹۹۳ هستون[2] فرض نمود قیمت دارایی دارای نوسانات تصادفی است و تا حدودی معایب الگوی بلاک-شولز مرتون را برطرف نمود (مولایی و همکاران، ۱۳۹۵).پس در این پژوهش از الگوهای بلاک-شولز و انتشار پرش استفاده‌شده که تمرکز اصلی نتایج مقاله بر الگوی انتشار پرش است. نتایج برآورد الگوهای بلک-شولز و انتشار پرش نشان می‌دهد که به‌طورکلی الگوی انتشار پرش دارای خطای کمتری در توضیح رفتار قیمت مسکن در اکثر مراکز استان‌های ایران است. همان‌طور که نتایج منعکس‌شده در جدول (۵) نشان می‌دهد میانگین فرکانس پرش در تمامی مراکز استان‌ها مثبت بوده و نشان‌دهنده این واقعیت است که در تمامی مراکز استان‌های کشور شاهد پرش قیمتی در بازار مسکن بوده‌ایم به‌طوری‌که پرش قیمت مسکن در بعضی از مراکز استانی بالا و در بعضی از مراکز استانی پرش قیمت مسکن کم بوده است. مرکز استان خراسان رضوی بیشترین پرش قیمتی و مرکز استان کهگیلویه و بویراحمد و مازندران کمترین پرش قیمتی در بازار مسکن را با مقادیر به ترتیب ۰/۵۸، ۰/۰۹ و ۰/۰۹ درصد تجربه کرده‌اند. اکثر مراکز استان‌های بزرگ در ایران و کلان‌شهرها پرش قیمتی بالایی در بازار مسکن داشته‌اند ازجمله این مراکز استانی می‌توان تهران،

[1]. Merton
[2]. Heston

اصفهان، خراسان رضوی، آذربایجان غربی، قم، کرمانشاه و آذربایجان شرقی به ترتیب با مقادیر پرش قیمتی ۰/۴۴، ۰/۳۳، ۰/۵۸، ۰/۳۰، ۰/۴۴، ۰/۵۲ و ۰/۱۹ درصد را نام برد. از آنجایی که این مراکز استانی بزرگ نسبت به مراکز استان‌های کوچک‌تر همواره با ورودی مهاجران زیادی از اطراف و سایر استان‌های کم برخوردار جهت کار و کسب درآمد مواجه هستند، بنابراین تقاضای مسکن با شتاب بیشتری افزایش می‌یابد و عرضه مسکن پاسخگوی این حجم تقاضا نخواهد بود و باعث افزایش یک‌باره قیمت مسکن و پرش‌های قیمتی در بازار مسکن خواهد بود. از طرفی عوامل دیگری که در طول این سال‌ها اثر زیادی برافزایش قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران داشته و پرش‌های قیمتی در بازار مسکن را تقویت کرده است، افزایش شدید قیمت‌های بین‌المللی کالاهای فلزی (فلزات مورداستفاده در بخش ساختمان مانند فولاد، آلومینیوم، تیتانیوم، مس، برنج و فولاد نرم) و جهش‌های ارزی ناشی از تحریم‌ها و شرایط سیاسی کشور بوده است. از عوامل دیگری که بر بازار مسکن ایران بالأخص بازار مسکن در مراکز استان‌های بزرگ کشور اثرگذار بوده و باعث پرش‌های قیمتی شده، افزایش هزینه‌های دستمزد و قیمت مصالح ساختمانی و خدمات شهرداری نسبت به استان‌های کوچک‌تر بوده است و این امر بنا به افزایش بیشتر هزینه‌ها و سطح بالاتر درآمد در این مراکز استانی بزرگ اتفاق افتاده است. در مراکز استان‌هایی مانند کهگیلویه و بویراحمد، مازندران، اردبیل، گیلان، چهارمحال و بختیاری، همدان و سیستان و بلوچستان پرش قیمتی در بازار مسکن کمتر و به ترتیب برابر ۰/۰۹، ۰/۰۹، ۰/۱۲، ۰/۱۰، ۰/۱۲، ۰/۱۰ و ۰/۱۱ درصد بوده است که می‌توان به دلایلی مانند حجم کمتر تقاضا و پاسخگوی بهتر عرضه مسکن به تقاضای مسکن درنتیجه جمعیت کمتر این مراکز استانی در قیاس با مراکز استانی بزرگ و سطح کمتر دستمزدها اشاره کرد. نتایج به‌دست‌آمده با استفاده از میانگین فرکانس پرش، نوسانات زیاد قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران که در نمودار ۱ در پیوست ۱ آورده شده است را تائید می‌کند. بر اساس نمودار ۱، متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در اکثر مراکز استان‌های ایران مثبت بوده که عوامل زیادی ازجمله سیاست‌های دولت، نا اطمینانی زیاد در بازارهای مالی موازی، انتظارات تورمی آتی و ... می‌تواند در این زمینه مؤثر باشد.

از دیگر نتایج قابل‌توجه الگوی انتشار پرش می‌توان به وجود پرش‌های قیمت مسکن در مراکز استان‌های مرزی کشور اشاره کرد که هر بلوک از این مراکز استانی می‌تواند دلایل متفاوتی

را داشته باشد. در مراکز استان‌های شرق و شمال شرق پرش قیمت مسکن زیاد بالا بوده و مرکز استان خراسان رضوی بالاترین پرش قیمتی به مقدار ۰/۵۸ درصد را داشته است و بعدازآن مراکز استان‌های خراسان شمالی، گلستان و خراسان جنوبی به ترتیب با مقادیر ۰/۴۳، ۰/۲۲ و ۰/۱۶ درصد بوده است. از مهم‌ترین دلایل پرش قیمتی در مرکز استان خراسان رضوی می‌توان به وجود مرقد امام رضا (ع) و سایر اماکن متبرکه اشاره کرد که سالانه جمعیت زیادی از مردم به شهر مشهد مهاجرت کرده و آنجا ماندگار خواهند شد که به طبع تقاضای زیادی را برای مسکن ایجاد خواهد کرد. یعنی افزایش تقاضا مهم‌ترین عامل پرش قیمت مسکن در این مرکز استان است. از طرفی مشهد مانند مرکز و سایر مراکز استان‌های گلستان، خراسان شمالی و جنوبی به‌عنوان پیرامون مشهد قرار می‌گیرند. بنابراین افزایش قیمت مسکن در مشهد با وقفه کوتاهی به این مراکز استانی سرایت کرده و منجر به افزایش قیمت و در ادامه پرش‌های قیمتی می‌شود. در بلوک استان‌های غرب و شمال غرب کشور پرش قیمت مسکن بالا بوده و در مرکز استان کرمانشاه بالاترین پرش قیمتی با مقدار ۰/۵۲ درصد بوده و بعدازآن مراکز استان‌های ایلام، کردستان و آذربایجان غربی به ترتیب با مقادیر ۰/۳۸، ۰/۳۶ و ۰/۳۰ درصد بوده است. از مهم‌ترین دلایل پرش قیمتی در بازار مسکن این مراکز استانی، می‌توان به وضعیت کوهستانی، عدم زمین مسکونی کافی، تراکم جمعیتی بالا و مهاجرت زیاد از روستا به شهر اشاره کرد. وضعیت جغرافیایی و توپوگرافی این مراکز استانی نشان‌دهنده کمبود زمین مناسب جهت ساخت‌وساز مسکن است که باعث می‌شود تا عرضه مسکن نتواند جوابگوی حجم زیاد تقاضا برای مسکن باشد این تقاضای زیاد برای مسکن می‌تواند ناشی از تراکم جمعیتی بالا و مهاجرت از روستا به شهر باشد.

در جدول (۶) تعداد مهاجران واردشده به هر استان بر اساس آمارهای سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۹۵ آورده شده است. همان‌طور که آمار جدول (۶) نشان می‌دهد، بیشترین تعداد مهاجر ورودی متعلق به استان تهران با ۶۲۱۹۹۸ نفر و کمترین تعداد مهاجر ورودی متعلق به استان سمنان با تعداد ۴۰۰۱۴ نفر است.

مراکز استان‌های جنوبی مانند فارس، هرمزگان و بوشهر هم پرش‌های قیمتی زیادی در بازار مسکن را تجربه کرده‌اند که مرکز استان فارس با مقدار ۰/۴۶ درصد بیشترین و مرکز استان بوشهر با مقدار ۰/۱۴ درصد کمترین مقدار بوده‌اند. از مهم‌ترین دلایلی که منجر به پرش‌های قیمتی در بازار

مسکن این مراکز استانی شده، می‌توان به آب‌وهوای معتدل زمستانی، وجود اماکن تاریخی، وجود مرزهای آبی، تجاری و بندری بودن این مراکز استانی اشاره کرد که مرکز استان فارس از جنبه آب و هوایی معتدل و وجود اماکن تاریخی و مراکز استان‌های هرمزگان و بوشهر از جنبه تجاری و بندری بودن دارای اهمیت هستند. در بین بلوک‌های مختلف شرق، جنوب، غرب و شمال، مراکز استان‌های شمالی مازندران و گیلان دارای کمترین پرش قیمت در بازار مسکن بوده‌اند که از مهم‌ترین دلایل این پرش کم‌قیمت مسکن، می‌توان به تراکم کم‌جمعیتی و وضعیت هموار و دارای زمین‌های مرغوب مسکونی زیاد اشاره کرد. نتایج حاصل از الگوی انتشار پرش در مراکز استان‌های ایران می‌تواند اطلاعات خوبی را در اختیار سیاست‌گذاران ملی و محلی قرار دهد. به این صورت که با اتخاذ سیاست‌های مناسب و پیشگیرانه چه در سطح ملی و چه در سطح محلی، مانع از اثرگذاری بالای عوامل مؤثر در ایجاد نوسانات قیمتی و به طبق آن پرش‌های قیمتی در بازار مسکن شود.

جدول ٦: تعداد مهاجران واردشده

استان	تعداد (نفر)	استان	تعداد (نفر)	استان	تعداد (نفر)
آذربایجان شرقی	۱۷۱۷۳۰	تهران	۶۲۱۹۹۸	سمنان	۴۰۰۱۴
آذربایجان غربی	۱۳۷۶۳۱	چهارمحال و بختیاری	۶۷۹۸۴	فارس	۲۶۵۰۰۶
اردبیل	۷۶۰۱۶	خراسان جنوبی	۶۴۶۵۶	قزوین	۹۴۴۸۷
اصفهان	۲۶۴۸۹۰	خراسان رضوی	۳۰۱۲۳۲	قم	۴۸۱۴۲
ایلام	۴۰۲۷۳	خراسان شمالی	۶۴۶۵۰	خوزستان	۲۴۰۰۷۶
بوشهر	۶۹۰۹۰	زنجان	۶۱۹۱۹	سیستان و بلوچستان	۱۱۲۰۵۰
کردستان	۱۲۳۵۱۲	کرمانشاه	۱۲۸۵۵۹	گلستان	۱۰۶۶۵۹
کرمان	۱۱۲۶۸۶	کهگیلویه و بویراحمد	۶۵۶۴۵	گیلان	۱۴۳۵۹۷
لرستان	۱۲۱۲۶۹	مازندران	۱۳۶۳۰۷	مرکزی	۸۶۶۵۵
هرمزگان	۹۵۰۱۸	همدان	۱۱۱۶۱۳	یزد	۴۳۳۲۰

منبع: مرکز آمار ایران

٦- نتیجه‌گیری

مدل‌سازی دقیق قیمت‌گذاری دارایی‌های مختلف ازجمله مسکن و همچنین تلاطم آن، همیشه یکی از دغدغه‌های محققان و سیاست‌گذاران بوده است. بنابراین هدف از این پژوهش، تحلیل مقایسه‌ای کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بلک-شولز و انتشار پرش در مدل‌سازی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران است. در این مطالعه از داده‌های ماهانه قیمت مسکن در

مراکز استان‌های ایران برای دوره زمانی فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۴۰۱ استفاده شده است. تمامی داده‌های پژوهش از پایگاه‌های آماری مرکز آمار ایران، آمارنامه‌های استانداری‌های کشور، سری‌های زمانی بانک مرکزی و وزارت راه و شهرسازی استخراج‌شده است. در این پژوهش، با استفاده از الگوریتم (GEM) مدل انتشار پرش و با استفاده از روش حداکثر درستنمایی مدل بلک-شولز برآورده شده و در ادامه قیمت آتی مسکن در مراکز استان‌های ایران با روش مونت-کارلو شبیه‌سازی‌شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در اکثر استان‌های ایران در عملکرد ۶، ۱۲ و ۲۴ ماهه، مدل انتشار پرش نتایج بهتر و دقیق‌تری را نسبت به مدل بلک-شولز داشته است که با نتایج مطالعات (موس و سکابورسکیس[1]، ۲۰۱۰ و گریگوریا و لی[2]، ۲۰۱۹) سازگار است. شایان‌ذکر است که در بعضی از مراکز استانی مانند کهگیلویه و بویراحمد، خراسان شمالی، خراسان رضوی و زنجان نتایج مدل بلک-شولز از مدل انتشار پرش بهتر است. با توجه به نتایج میانگین فرکانس پرش، مشخص است که بیشترین و کمترین میانگین فرکانس پرش مربوط به خراسان رضوی و کهگیلویه و بویراحمد بوده که مقدار آن به ترتیب برابر ۰/۵۸ و ۰/۰۹ است.

نتایج الگوی انتشار پرش نشان می‌دهد که در تمامی مراکز استان‌های ایران پرش قیمت مسکن وجود داشته ولی در بعضی از مراکز استان‌های بزرگ مانند تهران و سایر کلان‌شهرها، پرش قیمت مسکن زیاد بوده و در سایر مراکز استانی کمتر بوده است. این پراکندگی پرش قیمت مسکن که در مراکز استان‌های مختلف دلایل متفاوتی دارد که ازجمله می‌توان به مواردی مانند تراکم جمعیتی بالا، مرزی بودن، وضعیت جغرافیایی و کوهستانی بودن، وجود اماکن مذهبی و تاریخی، تجاری و دارای مرزهای آبی اشاره کرد، نیازمند برنامه‌ریزی دقیق ملی و محلی جهت جلوگیری از به وجود آمدن پرش‌های قیمت در بازار مسکن است. بنابراین پیشنهاد می‌شود تا سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان به این ناهمگنی و وجود دلایل متعدد پرش قیمت مسکن در مراکز استان‌های مختلف توجه ویژه داشته باشند و بر اساس شرایط مرکز هر استان برای بخش مسکن آن، برنامه‌ریزی کنند. مثلاً، برای استان‌هایی که با کمبود زمین مناسب جهت ساخت‌وساز مواجه هستند، زمین مناسب و ارزان‌قیمت در اطراف آن مرکز استان یا شهرهای مجاور در اختیار متقاضیان قرار گیرد و یا جهت کنترل

---

1. Moos and Skaburskis
2. Grigoryeva and Ley

مهاجرت به مرکز استان تهران، سیاست‌های توسعه‌ای متوازن مراکز اطراف تهران بالأخص در بخش مسکن مدنظر قرار گیرد. هر چه بیشتر به توسعه شهرهای اطراف تهران و کلان‌شهرها توجه شود، مهاجرت به این شهرها کمتر شده و باعث کاهش تقاضای مسکن می‌شود که می‌تواند باعث کاهش پرش‌های قیمت مسکن شود.

References

Abbi, R. El-Darzi, E. Vasilakis, C. & Millard, P. (2008). Analysis of Stopping Criteria for the Em Algorithm in the Context of Patient Grouping According to Length of Stay. *In: 2008 4th International IEEE Conference Intelligent Systems*. 3–9–3–14.

Adalid, R. & Detken, C. (2007). Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Bust Cycles. *Working Paper Series from European Central Bank*, **730**: 1-52.

Álvarez-Román, L. & García-Posada, M. (2021). Are House Prices Overvalued in Spain? A Regional Approach. *Economic Modelling*, **99**: 105499.

Balounejad Nouri, R. & Farhang, A. (2022). Investigating the Convergence of Housing Prices in Provincial Centers of Iran: Relative Convergence Approach. *Journal of Iranian Economic Issues*, **9**(1): 27-51 (In Persian).

Berros, J. (2009). American Option Pricing in a Jump-Diffusion Model. Doctoral Dissertation, *University of Florida, Florida*.

Chen, M.C. Chang, C.C. Lin, S.K. & Shyu, S.D. (2010). Estimation of Housing Price Jump Risks and Their Impact on the Valuation of Mortgage Insurance Contracts. *Risk Insurance*, **77**: 399–422.

Chen, Z. & Wang, C. (2021). Effects of Intervention Policies on Speculation in Housing Market: Evidence from China. *Journal of Management Science and Engineering*, **7**(2): 233-242.

Chu, Y. (2010). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model with Owner-Occupied Housing. *Real Estate Econ*. **38**: 427–465.

Dias, D. A. and Duarte, J. B. (2019). Monetary Policy, Housing Rents, and Inflation Dynamics. *Journal of Applied Econometrics*, **34**(5): 673-687.

Duncan, J. Randal, J. & Thomson, P. (2009). Fitting Jump Diffusion Processes using the EM Algorithm. In *Contributed Talk at the Australasian Meeting of the Econometric Society*. Canberra, Australia.

Gafary, A. Ezatpanah, B. & Beygbabaye, B. (2024). Spatial and Social Assessment of the Affecting Housing Prices Factors The Case Study of Urmia City. *Geographical Planning of Space*, **12**(4): 145-161. (In Persian).

Gholizadeh, A. A. (2019). Housing Price Theory in Iran. *Nore Elm Publication*, Tehran, Iran (In Persian).

Gholizadeh, A. A. Manochehri, S. & Fatemi Zardan, Y. (2022). Modeling of Speculation in the Housing Market of Tehran. *Journal of Economics and Modelling*, **12**(4): 137-179 (In Persian).

Glaeser, E. L. Gyourko, J. & Saiz, A. (2008). Housing Supply and Housing Bubbles. *Journal of Urban Economics*, **64**(2): 198-217.

Grigoryeva, I. & Ley, D. (2019). The Price Ripple Effect in the Vancouver Housing Market. *Urban Geogr*. **40**: 1168–1190.

Heston, S. (1993). A Closed- Formed Solution for Options with Stochastic Applications to Bond and Currency Options. *The Review of Financial Studies*, **6**(2): 327-343.

Hong, Y. & Li, Y. (2019). Housing Prices and Investor Sentiment Dynamics: Evidence from China using a Wavelet Approach. *Finance Research Letters*, **35**: 101300.

Honoré, P. (1998). Pitfalls in Estimating Jump-Diffusion Models. *Available at SSRN 61998*, **18**: 1-36.

Hull, J. C. (2014). *Options, Futures, and Other Derivatives*. Pearson Education India.

Ibrahim, J.G. Zhu, H. & Tang, N. (2008). Model Selection Criteria for Missing-Data Problems using the EM Algorithm. *J. Amer. Statist. Assoc*. **103**: 1648–1658.

Karlis, D. & Xekalaki, E. (2003). Choosing Initial Values for the EM Algorithm for Finite Mixtures. *Comput. Statist. Data Anal*. **41**: 577–590.

Khodadad Kashi, F. & Razban, N. (2014). The Effect of Speculation in Housing Market Volatility in Iran (1991-2008). *qjerp*, **22**(71): 5-28 (In Persian).

Maleki, B. (2015). *Analysis of Iran's Housing Market*. Industrial Management Organization Publications, Tehran. (In Persian).

Manochehri S, Gholizadeh A. (2022). The Response of Speculation in the Housing Market to Exogenous Shocks in Iran. *QJER*, **22**(2): 7(In Persian).

Maynou, L. Monfort, M. Bruce Morley, B. & Ordonez, J. (2021). Club Convergence in European Housing Prices: The Role of Macroeconomic and Housing Market Fundamentals, *Economic Modelling*, **103**: 1-22.

Merton, R. (1973). Theory of Rational Option Pricing, *the Bell Journal of Economics and Management Science*, **4**: 141-183.

Molaei, S. Vaez Barzani, M. & Samadi, S. (2016). An Empirical Analysis of Price Jump and Asymmetric Information in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Strategy*, **4**(2): 65-81 (In Persian).

Moos, M. & Skaburskis, A. (2010). The Globalization of Urban Housing Markets: Immigration and Changing Housing Demand in Vancouver. *Urban Geogr*. **31**: 724–749.

Nam, T. Y. & Oh, S. (2020). Non-recourse Mortgage Law and Housing Speculation. *Available at SSRN 2316539*.

Oh, S. Ku, H. & Jun, D. (2022). A Comparative Analysis of Housing Prices in Different Cities using the Black–Scholes and Jump Diffusion Models. *Finance Research Letters*, **46**: 102241.

Otrok, C. & Terrones, M. E. (2017). Global House Price Fluctuations: Synchronization and Determinants. *In NBER International Seminar on Macroeconomics* (Vol. 9, No. 1, pp. 119-166). Chicago, IL: University of Chicago Press.

Piazzesi, M. and Schneider, M. (2016). Housing and Macroeconomics. *In Handbook of Macroeconomics*, **2**: 1547-1640.

Seyed Nourani, S. M. (2014). An Examination of Housing Bubble and Speculation in Urban Areas of Iran. *Economics Research*, **14**(52): 68-49 (In Persian).

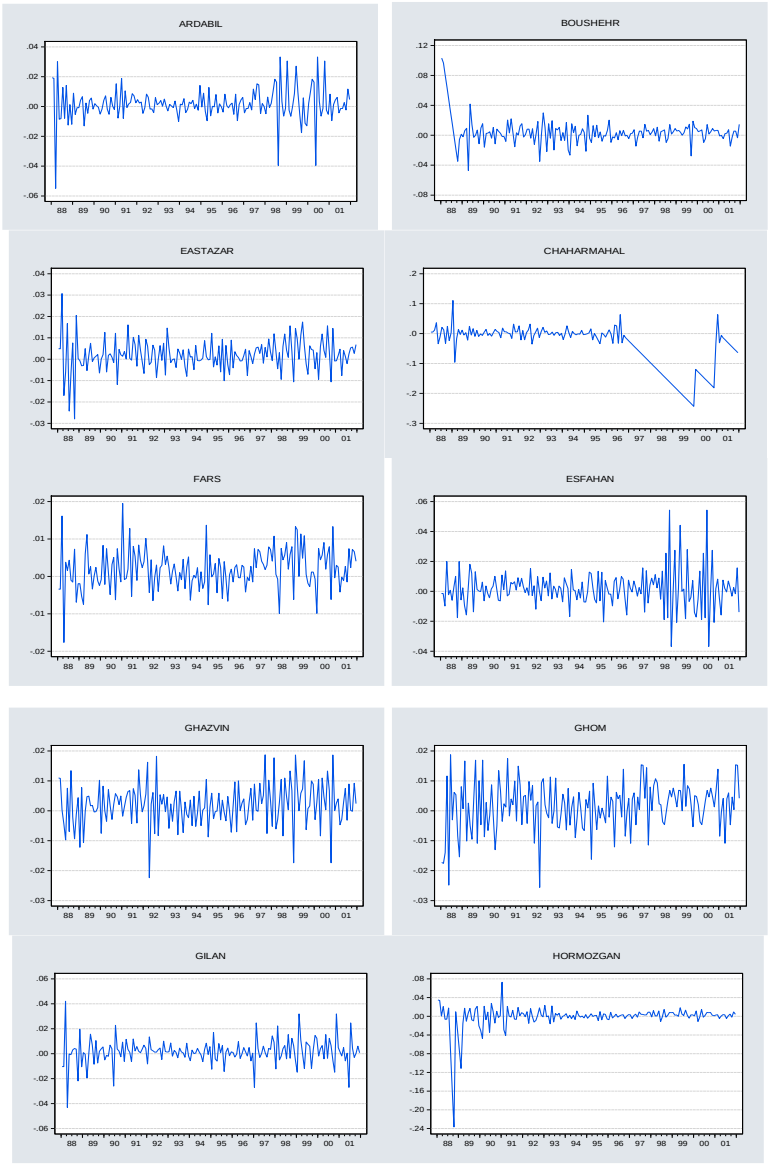
Stock, J.H. & Watson, M.W. (2002). Macroeconomic Forecasting using Diffusion Indexes. *J. Bus. Econom. Statist.* **20**: 147–162.

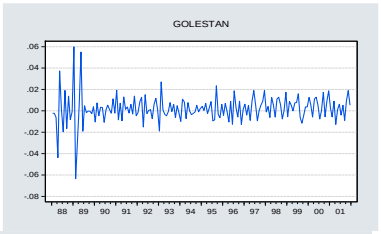
Tashman, L.J. (2000). Out-of-Sample Tests of Forecasting Accuracy: An Analysis and Review. *Int. J. Forecast*. **16**: 437–450.

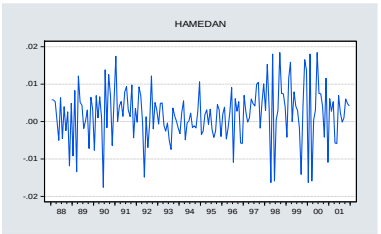
Zheng, Y. & Osmer, E. (2019). Housing Price Dynamics: The Impact of Stock Market Sentiment and the Spillover Effect. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **80**: 854-867.

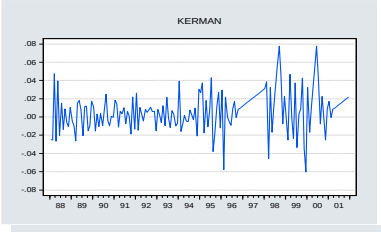
پیوست ۱

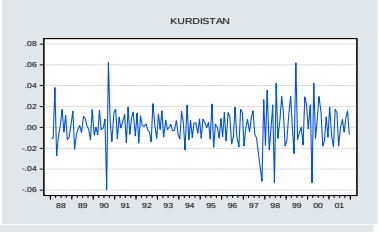
نمودار ۱: تغییرات لگاریتم قیمت مسکن مراکز استان‌های ایران

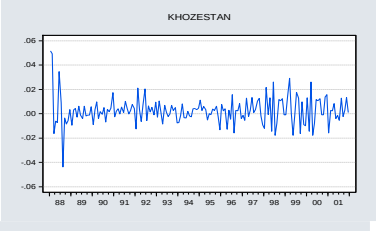


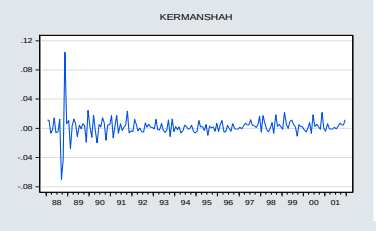

GOLESTAN

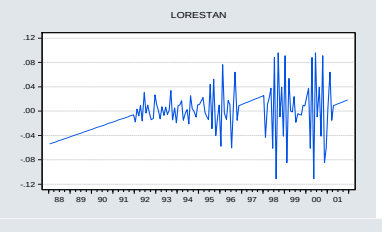

HAMEDAN

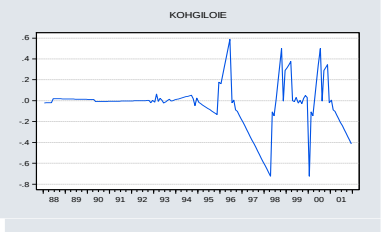

KERMAN

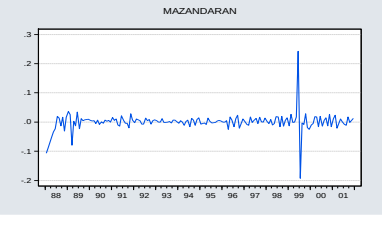

KURDISTAN

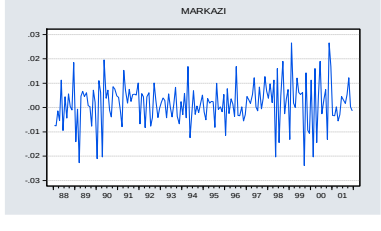

KHOZESTAN

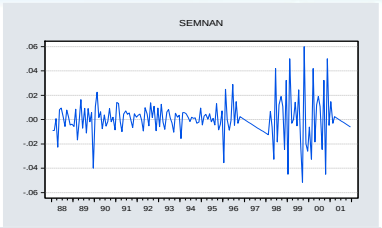

KERMANSHAH

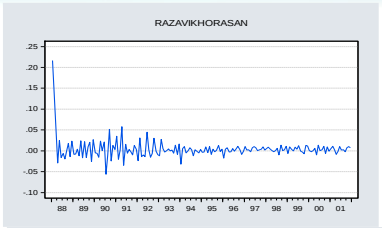

LORESTAN

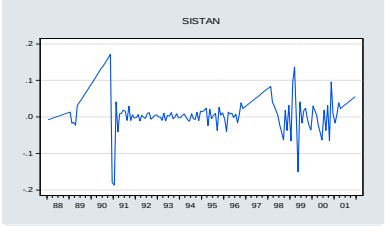

KOHGILOIE

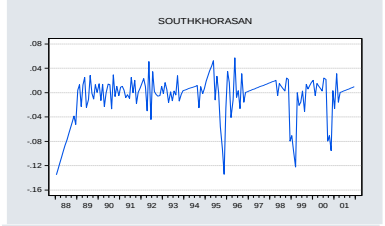

MAZANDARAN

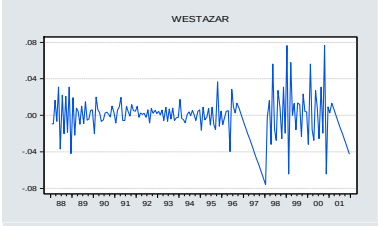

MARKAZI

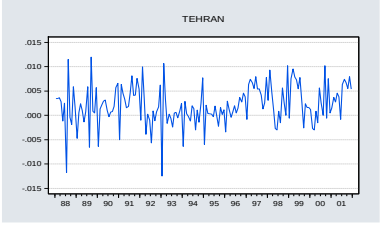

SEMNAN

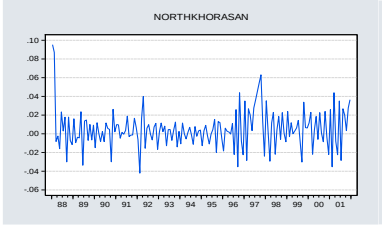

RAZAVIKHORASAN

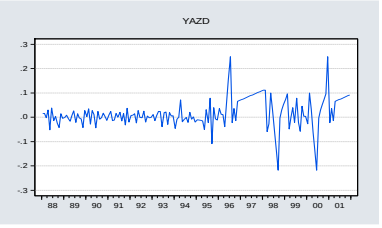

SISTAN

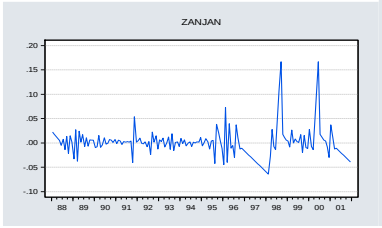

SOUTHKHORASAN

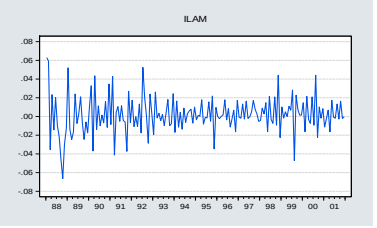

WESTAZAR


TEHRAN


NORTHKHORASAN


YAZD


ZANJAN


ILAM

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 202-227

The threshold effect of oil rent on public debts in Iran

Reza Maaboudi[1], Younes Nademi[*2], Banafshe Azraty[3]

Received: 16-07-2023 Accepted: 11-10-2023

Extended Abstract

Purpose: The abundance of natural resources, as an effective limitation on the government's strategies and the market mechanism, affects the government's behavior from various aspects such as the degree of economic openness, corruption, poverty alleviation, prosperity (Papyrakis & Gerlag, 2007; Segal, 2011) and, as a result, the public debts (Ampfo et al., 2021). Natural resources can raise government capital as a driving force. The growth of government capital can increase the quantity of private capital and production through productivity and cost savings. In addition to encouraging more of these dynamic elements, it can ultimately lead to economic development (Agnor, 2013). Conversely, studies such as Haman et al. (2016) and Arias and Restrepo-Echavarria (2016) show that such a perception is not necessarily correct. The country's reliance on the rent of natural resources can lead to an increase in government spending and a decrease in tax revenue, which ultimately means more public debt. Therefore, the investigation of the factors affecting public debts in developing countries, especially Iran, is of particular importance due to the weakness of the tax system and the existence of a stable budget deficit. In Iran, oil rent is one of the substantial and effective factors in public debts. Understanding the influence of oil rent on public debts enables policymakers and planners to increase the efficiency of government policy while reducing the harmful effects of non-optimal allocation of oil revenues. Considering the importance of the subject, the present research examines the impact of oil resource rent on Iran's public debts.

Methodology: Investigating the effect of oil rent on public debts was done with the model of Ampfo et al. (2021) and Mamdeli et al. (2021) in which the dependent variable of "ratio of public debts to GDP" is a function of the ratio of "oil rent to GDP", economic growth, and control variables such as inflation, trade openness, and unemployment. The research variables had an annual frequency and were collected in constant 2010 prices. The data source is the World Bank and the International

[1]. Assistant Professor, Department of Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Borujerd, Iran. Email: maaboudi@abru.ac.ir

[2]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Borujerd, Iran. Email: younesnademi@yahoo.com

[3]. M.A. Student, Department of Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Borujerd, Iran. Email: azratyb@gmail.com

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn & Winter 2023, P: 202-227

Monetary Fund and covers the period from 1974 to 2021. In order to analyze the effect of oil rent on public debts, the threshold regression approach was used, in which the value of the threshold value, i.e., the ratio of oil revenue to GDP, is calculated by minimizing the sum of the squared errors.

Results and discussion: The research model was estimated considering a structural breakpoint and two regimes. The volume of the threshold variable, i.e., the ratio of oil rent to GDP, is 22.23%. The ratio of oil rent to GDP before the threshold is -2.71, and it is -0.644 after crossing the threshold level. In both regimes, oil rent has a negative and significant effect on public debts. In the high oil regime, however, the impact of oil rent on the public debts is less than that in the low oil regime, which is due to the effects of resource curse on the economy. The results of the research on the negative relationship between oil rent and public debt are consistent with the findings of the studies by Sadik-Zada and Gatto (2019), and Mamdeli et al. (2021). Also, Ampfo et al. (2021) and Yang et al. (2023) indicate that oil rents have a negative and significant effect on public debts in the short run. Eskandaripour et al. (2018) show that, with the increase of oil revenues in Iran, the equilibrium level of the government debts is at its lowest level. Therefore, the government can use oil revenues in a favorable way in order to keep down and stabilize the public debts. Economic growth has a non-linear effect on public debt. So, in a low oil regime, economic growth has an increasing and considerable impact on the government debts, but, in a high oil regime, it has a significant and decreasing effect on the public debts. Unemployment rate and trade openness have non-linear effects on public debts; in the low oil regime, they have a decreasing and significant influence on the public debts, but in the high oil regime, they have a positive and significant effect on the government debt. In both oil regimes, inflation has a positive and significant impact on public debts. However, after crossing the threshold level, its intensity decreases.

Conclusions and policy implications: The findings show that in Iran's economy, the volume of government debts is decreased with the increase in oil revenues. In a low oil regime, the oil revenues improve the capital and financial resources available to the government by increasing the income, thus providing the ability to adjust the level of the government's debt. In a high oil regime, however, the government needs heavy budget support by adopting ambitious spending policies in various infrastructures and projects. This decreases the effect of oil rent on public debts in the regime of high oil income. Therefore, in the high oil regime, the continued use of oil resource rents may cause a resource curse which not only fails to expand the industries related to oil resources but also suppresses the industries independent of domestic resources and even widespread economic development. As a result, it will create higher challenges for government finances and debts.

Keywords: Public Debt, Oil Rent, Economic Growth, Threshold Regression, Iran

JEL Classification: H63, E60, Q13, C24.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۲۰۲-۲۲۷

اثر آستانه‌ای رانت نفت بر بدهی عمومی در ایران

رضا معبودی[۱]، یونس نادمی*[۲]، بنفشه عذرتی[۳]

دریافت: ۲۴-۰۵-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۹-۰۷-۱۴۰۲

چکیده

سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی در سرمایه عمومی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد ولی عدم تخصیص بهینه عواید نفتی اقتصاد را در معرض خطر افزایش بدهی عمومی قرار می‌دهد که برون‌رانی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و کاهش رشد اقتصادی را در پی دارد. با توجه به اهمیت موضوع، در پژوهش حاضر تأثیر آستانه‌ای رانت نفتی بر بدهی عمومی ایران در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۳ برر سی شده است. یافته‌ها حاکی‌اند حد آستانه نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی ۲۲/۲۳ در صد است. در هر دو رژیم، رانت نفت تأثیر کاهشی بر بدهی عمومی دارد؛ با این تفاوت که بعد از عبور از حد آستانه، میزان اثرگذاری رانت نفت بر بدهی عمومی به میزان قابل‌توجهی کاهش می‌یابد. وفور منابع نفتی در کشور عامل مهمی است که می‌تواند از طریق افزایش درآمد، سرمایه و منابع مالی در اختیار دولت را بهبود بخشد و از این طریق توانایی تعدیل سطح بدهی دولت را دارا است. ولی در رژیم بالای نفت، شدت اثرگذاری به‌صورت معنی‌داری کاهش می‌یابد که نشان می‌دهد در زمان برخورداری از رانت نفتی بالا، دولت‌ها با اتخاذ سیاست‌های هزینه‌ای بلندپروازانه در زیرساخت‌ها و پروژه‌های مختلف نیازمند حمایت‌های بودجه‌ای سنگین می‌شوند. این موضوع باعث می‌شود که میزان اثرگذاری رانت نفت بر بدهی عمومی در رژیم درآمد بالای نفتی کاهش یابد. بنابراین، در رژیم بالا نفت تداوم استفاده از رانت منابع نفتی ممکن است باعث نفرین منابع شود و نه‌تنها به گسترش صنایع مرتبط با منابع نفتی منجر نشود، بلکه صنایع مستقل از منابع نفت و توسعه اقتصادی را سرکوب کند؛ در نتیجه چالش‌های بزرگ‌تری برای تأمین مالی و بدهی دولت ایجاد کند.

واژگان کلیدی: بدهی عمومی، رانت نفت، رشد اقتصادی، رویکرد رگرسیون آستانه‌ای، ایران

طبقه‌بندی JEL: H63, E60, Q13, C24

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت‌الله العظمی بروجردی، بروجرد، ایران. maaboudi@abru.ac.ir

[۲]. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت‌الله العظمی بروجردی، بروجرد، ایران. younesnademi@abru.ac.ir

[۳]. دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت‌الله‌العظمی بروجردی، بروجرد، ایران. azratyb@gmail.com

۱- مقدمه

بحران بررسی عوامل مؤثر بر بدهی عمومی در کشورهای درحال‌توسعه به علت ضعف در سیستم مالیاتی و وجود کسری بودجه پایدار از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بدهی عمومی دربرگیرنده وام‌ها، اوراق قرضه صادرشده توسط دولت و مانده استقراض گذشته دولت است (محمد و همکاران[1]، ۲۰۲۱). بدهی عمومی با بهبود آموزش، ارتقا سطح سلامت افراد و افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی می‌تواند به توسعه بخش تجاری منجر شود و رشد اقتصادی را افزایش دهد. در مقابل، اگر بدهی عمومی به نحو کارآ مدیریت نشود، فشار حاصل از بازپرداخت بدهی عمومی از طریق کاهش مخارج مولد دولت و افزایش میزان مالیات، به کاهش تولید و افزایش بیکاری منجر می‌شود (تانگ[2]، ۲۰۲۰). درمجموع، دیدگاه مرسوم[3] در اقتصاد کلان در کوتاه‌مدت بر نقش مثبت بدهی عمومی و در بلندمدت به تأثیر منفی آن بر متغیرها و فعالیت‌های اقتصادی تأکید دارد (المندورف و منکیو[4]، ۱۹۹۰). در ابتدا این تصور که اقتصادهای دارای درآمدهای نفتی بالا، سهم کمتری از بدهی عمومی را دارا هستند و ریسک کمتری برای بازپرداخت بدهی دولت متحمل می‌شوند، ایده اصلی ارتباط بین رانت منابع طبیعی و بدهی دولت بود (سادیک زدا و گاتو[5]، ۲۰۱۹). از این نگاه، افزایش قیمت نفت با افزایش استخراج نفت و رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای دارای منابع نفتی همراه است که به بهبود تراز تجاری و حساب‌جاری و کاهش درک ریسک حاکمیتی منجر می‌شود. اگر از رانت منابع طبیعی برای تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری عمومی در حوزه‌هایی مانند زیرساخت‌ها و سرمایه انسانی استفاده شود، در حالت ایده‌آل منابع طبیعی می‌تواند به عنوان نیرومحرکه‌ای برای پیشبرد رشد اقتصادی در آن کشورها عمل کند. رشد سرمایه دولت می‌تواند از طریق بهره‌وری و صرفه‌جویی در هزینه‌ها، میزان سرمایه خصوصی و تولید را افزایش دهد و علاوه بر تشویق بیشتر این عناصر پویا در کشورها، درنهایت به توسعه اقتصادی منجر شود (آگنور[6]، ۲۰۱۳). در مقابل مطالعاتی مانند هامان و

---

1. Muhammad et al.
2. Tung
3. Conventional View
4. Elmendorf and Mankiw
5. Sadik Zada and Gatto
6. Agenor

همکاران[1] (۲۰۱۶) و آریاس و ر سترپو - اچاواریا[2] (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که چنین برداشتی لزوماً صحیح نیست. اتکا کشورها به رانت منابع طبیعی می‌تواند به افزایش مخارج دولت و کاهش درآمد مالیاتی آن‌ها منجر شود که درنهایت به معنی بدهی عمومی بیشتر است. از سوی دیگر، زمانی که محصولات صادراتی یک کشور به دلیل نفرین منابع، باقیمت پایین‌تر به فروش می‌رسند، درآمدهای صادراتی کشور کاهش می‌یابد که نتیجه آن افزایش بدهی عمومی است. از نگاه اقتصاد سیاسی نیز تأثیر درآمد منابع بادآورده بر بدهی دولت مبهم است. زیرا افزایش درآمدهای بادآورده منابع طبیعی، هم درآمد و هم ثروت دولت را افزایش می‌دهند. افزایش درآمد نیاز به وام را کاهش می‌دهد، درحالی‌که افزایش ثروت، دولت را به استقراض بیشتر تشویق می‌کند (راوه و تسور[3]، ۲۰۲۰). بنابراین اثر کلی رانت منابع طبیعی بر بدهی عمومی نامشخص است. با توجه به توضیحات فوق، این پرسش مطرح می شود که در اقتصاد ایران رانت نفت چه تأثیری بر بدهی عمومی دارد؟ درک تأثیر رانت منابع طبیعی بر بدهی عمومی، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان کشور را قادر می‌سازد از طریق استفاده بهینه از عواید نفتی، ضمن کاهش آثار زیان‌بار رانت نفت، کارآیی سیاست‌گذاری دولت را افزایش دهند. با توجه به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای و داده‌های دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۳، تأثیر رانت منابع طبیعی بر بدهی عمومی ایران را بررسی می‌کند. سازمان‌دهی پژوهش به این شکل است که در ادامه و در بخش دوم چارچوب نظری پژوهش بررسی می‌شود؛ روش‌شناسی پژوهش در بخش سوم معرفی می‌شود؛ در بخش چهارم یافته‌های تجربی تجزیه‌وتحلیل می‌شود؛ بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها اختصاص دارد.

۲- چارچوب نظری پژوهش

وجود ناترازی‌های اقتصاد کلان، سطح توسعه‌یافتگی، تکانه‌های خارجی و بحران‌های مالی و اقتصادی، درجه باز بودن اقتصاد و رژیم‌های ارزی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده بدهی عمومی

1. Hamman et al.
2. Arias and Restrepo-Echavarria
3. Raveh and Tsur

در کشورهای درحال‌توسعه محسوب می‌شوند (فورسلاند و همکاران[1]، ۲۰۱۱). در کنار دلایل فوق، رانت منابع طبیعی یکی از عوامل مهم و مؤثر بر بدهی عمومی تلقی می‌شود (آمپفو و همکاران[2]، ۲۰۲۱). فراوانی منابع طبیعی از یک‌سو، رکن اساسی و نیروی محرکه فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی است و شرایط لازم را برای توسعه اقتصادی فراهم می‌کند؛ و از سوی دیگر، ممکن است پدیده "نفرین منابع" را به همراه داشته باشد که مطابق آن کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان در ساختارهای اقتصادی خاص و شیوه‌های توسعه خود محبوس می‌شوند، بدون آنکه به ارتقاء و پیشرفت معنی‌داری دست یابند. ازاین‌روی، بر اساس پدیده نفرین منابع، کشورهای دارای وفور منابع طبیعی نسبت به کشورهای دارای منابع طبیعی کمیاب، توسعه اقتصادی آهسته‌تری را تجربه می‌کنند (اوتی[3]، ۱۹۹۳). به‌بیان‌دیگر، فراوانی منابع طبیعی نه‌تنها برای این کشورها موهبت نیست، بلکه می‌تواند نفرین نیز محسوب شود. فراوانی منابع طبیعی به‌عنوان یک محدودیت مؤثر بر راهبردهای دولت و مکانیسم بازار، رفتار دولت از جنبه‌های مختلف مانند درجه باز بودن اقتصادی، فساد، فقرزدایی و رفاه (پاپیراکیس و گرلاق[4]، ۲۰۰۷؛ سگال[5]، ۲۰۱۱) و درنتیجه بدهی عمومی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (آمپفو و همکاران، ۲۰۲۱).

۲-۱- تأثیر رانت نفت بر بدهی عمومی

توضیح‌های مختلفی برای تبیین چگونگی تأثیر رانت نفت بر بدهی عمومی وجود دارند. در دهه ۱۹۵۰ میلادی، پربیش[6] (۱۹۵۰) و سینگر[7] (۱۹۵۰) ارتباط بین رانت منابع طبیعی و گسترش بدهی عمومی را در قالب فرضیه پربیش مطرح کردند. فرضیه پربیش بیان می‌کند کاهش قیمت جهانی منابع طبیعی می‌تواند بر رشد اقتصادی کشورهای دارای منابع طبیعی تأثیر منفی بگذارد. در این فرآیند، کشورهای خریدار و واردکننده منابع طبیعی با دسترسی به منابع طبیعی یک کشور، ابتدا منابع را به قیمت پایینی خریداری می‌کنند. با ورود درآمد منابع طبیعی، کشور صادرکننده با

1. Forslund et al.
2. Ampfo et al.
3. Auty
4. Papyrakis and Gerlagh
5. Segal
6. Perbish
7. Singer

توجه به اهداف توسعه‌ای خود هزینه‌ها و بدهی‌های خود را افزایش می‌دهد. در طی زمان، این کشور ناچار است برای جبران مخارج و بدهی، قیمت منابع طبیعی خود را افزایش دهد. افزایش قیمت منابع طبیعی باعث کاهش تقاضای خارجی برای آن منابع می‌شود که به نوبه خود کاهش درآمدهای صادراتی کشور فروشنده را در پی دارد. ازاین‌روی، فرضیه پربیش نشان می‌دهد که نفرین منابع می‌تواند باعث کاهش درآمد و افزایش بدهی عمومی کشور صادرکننده منابع طبیعی شود. توضیح دیگری که برای چگونگی تأثیر رانت منابع طبیعی بر بدهی عمومی وجود دارد، بر پایه پدیده بیماری هلندی استوار است و بیان می‌کند استخراج و فروش منابع طبیعی می‌تواند به افزایش نرخ ارز کشور صادرکننده منابع منجر شود؛ افزایش نرخ ارز باعث ارزان شدن نسبی کالاهای سایر کشورها و درنهایت کاهش مزیت رقابتی تولید کالاهای داخلی می‌شود. این فرآیند می‌تواند باعث افزایش واردات شود که درنتیجه می‌تواند افزایش بدهی عمومی را در پی داشته باشد (قربانوف و توماس مرکل[1]، ۲۰۱۲). مکانیسم دیگری که برای توضیح اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر بدهی عمومی وجود دارد مبتنی بر شواهد تجربی معاصر است و نمونه‌هایی از کشورهای آفریقایی را نشان می‌دهد که از منابع طبیعی برخوردار هستند، اما در دام بدهی خارجی گرفتار شده‌اند. این شرایط منجر به شکل‌گیری پدیده‌هایی مانند سرریز بدهی[2] و همچنین ظرفیت استقراض مبتنی بر رونق[3] شد. زمانی که دولت در کشورهای دارای وفور منابع طبیعی، هزینه‌های خود را در دوران رونق منابع افزایش می‌دهد، برای تأمین مالی کسری بودجه خود از استقراض خارجی استفاده می‌کند. این پدیده که تحت عنوان ظرفیت استقراض مبتنی بر رونق از آن نام برده می‌شود، نشان می‌دهد اعطاکنندگان اعتبارات با افزایش ظرفیت درخواست وام کشورهای دریافت‌کننده وام، نرخ بهره اعطای وام‌ها را افزایش می‌دهند. افزایش نرخ بهره به معنی افزایش هزینه بازپرداخت فرع وام است که باعث می‌شود پرداخت وام با مشکل مواجه شود. در این حالت انگیزه سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در کشورهای مقروض کاهش می‌یابد و باعث می شود کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان به علت استقراض‌های بی‌حد خود در تله بدهی گرفتار شوند. دلیل دیگری که منجر به تله بدهی و ناتوانی در تسویه بدهی‌های عمومی می‌شود، تنزل قیمت منابع

1. Gurbanov and Tomas Merkel
2. Debt-Overhang
3. Boom-Based Borrowing Capacity

طبیعی است که درآمدهای پیش‌بینی‌شده کشورهای برخوردار از منابع طبیعی فراوان را کاهش می‌دهد. درنتیجه کشورها موقعیتی را تجربه می‌کنند که به‌عنوان سرریز بدهی شناخته می‌شود؛ یعنی وضعیتی که در آن، وقتی دولت‌ها قادر به ایجاد درآمد کافی برای تسویه بدهی‌ها و تأمین مالی هزینه‌های آتی خود نیستند، سطوح بالای بدهی به اوج خود می‌رسند (آمپفو و همکاران، ۲۰۲۱). همچنین، کاهش قیمت منابع طبیعی باعث می‌شود کشور با کسری بودجه مواجه شود (کولیبالی و همکاران[1]، ۲۰۲۲). اگر دولت کسری بودجه خود را از طریق منابع داخلی تأمین مالی نماید، رقابت بین دولت و بخش خصوصی برای دسترسی به استقراض افزایش می‌یابد. افزایش رقابت نیز افزایش نرخ بهره و به‌تبع آن کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در پی دارد. بنابراین، تأمین مالی کسری بودجه از طریق منابع داخلی به افزایش بدهی عمومی و ایجاد تله بدهی منجر می‌شود (النوگنا و همکاران[2]، ۲۰۲۳). نظریه دیگری که ارتباط بین رانت منابع نفتی و بدهی عمومی را تبیین می‌کند، نظریه تنش داخلی[3] است. مطابق با این نظریه، رونق رانت منابع نفتی با افزایش عایدی و ثروت می‌تواند منجر به تنش‌های داخلی و ایجاد درگیری‌های سیاسی بین گروه‌های قدرتمند در یک کشور شود. این تنش‌ها با ایجاد تکانه‌های اقتصادی و سیاسی و در نتیجه افزایش بی‌ثباتی و ریسک سیاسی، افزایش بدهی عمومی کشور درپی خواهد داشت (خان و همکاران[4]، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، دسترسی دولت به درآمدهای قابل توجه حاصل از منابع طبیعی، نیاز به تأمین مالی از طریق مالیات را کاهش می‌دهد که با کاهش پاسخ‌گویی دولت همراه است. کاهش پاسخ‌گویی دولت نیز کاهش امنیت اقتصادی و عدم تضمین حقوق مالکیت را در پی دارد. کاهش امنیت اقتصادی و عدم تضمین حقوق مالکیت، کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری را به همراه دارد. در مقابل دیدگاه‌های مطرح شده به نظر برخی دیگر از محققان در صورت استفاده از درآمد حاصل از فروش منابع طبیعی برای تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری عمومی ازجمله زیرساخت‌های اقتصادی و سرمایه انسانی، با تسهیل رشد و توسعه اقتصادی، بدهی عمومی کاهش می‌یابد. درواقع افزایش درآمد حاصل از منابع طبیعی به انباشت سرمایه عمومی منجر می‌شود که این امر با افزایش

---

1. Coulibaly et al.
2. Alenoghena et al.
3. Internal Strife
4. Khan et al.

سرمایه‌گذاری خصوصی همراه می‌شود. افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی نیز سبب ارتقا رشد و توسعه اقتصادی می‌شود (وانگ و همکاران[1]، ۲۰۲۳). همچنین، دریافت وام با پشتوانه منابع طبیعی دارای مزایای بسیاری برای کشورهای غنی از منابع طبیعی است. درواقع دریافت وام با پشتوانه منابع طبیعی از طریق تأمین مالی سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های عمومی، امکان انباشت سرمایه عمومی را فراهم می‌سازد. بنابراین، تأثیر منابع طبیعی بر بدهی عمومی مبهم است. به‌طوری‌که از یک سوی درآمد حاصل از منابع طبیعی از طریق افزایش مخارج دولت، نیاز به استقراض را کاهش می‌دهد که با کاهش بدهی عمومی همراه است؛ از سوی دیگر با افزایش ثروت کشور، شرایط دریافت استقراض بهبود می‌یابد (کولیبالی و همکاران، ۲۰۲۲).

۲-۲- پیشینه پژوهش

ساش و وارنر[2] (۱۹۹۷) در یک مطالعه بین کشوری، با استفاده از رویکرد داده‌های پانلی ارتباط بین رشد اقتصادی و رانت منابع طبیعی را در بازه زمانی ۱۹۸۹- ۱۹۷۰ بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد رابطه منفی بین فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی وجود دارد. مانزانو و ریگوبون[3] (۲۰۰۱) با بررسی مجدد مطالعه ساش و وارنر (۱۹۹۷) و در نظر گرفتن بازه زمانی مطالعه از ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰ نشان می‌دهند که اگرچه نتایج اولیه به‌دست‌آمده تائید می‌شود، ولی این نتایج قوی[4] نیست. آن‌ها بیان می‌کنند رابطه منفی بین فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی می‌تواند به عواملی نظیر بروز سرریز بدهی وابسته باشد که به علت همبستگی بین متغیرها از مدل رگرسیونی ساش و وارنر (۱۹۹۷) حذف‌شده‌اند. مانزانو و ریگوبون (۲۰۰۱) ادعا می‌کنند در دهه ۱۹۷۰، بالا بودن قیمت کالاهای صادراتی باعث شد تا کشورهای درحال‌توسعه دارای منابع طبیعی فراوان از منابع خود به‌عنوان یک ضمانت اعتباری برای بازپرداخت بدهی‌های خود استفاده کنند. اما، یک دهه بعد، قیمت کالاها به میزان قابل‌توجهی کاهش یافت و به علت عملکرد ضعیف این کشورها، کاهش شدید قیمت منابع به بروز پدیده سرریز بدهی‌ها برای این کشورها منجر شد. بنابراین، تلاطم قیمت کالاها و درنهایت کاهش قابل‌توجه آن به بروز بحران بدهی در بسیاری از کشورهای دارای وفور

---

1. Wang et al.
2. Sachs and Warner
3. Manzano and Rigobon
4. Robust

منابع طبیعی منجر شد. ملینا و همکاران[1] (۲۰۱۶) در چارچوب رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویا و با استفاده از الگوی بدهی، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و منابع طبیعی[2] تأثیر افزایش سرمایه‌گذاری عمومی بر اقتصاد کلان و پایداری بدهی را در کشورهای درحال‌توسعه دارای وفور منابع طبیعی بررسی و تحلیل کردند. تأثیر سرمایه‌گذاری عمومی بر اقتصاد در دو حالت بررسی شده است؛ حالت اول زمانی است که تمام درآمد منابع طبیعی بدون هیچ‌گونه پس‌اندازی، در اقتصاد سرمایه‌گذاری می‌شود و حالت دوم زمانی است که درآمد منابع طبیعی به ترکیبی از پس‌انداز و سرمایه‌گذاری اختصاص می‌یابد که در این حالت رفتار مخارج دولت در قبال درآمد منابع طبیعی به شکل چرخه‌ای نیست. یافته‌ها نشان می‌دهند زمانی که امکان تعدیلات مالی دولت وجود دارد، در حالت اول با افزایش سرمایه‌گذاری عمومی هم بی‌ثباتی اقتصاد کلان و هم ریسک پایداری بدهی دولت افزایش می‌یابد. در مقابل، در حالت دوم یعنی تخصیص درآمد منابع طبیعی به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، افزایش سرمایه‌گذاری عمومی باعث کاهش ریسک بدهی دولت و کاهش بی‌ثباتی اقتصاد کلان می‌شود. علاوه بر این، در حالت دوم اقتصاد شاهد کاهش نا اطمینانی و افزایش رشد پایدار تولید در سایر بخش‌ها است. اما در شرایطی که امکان تعدیلات مالی برای دولت با محدودیت همراه باشد و برای برطرف کردن کسری بودجه به استقراض نیاز باشد، در این صورت حتی باوجود درآمد منابع طبیعی، افزایش سرمایه‌گذاری عمومی به افزایش پایداری بدهی منجر می‌شود. هامان و همکاران (۲۰۱۶) در یک مطالعه بین کشوری با استفاده از اطلاعات ۳۵ کشور عمده تولیدکننده نفت رابطه بین درآمد نفت، ریسک کشورها و بدهی عمومی را در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۹ بررسی کردند. در این پژوهش برای اندازه‌گیری ریسک کشور از شاخص سرمایه‌گذار نهادی[3] استفاده‌شده که ریسک سرمایه‌گذاری در یک کشور خارجی را مانند ریسک سیاسی، ریسک نرخ ارز، ریسک اقتصادی و ریسک حاکمیتی اندازه‌گیری می‌کند. یافته‌ها حاکی‌اند در کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی عمومی و نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر ریسک کشورها دارند. از سوی دیگر، میزان ذخایر نفتی در کوتاه‌مدت به کاهش ریسک و در بلندمدت به افزایش ریسک کشورها منجر می‌شود. درواقع، اگرچه در

1. Melina et al.
2. DIGNAR (Debt, Investment, Growth, and Natural Resources) Model
3. Institutional Investor Index

کوتاه‌مدت تولید و استخراج بیشتر نفت توانایی دولت را برای بازپرداخت بدهی و تعهدات افزایش می‌دهد، ولی در بلندمدت به علت افزایش تعهدات مالی دولت در آینده، ریسک بیشتری برای کشورهای دارای ذخایر نفتی بالا به همراه می‌آورد. آدئوسان و فاگبمی[1] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۸۴ و رویکرد خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی تأثیر قیمت نفت بر نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی و تکانه بدهی خارجی را در کشور نیجریه بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد رابطه منفی و معنی‌دار بین قیمت نفت و متغیرهای نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی و تکانه بدهی خارجی وجود دارد. آن‌ها استدلال می‌کنند با کاهش قیمت نفت، نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی و تکانه بدهی خارجی افزایش می‌یابد. سادیک-زادا و گاتو (۲۰۱۹) با تأکید بر نقش رانت منابع نفتی، عوامل مؤثر بر بدهی دولت را بررسی کردند. در این پژوهش برای تحلیل روابط بین متغیرها از داده‌های ۱۸۴ کشور مربوط به سال ۲۰۱۳ و روش تخمین خطی استفاده‌شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند فراوانی منابع نفتی، میزان رشد اقتصادی، سهم درآمد منابع معدنی از تولید ناخالص داخلی، پرداخت بهره بابت استقراض خارجی و سطح توسعه‌یافتگی عواملی هستند که بر میزان رشد بدهی دولت تأثیر معنی‌داری دارند. آن‌ها نشان می‌دهند افزایش رانت منابع نفتی و همچنین افزایش سهم درآمدهای حاصل از فروش منابع معدنی به کاهش بدهی دولت منجر می‌شود. آمپفو و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از روش داده‌های پانلی رابطه بین رانت منابع طبیعی و بدهی عمومی را برای ۱۷ کشور دارای وفور منابع طبیعی در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۱ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت رابطه مثبت و در کوتاه‌مدت رابطه منفی بین رانت منابع طبیعی و بدهی عمومی وجود دارد. در کوتاه‌مدت افزایش رانت منابع طبیعی به کاهش کسری بودجه دولت منجر می‌شود و درنتیجه سیاست دولت و اقتصاد را به سمت استفاده از درآمد منابع طبیعی سوق می‌دهد. اما باگذشت زمان، دولت‌ها با حرکت به سمت سیاست‌های هزینه‌ای فزاینده در زیرساخت‌ها و پروژه‌های مختلف نیازمند حمایت‌های بودجه‌ای سنگین می‌شوند که باعث افزایش میزان بدهی عمومی دولت می‌شود. ازاین‌روی در بلندمدت رابطه بین دو متغیر مثبت است. آچوا و همکاران[2] (۲۰۲۲) در قالب نظریه برابری

[1]. Adeosun and Fagbemi
[2]. Achua et al.

ریکاردویی و با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی رابطه بدهی عمومی و رانت نفت را در کشور نیجریه برای دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۷۰ بررسی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهند درآمد نفتی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر بدهی عمومی دارد؛ همچنین درآمد نفت دارای اثرات نامتقارن بر بدهی عمومی است، به‌طوری‌که کاهش رانت منابع طبیعی نسبت به افزایش آن اثرگذاری بیشتری بر بدهی عمومی دارد. آن‌ها استدلال می‌کنند با توجه به وابستگی کشور نیجریه به رانت منابع طبیعی، بدهی عمومی اقتصاد به شکل پایدار و مداوم در حال افزایش است. الجابری و همکاران[1] (۲۰۲۲) با استفاده از داده‌های فصلی بازه ۲۰۱۶-۱۹۸۹ و به‌کارگیری روش خود رگرسیون برداری تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر سیاست‌های مالی و تولید ناخالص داخلی حقیقی را در کشور عمان بررسی کردند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند تکانه قیمت نفت به ترتیب حدود ۲۲ و ۴۶ درصد از درآمد دولت و تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. درحالی‌که تکانه‌های مثبت قیمت نفت به افزایش تولید ناخالص داخلی نفتی و غیر نفتی منجر می‌شود، مخارج دولت به‌طور مستقیم تحت تأثیر قیمت نفت نیست، بلکه از درآمد دولت اثر می‌پذیرد. درنهایت، محققان توصیه می‌کنند دولت می‌تواند از صندوق ذخایر ارزی و افزایش بدهی داخلی و خارجی به‌عنوان ابزاری برای کاهش آثار نوسان قیمت نفت و هموارسازی تلاطم آن بر ساختار اقتصاد استفاده کند. آتیا الربایه و احمد[2] (۲۰۲۳) حقایق مربوط به بودجه عمومی و نقش درآمدهای غیر نفتی در تأمین مالی بودجه دولت با تأکید براثر خالص بدهی عمومی بر تأمین مالی کسری بودجه را در کشور عراق با استفاده از داده‌های فصلی در بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۳ و روش خود رگرسیون برداری تجزیه‌وتحلیل کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد نقش و وظیفه اصلی بودجه عمومی در عراق توزیع درآمدهای نفتی بر مجراهای مبادلاتی سنتی است، بدون آن‌که منجر به تغییر کیفی یا ساختاری در اقتصاد شود. درواقع، افزایش هزینه‌های عمومی باعث رشد بدهی عمومی در زمان حال می‌شود و تنها باری را بر مالیه عمومی دولت در آینده تحمیل می‌کند. این موضوع از آنجا نشات می‌گیرد که درآمدهای مالیاتی حقیقی در بهترین حالت ۱۲ درصد از درآمدهای عمومی را تشکیل می‌دهند که به میزان زیادی به درآمدهای نفتی وابسته

[1]. Al Jabri et al.
[2]. Attia Al-Rubaie and Ahmed

هســـتند. وانگ و همکاران (۲۰۲۳) در یک مطالعه بین کشـــوری رابطه بلندمدت بین رانت منابع طبیعی و بدهی عمومی را در بین کشورهای آفریقایی دارای رانت منابع طبیعی در بازه ۲۰۲۰-۱۹۹۰ بررســی کردند. در این پژوهش برای انتخاب نمونه از داده‌های ۱۰ کشـور با بالاترین سـطح بدهی ا ستفاده شد و تجزیه‌وتحلیل ارتباط بین متغیرها با در نظر گرفتن مو ضوع وابستگی و ناهمگنی بین مقاطع بر پایه رویکرد خود تو ضیح با وقفه‌های گسترده ا ستوار ا ست. یافته‌های حا صل از برآورد نشـان می‌دهد که در مطالعه بین کشـوری، ارتباط بین رانت منابع نفتی و بدهی عمومی منفی اسـت. اما، هنگامی‌که ارتباط بین متغیرها در سطح کشورها به‌صورت جداگانه بررسی می‌شود تأثیر رانت منابع طبیعی بر بدهی عمومی مثبت اسـت. درواقع، محدودیت‌های اعتباری کشـورهای دارای رانت منابع طبیعی، بالاخص درزمانی که قیمت نفت کاهش می‌یابد، باعث عدم تســویه بدهی در طول نوسانات قیمت منابع می‌شود. در نتیجه، دولت‌های کشورهای دارای وفور منابع طبیعی باید با توسل به سیاست استقراض صحیح و مدیریت مالی محتاطانه، مازاد بدهی خود را به حداقل برسانند.

در ادامه یافته‌های برخی مطالعات داخلی که با موضـــوع مقاله از قرابت بیشـــتری برخوردار هســـتند، مرور می‌شـــود. گروه اول پژوهش‌هایی هســـتند که تأثیر عوامل مؤثر بر بدهی عمومی را بررســـی کرده‌اند. در این زمینه، منتظری شـــورکچالی (۲۰۱۹) نتیجه می‌گیرد کســـری بودجه تأثیر مثبت و رشـــد اقتصـــادی تأثیر منفی بر اندازه بدهی دولت دارد. ولی متغیرهای تورم، نوســـان قیمت نفت، نرخ ســـود بانکی و شـــاخص بی‌ثباتی ســـیاســـی تأثیر معنی‌دار بر اندازه دولت ندارند. صـــادقی عمروآبادی و هوشمندی (۲۰۲۱) نشان می‌دهند در کشورهای عضو اپک، نابرابری درآمدی دارای تأثیر غیرخطی و Y شـــکل بر بدهی دولت اســـت. به این معنی که در ســـطوح کمتر از آســـتانه، تأثیر نابرابری درآمد بر بدهی عمومی منفی و پس از آستانه تأثیر آن مثبت است. گروه دوم پژوهش‌های صـــورت گرفته به بررســـی تأثیر بدهی عمومی بر رشـــد اقتصـــادی اختصـــاص دارد. مطالعاتی مانند سلمانی و همکاران (۲۰۱۶) و صادقی و تدین (۲۰۲۲) بر تأثیر خطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی تمرکز دارند و نتیجه می‌گیرند که رابطه بین دو متغیر منفی است. اسکندری‌پور و همکاران (۲۰۱۹) نیز بر پایه مقاله چن و همکاران[1] (۲۰۱۶)، نخســـت در چارچوب الگوی رشـــد درون‌زا و از طریق نقش سیاســـت مالی دولت بر رشـــد اقتصـــادی، مسیر تعادلی بدهی دولت در اقتصـــاد ایران را در دو

[1]. Chen et al.

حالت با در نظر گرفتن درآمد نفت و بدون درآمد نفت شبیه‌سازی کرده و سپس با مسیر واقعی بدهی در اقتصاد ایران مقایسه کردند. نتایج نشان می‌دهد میانگین سطح تعادلی بدهی در هر دو وضعیت با درآمد نفت و بدون درآمد نفت پایین‌تر از سطح واقعی بدهی قرار دارد. افزایش و انباشت بدهی های دولت می‌تواند از طریق افزایش در نرخ بهره و اثر جایگزینی به کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و کاهش رشد اقتصادی منجر شود. افزایش بار بدهی از طریق استقراض از سیستم بانکی و بانک مرکزی می‌تواند به افزایش تورم منجر شود. اصلاح سیستم مالیاتی و استفاده از درآمد نفت بودجه دولت را به تعادل می‌رساند و مانع از استقراض بیش‌ازحد دولت از سیستم بانکی می‌شود و پی‌آمدهای منفی آن را کاهش می‌دهد. برخی پژوهش‌ها به رابطه غیرخطی و آستانه‌ای تأثیر بدهی عمومی بر رشد اقتصادی دلالت دارند. یافته‌های احمدی و محمودزاده (۲۰۱۸) نشان می‌دهند که پیش از سطح آستانه و بعد از سطح آستانه، تأثیر بدهی عمومی بر رشد اقتصادی منفی است؛ با این تفاوت که پس از آستانه شدت اثرگذاری بدهی عمومی بر رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. مطالعات فلاحتی و حیدریان (۲۰۱۸)، ژیلایی اقدم و همکاران (۲۰۲۰) و همچنین آرمن و همکاران (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که تا پیش از سطح آستانه تأثیر بدهی عمومی بر رشد اقتصادی مثبت و پس‌ازآن رابطه بین دو متغیر منفی است.

بررسی پژوهش های فوق نشان می‌دهد با توجه به تفاوت دوره زمانی داده‌ها، تفاوت کشورها در میزان بدهی و سطح توسعه و همچنین نوع رویکرد اقتصاد سنجی در تبیین ارتباط بین متغیرها، نتایج متفاوتی در پیشینه تجربی گزارش‌شده و در داخل کشور تا آنجا که جستجو شد پژوهشی با موضوع تأثیر رانت منابع نفتی بر بدهی عمومی صورت نگرفته است. همچنین، نوآوری این مقاله نسبت به مطالعات پیشین، بررسی فرضیه غیرخطی تأثیرگذاری رانت نفت بر بدهی عمومی است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- تصریح الگو و معرفی داده‌ها

هدف پژوهش حا ضر برر سی تأثیر رانت نفت بر بدهی عمومی ایران ا ست. برر سی ادبیات موضوع و پژوهش‌های صورت گرفته در زمینه موضوع مقاله نشان می‌دهد که تأثیر رانت منابع طبیعی ازجمله رانت نفتی بر بدهی عمومی کشورها، به شرایط خاص هر کشور و عوامل مختلفی

مانند رشد اقتصادی، رانت منابع طبیعی، سطح تورم، بیکاری و درجه باز بودن وابسته است. در این پژوهش با توجه به ادبیات موضوع و پیروی از الگوی آمپفو و همکاران (۲۰۲۱) و وانگ و همکاران (۲۰۲۳) تأثیر رانت نفت بر بدهی عمومی بر پایه رابطه (۱) بررسی می‌شود.

$$deb_t = f(oil_t, gr_t, to_t, inf_t, u_t) \qquad (۱)$$

که در آن، deb نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، oil نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی، gr رشد اقتصادی، to درجه باز بودن اقتصادی، inf تورم و u میزان بیکاری را نشان می‌دهد. داده‌های مورداستفاده دارای تواتر سالانه هستند و بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۲ است. منبع داده‌های بدهی عمومی و شاخص قیمتی مصرف‌کننده صندوق بین‌المللی پول و باقی داده‌ها بخش آمار بانک جهانی است؛ همچنین داده‌ها بر پایه قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ است.

۳-۲- رویکرد رگرسیون آستانه

برای بررسی تأثیر رانت درآمد نفت بر بدهی عمومی از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای استفاده می شود. مطابق روش هانسن[1] (۲۰۰۰) الگوی آستانه‌ای دارای یک آستانه و دو رژیم است که بر اساس متغیر پرتواتر و وقفه‌های آن به‌صورت روابط (۲) و (۳) نشان داده می‌شود:

$$y_t = \mu_1' x_t + \varepsilon_{1t}, \qquad if \;\; q_t \le z \qquad (۲)$$

$$y_t = \mu_2' x_t + \varepsilon_{2t}, \qquad if \;\; q_t > z \qquad (۳)$$

که در آن y_t متغیر وابسته (بدهی عمومی)، x_t بردار متغیرهای توضیحی، μ_i' ضریب متغیرهای توضیحی، ε_{it} جز اخلال، q_t متغیر آستانه (نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی) و z ارزش حد آستانه‌ای متغیر نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی است. در رویکرد رگرسیون آستانه‌ای ارزش حد آستانه‌ای نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی از طریق حداقل سازی مجموع مجذورات خطا محاسبه می شود. هرگاه متغیر آستانه کوچک‌تر از ارزش آستانه‌ای باشد، از معادله (۲) و زمانی که متغیر آستانه‌ای از ارزش آستانه‌ای استخراج‌شده بیشتر باشد از معادله (۳) استفاده می‌شود. می‌توان با استفاده از متغیر مجازی، تابع $I_t(z)$ را به شکل $I_t(z) = \{q_t \le z\}$ تعریف کرد؛ در حالتی که $q_t \le z$ است، مقدار تابع یک و در غیر این صورت مقدار تابع صفر است. با در نظر گرفتن رابطه $x_t(z) = x_t I_t(z)$ می‌توان معادله‌های (۲) و (۳) را به‌صورت رابطه

[1]. Hansen

(۴) نوشت:

$$y_t = \acute{\mu} x_t + \acute{\varphi}\, x_t(z) + \varepsilon_t \ , \qquad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_t^2) \qquad (۴)$$

که در آن $\mu = \mu_2$ ،$\varphi = \mu_1 - \mu_2$ و جمله خطا به‌صورت $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t},\ \varepsilon_{2t}]'$ است. با برآورد پارامترها، مجموع مجذور خطا $SS_t(z) = \left(\widehat{\varepsilon_t(z)}\right)'\left(\widehat{\varepsilon_t(z)}\right)$، مقدار بهینه آستانه $\hat{z} = argmin\ SS_t(z)$ و واریانس پسماند الگو $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T}\ SS_t(\hat{z})$ استخراج می‌شود. با محاسبه $\hat{z}$ ضرایب $\hat{\mu} = \hat{\mu}(\hat{z})$ و برآورد می‌شود. درنهایت الگوی رگرسیون آستانه ای با توجه به رابطه (۱) و با در نظر گرفتن دو رژیم به صورت رابطه (۵) معرفی می‌شود:

$$deb_t = (\omega_0 + \omega_1 oil_t + \omega_2 gr_t + \omega_3 to_t + \omega_4 inf_t + \omega_5 u_t)I(q_t \le z) + (\vartheta_0 + \vartheta_1 oil_t + \vartheta_2 gr_t + \vartheta_3 to_t + \vartheta_4 inf_t + \vartheta_5 u_t)I(q_t > z) + \epsilon_t \qquad (۵)$$

در رابطه (۵) بردارهای ω و ϑ ضرایب متغیرها در رژیم اول و دوم هستند. برای آزمون معنی‌داری وجود آستانه به پیروی از ضریب لاگرانژ هانسن از آماره F به‌صورت $F = \frac{SS_t - SS_t(\hat{z})}{\hat{\sigma}^2}$ استفاده می‌شود که در آن SS_t مجموع مجذور خطاها در حالت رگرسیون بدون آستانه و $SS_t(\hat{z})$ مجموع مجذور خطاها در حالت وجود آستانه را نشان می‌دهد. فرض صفر در آزمون فوق $H_0 : \ \mu_1 = \mu_2$ است به این معنی که الگوی رگرسیون خطی است.

٤- یافته‌ها

٤-١- آمار توصیفی متغیرها

پیش از برآورد الگوی پژوهش، تعریف متغیرها و آماره‌های توصیفی مربوط به آن‌ها در جدول ۱ ارائه می‌شود.

جدول ۱: تعریف متغیرها و آماره توصیفی آن‌ها برحسب درصد

نام متغیر	تعریف شاخص	میانگین	انحراف معیار
بدهی عمومی	نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی	۲۷/۵۴	۱۱/۷۸
رانت نفت	نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی	۲۶/۳۷	۵/۸۶
رشد اقتصادی	درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی	۲/۸۹	۳/۵۵
درجه باز بودن تجاری	مجموع صادرات و واردات تقسیم‌بر تولید ناخالص داخلی	۴۴/۰۵	۶/۸۸
تورم	درصد تغییرات شاخص قیمتی مصرف‌کننده	۲۲/۳۷	۱۱/۱۵
بیکاری	نسبت جمعیت بیکار تقسیم‌بر جمعیت فعال	۱۱/۸۱	۶/۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-۲- آزمون ریشه واحد

برای اجتناب از رگرسیون کاذب و مشکلات ناشی از آن، نخست پایایی داده‌ها بررسی می‌شود. در این راستا از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند استفاده شده است. نتایج اولیه آزمون بر ناپایا بودن متغیرها دلالت دارد؛ بنابراین پایایی تفاضل مرتبه اول متغیرها برر سی می شود. در جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد برای تفا ضل مرتبه اول متغیرها ارائه شده است.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	آماره آزمون	(سطح احتمال)	آماره بحرانی
تفاضل مرتبه اول بدهی عمومی	-۴/۵۱۱	(۰/۰۰۸۵)	-۴/۳۷
تفاضل مرتبه اول رانت نفت	-۴/۵۶۹	(۰/۰۰۷۲)	-۴/۴۱۶
تفاضل مرتبه اول رشد اقتصادی	-۵/۰۶۶	(۰/۰۰۲۳)	-۴/۳۹
تفاضل مرتبه اول درجه باز بودن تجاری	-۴/۵۸۵	(۰/۰۰۶۰)	-۴/۳۵۶
تفاضل مرتبه اول تورم	-۵/۸۳۷	(۰/۰۰۰۴)	-۴/۳۹
تفاضل مرتبه اول بیکاری	-۴/۵۰۱	(۰/۰۱۰۷)	-۴/۴۱۶

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-۳-آزمون هم انباشتگی

با توجه به رویکرد غیرخطی در برآورد رگرسیون و درجه انباشتگی مرتبه یک متغیرهای الگو، برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای پژوهش از رویکرد هم انباشتگی آستانه‌ای اندرس و سیکلوس[1] (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. در این راستا، بر پایه معادله (۶) فرض صفر $\rho_1 = \rho_2$ به معنی عدم وجود هم انباشتگی آستانه‌ای آزمون می‌شود.

$$\Delta\xi_t = I_t\rho_1\xi_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\xi_{t-1} + \gamma_1\Delta\xi_{t-1} + \cdots + \gamma_p\Delta\xi_{t-p} + \pi_t \ , \qquad (۶)$$

که در آن، ξ_t جزء اخلال حاصل از رگرس کردن بدهی عمومی بر متغیرهای توضیحی است؛ همچنین تابع I_t با توجه به سطح آستانه τ به‌صورت $I_t = \begin{cases} 1, & if\ \xi_{t-1} \geq \tau \\ 0, & if\ \xi_{t-1} < \tau \end{cases}$ تعریف می‌شود. برای آزمون همگرایی غیرخطی بین متغیرهای پژوهش، تعداد وقفه بهینه الگو بر پایه معیار شوارتز بیزین از مرتبه ۲ انتخاب شد. در جدول ۳ نتایج آزمون هم انباشتگی آستانه‌ای گزارش شده است. مقادیر بحرانی و آماره‌های شبیه‌سازی آزمون F، $T-max$ و Φ بر اساس ۱۵۰۰۰ شبیه‌سازی

[1]. Enders and Siklos

مونت‌کارلو و در سطح خطای ۵ درصد استخراج شده‌اند.

نتایج نشان می‌دهد ضریب تعدیل در رژیم اول ۰/۵۰۷- و در رژیم دوم برابر ۱/۲۴- است که بر عدم تقارن هم انباشتگی بین متغیرها در دو رژیم دلالت دارد؛ به‌طوری‌که سرعت تعدیل در رژیم دوم بیشتر از رژیم اول است. بر اساس آزمون F غیرخطی بودن و عدم تقارن هم انباشتگی پذیرفته می‌شود. همچنین، با توجه به یافته‌های آزمون $T-max$ و Φ هم انباشتگی و رابطه بلندمدت غیرخطی بین متغیرهای پژوهش تائید می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون هم انباشتگی آستانه‌ای

برآورد ضرایب الگو		
متغیر	ضریب	آماره t
$I_t\xi_{t-1}$	۰/۴۶۲۷-	۲/۰۵۱-
$(1-I_t)\xi_{t-1}$	۰/۷۰۵۴-	۴/۰۵۸-
$\Delta\xi_{t-1}$	۰/۳۵۳۶	۱/۹۰۶
$\Delta\xi_{t-2}$	۰/۱۷۸۱	۱/۷۹۵
$\Delta\xi_{t-3}$	۰/۳۳۶۷	۲/۸۶۵
$\Delta\xi_{t-4}$	۰/۲۷۹۵	۱/۹۱۶
مقادیر بحرانی شبیه‌سازی شده در سطح خطای ۵ درصد		
آزمون	**آماره آزمون**	**مقدار بحرانی**
F: $\rho_1=\rho_2$	۵/۴۰۱	۵/۰۲۴
$T-max$	۴/۰۵-	۳/۵۰۷-
Φ: $\rho_1=\rho_2=0$	۹/۷۳۸	۹/۰۵۲

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-٤- نتایج برآورد الگوی پژوهش

هدف پژوهش حاضر بررسی اثر آستانه‌ای رانت نفت بر بدهی عمومی است. پیش از برآورد الگوی پژوهش با استفاده از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای، ابتدا وقفه بهینه متغیر آستانه (نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی) از طریق حداقل سازی مجموع مربعات خطاها تعیین می شود. نتایج حاصل از تعیین وقفه بهینه در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ٤: نتایج تعیین وقفه بهینه متغیر آستانه

متغیر آستانه	مجموع مربعات خطاها
نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی در سطح	۵۴۶/۹
وقفه مرتبه اول نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی	۱۰۲۷/۶

متغیر آستانه	مجموع مربعات خطاها
وقفه مرتبه دوم نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی	۱۵۹۸/۶
وقفه مرتبه سوم نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی	۱۶۰۸/۷

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به کمترین مقدار برای آماره مجموع مربعات خطاها، متغیر نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی در سطح و بدون وقفه به‌عنوان متغیر آستانه‌ای تعیین شد. پس از تعیین متغیر آستانه، آزمون غیرخطی بودن مدل و تعداد حد آستانه بر اساس آزمون بای و پرون[1] انجام می‌شود. مطابق جدول ۴، با توجه به آماره آزمون و آماره بحرانی در سطح یک درصد، فرض صفر در آزمون اول مبنی بر عدم وجود آستانه رد شد، ولی در آزمون دوم، فرض صفر رد نشد.

جدول ۵: نتایج آزمون تعداد آستانه‌ها و رژیم‌های الگو

آزمون شکست ساختاری متغیر آستانه	آماره F	آماره F مقیاس	مقدار بحرانی
فرض صفر: صفر در مقابل یک آستانه	۸/۸۴	۱۸/۶۸	۱۵/۳۷
فرض صفر: یک در مقابل دو آستانه	۳/۸۷	۷/۷۳	۱۶/۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

از سوی دیگر، مقدار متغیر آستانه، یعنی نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی برابر ۲۲/۲۳ درصد است. بنابراین الگوی پژوهش با در نظر گرفتن یک شکست ساختاری به‌صورت دو رژیم برآورد شد که نتایج آن در جدول ۶ گزارش شده است.

آماره ضریب تعیین الگو نشان می‌دهد در حدود ۷۶ درصد از تغییرات بدهی عمومی توسط متغیرهای مستقل توضیح داده‌شده است. آزمون نرمال بودن باقی‌مانده‌ها بر پایه آماره جارک- برا نشان می‌دهد توزیع خطاهای نمونه نرمال است، بنابراین آماره‌های t و F در استنباط‌های آماری دارای اعتبار هستند. نتایج آزمون بریوش- گادفری و همچنین آزمون آرچ نشان می‌دهد الگوی برآورد شده به لحاظ خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی مشکلی ندارد.

جدول ٦: نتایج حاصل از برآورد الگو به روش رگرسیون آستانه‌ای

رژیم	$oil_t < ۲۲/۲۳$			$oil_t \geq ۲۲/۲۳$		
نام متغیر	مقدار ضریب	آماره t	سطح احتمال	مقدار ضریب	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۷۰/۷۳	۸۰/۲۷	۰/۰۰۰۰	-۸۹/۳۱	-۱۲/۵۵	۰/۰۰۰۰

[1]. Bai and Perron

نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی	-۲/۷۱	-۶/۵۰	۰/۰۰۰۰	-۰/۶۴۴	-۳/۱۲۴	۰/۰۰۶۵
رشد اقتصادی	۱/۶۱۶	۹/۰۸	۰/۰۰۰۰	-۰/۸۴۱	-۶/۸۹	۰/۰۰۰۰
بیکاری	-۱/۵۶	-۳۵/۷	۰/۰۰۰۰	۳/۶۹	۱۰/۳۵	۰/۰۰۰۰
درجه باز بودن تجاری	-۰/۱۵	-۸/۹	۰/۰۰۰۰	۱/۳۵	۵/۲۳	۰/۰۰۰۱
تورم	۹/۱۲۷	۳/۹۴	۰/۰۰۱۲	۷/۲۴	۳/۲۵۱	۰/۰۰۵۰
آماره‌های نکویی برازش						
ضریب تعیین: ۰/۷۶۷	ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۶۰۵		آماره دوربین واتسون: ۱/۹۱			
آماره‌های تشخیصی آزمون						
آزمون نرمال بودن (۰/۵۰۹۰) ۱/۳۵۴	آزمون همبستگی سریالی (۰/۸۸۲۹) ۰/۲۴۹۰		آزمون واریانس ناهمسانی (۰/۵۹۸۲) ۰/۲۸۴۹			

منبع: محاسبات پژوهش

بر این اساس، یافته‌ها نشان می‌دهد:

۱. حد آستانه نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی ۲۲/۲۳ درصد است. ضریب نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی قبل از آستانه ۲/۷۱- و بعد از حد آستانه ضریب نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی ۰/۶۴۴- است. در هر دو رژیم رانت نفت تأثیر منفی و معنی‌دار بر بدهی عمومی دارد؛ با این تفاوت که بعد از حد آستانه، قدر مطلق ضریب متغیر نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد. در واقع، در رژیم نفت بالا میزان اثرگذاری رانت نفت بر بدهی عمومی کم‌تر از رژیم نفت پایین است که به علت اثرات نفرین منابع بر اقتصاد است.

۲. رشد اقتصادی دارای تأثیر غیرخطی بر بدهی عمومی است؛ به‌طوری‌که ضریب رشد اقتصادی پیش از آستانه ۱/۶۱۶ و بعد از آستانه ۰/۸۴۱- است. به‌بیان‌دیگر، رشد اقتصادی در رژیم نفت پایین تأثیر افزایشی و معنی‌دار بر بدهی دولت دارد، ولی در رژیم نفت بالا تأثیر معنی‌دار و کاهشی بر بدهی عمومی دارد.

۳. نرخ بیکاری دارای اثرات غیرخطی بر بدهی عمومی است؛ ضریب نرخ بیکاری قبل از آستانه ۱/۵۶- و بعد از آستانه برابر ۳/۶۹ است. در رژیم نفت پایین بیکاری تأثیر کاهشی و معنی‌دار بر بدهی عمومی دارد، ولی در رژیم نفت بالا بیکاری تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بدهی دولت دارد.

۴. وقفه ضریب تورم پیش از سطح آستانه ۹/۱۲ و پس از سطح آستانه ۷/۲۴ است. در هر دو رژیم تورم تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بدهی عمومی دارد، ولی پس از آستانه میزان تأثیر آن

کاهش می‌یابد.

۵. درجه باز بودن تجاری نیز اثری غیرخطی بر بدهی عمومی دارد؛ ضریب درجه باز بودن تجاری قبل از سطح آستانه ۰/۱۵- و بعد از سطح آستانه ۱/۳۵ است. به‌بیان‌دیگر، در رژیم نفت پایین درجه باز بودن تجاری تأثیر کاهشی و معنی‌دار بر بدهی عمومی دارد، ولی در رژیم نفت بالا درجه باز بودن تجاری تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بدهی دولت دارد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در اقتصاد ایران در اثرگذاری رانت نفت بر بدهی عمومی، حد آستانه نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی ۲۲/۲۳ درصد است. در هر دو رژیم، رانت نفت تأثیر کاهشی بر بدهی عمومی دارد؛ با این تفاوت که در رژیم نفت بالا شدت اثرگذاری رانت نفت بر بدهی عمومی کم‌تر از رژیم نفت پایین است که به علت اثرات نفرین منابع بر اقتصاد است. نتایج پژوهش مبنی بر رابطه منفی رانت نفت با بدهی عمومی با یافته‌های مطالعات سادیک- زادا و گاتو (۲۰۱۹)، مامدلی و همکاران (۲۰۲۱) و در رابطه با تأثیر غیرخطی رانت نفت بر بدهی عمومی با یافته‌های آچوا و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد. همچنین، آمپفو و همکاران (۲۰۲۱) و یانگ و همکاران (۲۰۲۳) نیز تأکید دارند در کوتاه‌مدت رانت نفت تأثیر منفی و معنی‌دار بر بدهی عمومی دارد. اسکندری پور و همکاران (۲۰۱۹) نیز نشان می‌دهند در اقتصاد ایران با افزایش درآمدهای نفتی، سطح تعادلی بدهی دولت در پایین‌ترین سطح خود قرار می‌گیرد. بنابراین، دولت می‌تواند به شکل مطلوب در جهت پایین نگه‌داشتن و تثبیت بدهی عمومی از درآمدهای نفتی بهره ببرد. از سوی دیگر، رشد اقتصادی در رژیم نفت پایین تأثیر افزایشی معنی‌دار بر بدهی دولت دارد، ولی در رژیم نفت بالا تأثیر کاهشی معنی‌دار بر بدهی عمومی دارد. دولت در شرایط درآمد پایین نفت که از درآمد مالیاتی کم‌تری نیز برخوردار است، برای تأمین هزینه‌های توسعه‌ای در اقتصاد نیاز به بدهی دارد، بنابراین ناچار به استقراض می شود و رشد اقتصادی بیشتر با ایجاد بدهی بیشتر حاصل می شود. بنابراین اثرگذاری مثبت رشد اقتصادی بر بدهی عمومی به دلیل فزونی هزینه‌های توسعه و سرمایه‌گذاری نسبت به درآمدهای دولت در اقتصاد میسر می شود. درواقع در این رژیم پیامدهای فرضیه نفرین منابع نمی‌تواند موجب اثرات مثبت رشد اقتصادی بر کاهش بدهی دولت شود.

بااین‌حال در رژیم درآمد بالای نفت، به دلیل افزایش درآمدهای دولت مانند درآمد مالیاتی تأثیر رشد اقتصادی بر بدهی عمومی کاهشی است. نرخ بیکاری دارای تأثیر غیرخطی بر بدهی عمومی است. به‌طوری‌که در رژیم درآمد نفت پایین تأثیر کاهشی بر بدهی دولت دارد، اما در رژیم درآمد نفت بالا تأثیر آن بر بدهی دولت افزایشی است. در رژیم نفت پایین که دولت با محدودیت استفاده از رانت نفت مواجه است، افزایش بیکاری یک نوع فشار سیاسی به دولت وارد می‌کند و دولت برای حفظ مقبولیت اجتماعی و سیاسی خود تلاش می‌کند تا با اتخاذ سیاست‌های مناسب هزینه‌ای، بودجه خود را در بازار کار و اشتغال متعادل‌تر کند و درنتیجه بدهی خود را کاهش دهد. اما در رژیم نفت بالا که اقتصاد از عواید و رانت نفتی بیشتر برخوردار است، با افزایش نرخ بیکاری دولت با اتخاذ سیاست‌ها و برنامه‌های اشتغال‌زایی، افزایش اشتغال را دنبال می‌کند که فشار هزینه‌ای زیادی بر بودجه دولت وارد می‌کند که عدم تأمین آن موجب کسری بودجه و درنتیجه افزایش بدهی دولت می‌شود. درجه باز بودن در رژیم درآمد نفتی پایین تأثیر کاهشی بر بدهی دولت دارد درحالی‌که در رژیم درآمد نفت بالا تأثیر آن بر بدهی دولت افزایشی است. با توجه به سهم بالای نفت در صادرات کشور، صادرات نفت عامل تعیین‌کننده شاخص درجه باز بودن است و در نتیجه بدیهی است که به دلیل اثرات نفرین منابع بر بدهی دولت درجه باز بودن رفتار غیرخطی در اثرگذاری بر بدهی دولت را دارا باشد. تورم در هر دو رژیم تأثیر افزایشی بر بدهی عمومی دارد. وجود تورم بالا در اقتصاد ایران، از یک سو موجب فشار سیاسی بر دولت برای افزایش دستمزد کارکنان می‌شود و درنتیجه دولت برای تأمین افزایش حقوق کارکنان خود برای جبران تورم ناچار به استقراض بیشتر می‌شود. از سوی دیگر، تورم با افزایش قیمت کالاها و خدمات، هزینه‌های دولت را برای خرید کالا و خدمات بالاتر می‌برد. درصورتی‌که تورم با کاهش تولید و اشتغال همراه باشد، درآمدهای دولت نیز کاهش می‌یابد و شدت اثرگذاری تورم بر بدهی عمومی بیشتر می‌شود. بالاخص، وجود تورم بالا و فزاینده زمانی که انتظارات تورمی وجود دارد، هزینه استقراض در آینده را برای دولت افزایش می‌دهد و منجر به افزایش بدهی عمومی در زمان فعلی می‌شود.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، وفور منابع نفتی در ایران عامل مهمی است که می‌تواند درآمد، سرمایه و منابع مالی در اختیار دولت را بهبود بخشد و از این طریق توانایی تعدیل سطح بدهی دولت را دارا است؛ دولت با تکیه بر منابع نفتی خود هم در رژیم پایین نفت و هم در رژیم

بالای نفت می‌تواند بدهی عمومی کشور را کاهش دهد؛ ولی در رژیم بالای نفت، شدت اثرگذاری به‌صورت معنی‌داری کاهش می‌یابد. ویژگی‌های اقتصاد ایران مانند تک‌محصولی بودن، نقص در سیستم مالیاتی، تحریم‌های گسترده علیه کشور و به‌تبع آن تلاطم نرخ ارز باعث می‌شوند ظرفیت اقتصاد و درنتیجه توانایی دولت در استفاده کارآمد از رانت نفت کاهش یابد. به همین علت، در زمان برخورداری اقتصاد از رانت بالای نفتی، دولت‌ها با اتخاذ سیاست‌های هزینه‌ای بلندپروازانه در زیرساخت‌ها و پروژه‌های مختلف نیازمند حمایت‌های بودجه‌ای سنگین می‌شوند. این موضوع باعث می‌شود که میزان اثرگذاری رانت نفت بر بدهی عمومی در رژیم درآمد بالای نفتی کاهش یابد. بنابراین، در رژیم بالای نفت تداوم استفاده از رانت منابع نفتی ممکن است باعث نفرین منابع شود و عواید نفتی نه‌تنها به گسترش صنایع مرتبط با منابع نفتی منجر نشود، بلکه صنایع مستقل از منابع نفتی و حتی توسعه اقتصادی را نیز سرکوب نماید؛ درنتیجه چالش‌های بزرگ‌تری برای تأمین مالی و بدهی دولت ایجاد کند.

بدهی عمومی با تحمیل بار مالی بر اقتصاد کشور باعث کاهش رفاه نسل‌های آینده می‌شود. با توجه به ویژگی‌های اقتصاد ایران، وجود بدهی عمومی امری طبیعی است؛ زیرا دولت بخشی از مخارج و هزینه‌های خود را که نتوانسته از طریق درآمدهای مالیاتی و سایر عواید کسب‌شده جبران نماید، به‌ناچار از طریق بدهی عمومی تأمین مالی می‌کند. برای کاهش این هزینه تحمیلی بر جامعه، دولت نیازمند یک راهبرد و سیاست‌گذاری منسجم است تا در چارچوب آن از بدهی عمومی به‌عنوان یک ابزار مالی و کارآمد تنها در راستای رشد و توسعه پایدار کشور بهره ببرد. مطابق نظریه منابع پایان‌پذیر، اگر رانت منابع نفتی به‌طور مطلوب در سرمایه‌های مولد سرمایه‌گذاری شوند، برخورداری از عواید نفتی می‌تواند به‌طور قابل توجهی تولید صنایع بالادستی و پایین‌دستی را بهبود بخشد. همچنین، تقویت سرمایه‌گذاری رانت نفت در حوزه‌های فن‌آوری و زیر ساخت‌های بخش تولید می‌تواند منافع بیشتری برای اقتصاد به بار آورد. در این صورت، آثار منفی درآمد نفت بر اقتصاد کاهش و تولید بخش حقیقی و منافع حاصل از آن افزایش می‌یابند؛ بودجه دولت بیشتر به درآمدهای مالیاتی وابسته می‌شود و تأثیر منفی رشد اقتصادی بر بدهی عمومی تقویت می‌شود. علاوه بر تخصیص بهینه عواید نفتی در جامعه، انتشار اوراق بدهی در بازار، استفاده کارآمد از موقعیت‌ها و توافق‌های تجاری منطقه‌ای، افزایش کیفیت نهادها، انضباط مالی، شفافیت و اصلاح

سیاست‌های اقتصادی برای کنترل و مدیریت بدهی بالاخص در زمان رکود و تورم بالا باید به عنوان یک راهبرد اقتصادی مدنظر دولت قرار گیرد. در این صورت، دولت می‌تواند علاوه بر پایین نگه‌داشتن و تثبیت بدهی عمومی، با استفاده از درآمدهای نفتی رشد و توسعه اقتصادی را بهبود بخشد و درک ریسک حاکمیتی را کاهش دهد.

References

Achua, J. K. Yusuf, M. & Wakdok, S. S. (2022). Nonlinear Public Debt and Resource Rent Nexus in Highly Indebted Resource-Rich Sub-Saharan Economies: Evidence from Nigeria. *Resources Policy*, **79**: 102983.

Adeosun, O. A. & Fagbemi, F. (2019). Exploring the Asymmetric Linkage between Commodity Prices and Fiscal Performance in Nigeria. *Econometrics and Finance Letter*, **6**: 134–148.

Agénor, P. R. (2013). *Public Capital, Growth and Welfare: Analytical Foundations for Public Policy*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

Ahmadi, M. & Mahmodzadeh, M. (2018). Government Debt and Economic Growth in Iran: Smooth Transition Regression (STR) Approach. *Macroeconomic Research Letter*, **13**(25): 133-152. (In Persian)

Alenoghena, R. O. Oguntade, F. & Amase, J. (2023). The Macroeconomic Determinants of Fiscal Deficit Financing in Nigeria: A Two-Stage Least Squares Approach. *International Journal of Humanities Social Science and Management*, **3**(2): 135-149.

Al Jabri, S. Raghavan, M. & Vespignani, J. (2022). Oil Prices and Fiscal Policy in an Oil-Exporter Country: Empirical Evidence from Oman. *Energy Economics*, **111**: 106103.

Ampfo, G. M. K. Jinhua, C. Bosah, Ph. C, Ayimadu, E. T. & Senadzo, P. (2021). Nexus between Total Natural Resource Rents and Public Debt in Resource-Rich Countries: A Panel Data Analysis. *Resources Policy*, **74**: 102276.

Arias, M. A. & Restrepo-Echavarria, P. (2016). Sovereign Default and Economic Performance in Oil-Producing Economies. *Economic Synopses*, **20**: 1-2.

Arman, A. Salahmanesh, A. & Shalyari, F. (2020). Investigating the Threshold Effect of Public Debt on Economic Growth Using Threshold Regression Model: Evidence from Selected Countries. *Planning and Budgeting*, **25**(1): 29-51. (In Persian)

Attia Al-Rubaie, Q. L. & Ahmed, A. Sh. (2023). Measuring and Analyzing the Repercussions of Public Debt in Financing the General Budget Deficit for the Iraqi Economy after 2003 Using the (Eviews) Program. *Materials Today: Proceedings*, **80**(3): 3144-3154.

Auty, R. M. (1993). *Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis*. Routledge, London.

Coulibaly, Y. Minea, A. & Villieu, P. (2022). How Do Natural Resource-Backed Loans Affect the Public Debt Sustainability in Developing Countries? Empirical Evidence. *LEO Working Papers / DR LEO 2937, Orleans Economics Laboratory/ Laboratoire d'Economie d'Orleans (LEO)*, University of Orleans, France, http://data.leo-univ-orleans.fr/media/search-works/2937/dr-leo-2022-03.pdf.

Enders, W. & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Business and Economic Statistics*, **19**(2): 166-176.

Eskandaripour, A. Mahmoudinia, D. & Yousefi, A. (2019). Determination of Government Public Debt Equilibrium Path and Its Comparison with the Actual Path of Debt in Iranian Economy within the Endogenous Growth Model. *Economics Research*, **19**(73): 119-146. (In Persian)

Elmendorf, D. W. & Gregory Mankiw, N. (1999). Chapter 25 Government debt. *Handbook of Macroeconomics*, 1: 1615–1669.

Forslund, K. Lima, L. & Panizza, U. (2011). The Determinants of the Composition of Public Debt in Developing and Emerging Market Countries. *Review of Development Finance*, **1**(3-4): 207-222.

Falahati, A. & Heidarian, M. (2018). Studying Threshold Effects of Government Investment and Public Debt in an Economic Growth Model for Iran Provinces; Using a Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR). *Economic Growth and Development Research*, **9**(33): 41-56.

Gurbanov, S. & Thomas Merkel, E. (2012). Natural Resource Revenues and Increasing External Debt: Are These Enemies of Existing and Potential Manufacturing? A Case Study of Kazakhstan. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2239811.

Hamann, F. Mendoza, E. G. & Restepo-Echavarria, P. (2016). Commodity Prices and Sovereign Default: A New Perspective on The Harberger-Laursen-Metzler Effect, https://red-files-public.s3.amazonaws.com/meetpapers/2016/paper_806.pdf.

Hansen, B.E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, **68**(3): 575-603.

Khan, M. A. Khan, M. A. Ali, K. Popp, J. & Olah, J. (2020). Natural Resource Rent and Finance: The Moderation Role of Institutions. *Sustainability*, **12**(9): 3897.

Manzano, O. & Rigobon, R. (2001). Resource Curse or Debt Overhang? *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 8390. http://www.nber.org/papers/w8390.pdf.

Melina, G. Yang, S. C. & Zanna, L. F. (2016). Debt Sustainability, Public Investment, and Natural Resources in Developing Countries: The DIGNAR Model. *Economic Modeling*, **52**: 630-649.

Montazeri Shoorekchali, J. (2019). The Determinants of Government Debt Size in Iran's Economy: New Evidence from an ARDL Approach. *Journal of Iranian Economic Issues*, **5**(2): 105-124. (In Persian).

Muhammad, N. I. Olaolu, D. Abu, A. S. & Umar, U. H. (2021). Effect of Public Debt on Inflation Rate in Nigeria. *Lafia Journal of Economics and Management Sciences*, **6**(1): 171-186.

Papyrakis, E. & Gerlagh, R. (2007). Resource Abundance and Economic Growth in the United States. *European Economic Review*, **51**: 1011-1039.

Raveh, O. & Tsur, Y. (2020). Resource Windfalls and Public Debt: A Political Economy Perspective. *European Economic Review*, **123**: 1-22.

Sadeghi, S. K. & Tadayon, S. (2022). Investigating the Effect of Public Debt on Economic Growth in Selected Islamic Countries. *Islamic Economics and Banking*, **10** (37): 45-68. (In Persian).

Sadeghi Amroabadi, B. & Hooshmandi, H. (2021). Analyzing the Effects of Income Inequality on Public Debt in OPEC Member States by Threshold Panel. *Economic Research and Policies*, **29**(97): 313-335. (In Persian)

Sadik-Zada, E. R. & Gatto, A. (2019). Determinants of the Public Debt and the Role of the Natural Resources: A Cross-Country Analysis, *Fondazione Eni Enrico Mattei Working Paper* No. 004, https://www.researchgate.net/publication/331702613.

Salmani, Y. Yavari, K. Sahabi, B. & Asgharpour, H. (2016). The Short-Run and Long-Run Effects of Government Debt on Economic Growth in Iran. *Applied Economics Studies in Iran*, **5**(18): 81-107. (In Persian)

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1997). Sources of Slow Growth in African Economies Sources of Slow Growth in African Economies. *Journal of African Economies*, **6**(3): 335-376.

Tung, L. T. (2020). Can Public Debt Harm Social Development? Evidence from the Asian-Pacific Region. *International Studies*, **13**(2): 48-61.

Wang, W. Ning, Z. Shu, Y. Riti, J. S. & Riti, M-K. J. (2023). Natural Resource Rents and Public Debts Nexus in African Resource-Rich and Most Indebted Nations: Issues with Aggregation Bias. *Resources Policy*, **82**: 103409.

Zhilaei Aghdam, J. Daghighi Asli, A. Afsharirad, M. Damankeshide, M. & Esmaelzadeh, A. (2020). Threshold Effect of General Government Debt on Economic Growth in Middle East and North Africa Countries (Logistic Smooth Transition Regression Approach in Panel Data). *Journal of Econimic Studies and Policies*, **6**(2): 29-58. (In Persian).

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 228-271

An analysis of Iran's banking system balance sheet insolvency and its impact on production using A DSGE model

Hasan Chenarani[1], Kazem Yavari[*2], Hassan Heydari[3], Mohammadjavad Sharifzadeh[4]

Received: 14-01-2022 Accepted: 08-07-2022

Extended Abstract

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

Methodology: The purpose of this study is to design an applicable model in

[1]. PhD Student, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: h.chenarani@gmail.com

[2]. Corresponding Author. Professor, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran. Email: kyavari@yazd.ac.ir

[3]. Assistant Professor, Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: hassanheydari@modares.ac.ir

[4]. Associate Professor, Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran. Email: sharifzadeh@isu.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn & Winter 2023, P: 228-271

macroeconomics so as to investigate the effects of balance sheet crisis on the main macroeconomic variables for Iran's economy. A DSGE model is used for this purpose. The main structure of the model has been designed using the works of Deeb (2008 & 2010), Agnour et al. (2012), Kandak (2012) and Ahmadian (2014). The most important difference is the expansion of the banking model for the specific conditions of the Iranian banking system and the inclusion of balance sheet crisis as an imperative fact in the structure of that banking system. The model covers six sectors including household, firm, government, bank, oil revenue, and monetary authority. As mentioned, its distinctive feature is the application of a balance sheet shock through its most important component, namely the default of bank loans and its effect on macroeconomic variables such as production, investment and inflation. The shock of non-performing loans is modeled as a white noise shock. The white noise shock is also consistent with the behavior of delinquencies in the country's banking system. Given that the frequency of default events is very low compared to the number of loans and that defaulters have very different characteristics and considering that each loan default event occurs in different macroeconomic conditions, the default events should inevitably be considered as independent shocks.

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

Conclusions and policy implications: The occurrence of a balance sheet crisis disrupts the cash flow of the bank. As a result, it becomes difficult to provide resources for loans. In response, the bank compensates for its resource deficit by increasing interest paid on household deposits, which creates money and increases the money supply. Given that money supply belongs to households, a surge occurs in the impulse reaction function of household liquidity. This is a closed model of economy, which means household consumption and investment as well as firm and government

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn & Winter 2023, P: 228-271

expenditures constitute the demand of the whole economy. As such, the first effect of an increase in household's liquidity is an increase in the total demand of the economy and inflation. As the impulse reaction functions suggest, consumption is greatly increased, which corresponds to an increase in inflation. The total effects of balance sheet shock on the macroeconomic variables of the country in this model have two important results. The first is a sharp drop in economic growth due to a balance sheet crisis. The second result is the rise in economic fluctuations and subsequently higher uncertainty.

Keywords: Banking crises, Fictitious assets, Insolvency, Dynamic stochastic general equilibrium

JEL Classification: C63, E27, E44, E47.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۲۲۸-۲۷۱

تحلیل و ارزیابی ناترازی نظام بانکی ایران و اثر آن بر تولید با استفاده از الگوی DSGE: سیاست‌های مقابله با آن

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

دریافت: ۲۴-۱۰-۱۴۰۰ **پذیرش:** ۱۷-۰۴-۱۴۰۱

چکیده

اقتصاد ایران از نظر ساختار نظام مالی یک اقتصاد بانک محور است. در یک اقتصاد بانک محور بانک‌های تجاری با دردست داشتن انحصار عرضه اعتبار به بخش واقعی، بزرگ‌ترین نهاد مالی محسوب می شوند. یکی از بحران‌های اخیر در اقتصاد کشورهای جهان بحران بانکی با هزینه‌های قابل توجه است. به دلیل ضعف نهادهای مالی در کشور، نظام بانکی در اقتصاد ایران دارای اهمیت و آثار فراوان بر اقتصاد است. از این میان بحران ناترازی نظام بانکی بدلیل ماهیت پنهان‌اش از اهمیت ویژه برخوردار است. در این پژوهش ضمن تبیین بحران ناترازی در نظام بانکی کشور با استفاده از تحلیل داده‌های صورت‌های مالی بانک‌ها، الگویی برای محاسبه حجم ناترازی نظام بانکی در کشور و برآورد میزان حدودی دارایی‌های موهومی نظام بانکی کشور معرفی می‌شود. در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، آثار بحران بانکی ناترازی، و شوک ناترازی نظام بانکی و آثار آن بر متغیرهای کلان اقتصاد بررسی شد. نتایج برآورد مدل نشان دهنده افت تولید و رشد اقتصادی و افزایش نوسانات اقتصادی در اثر بحران بانکی ناترازی است. کاهش تشکیل سرمایه، افزایش تورم و افزایش هزینه دستمزد و هزینه سرمایه بنگاه باعث افت تولید و رشد اقتصادی می‌شود.

واژگان کلیدی: بحران بانکی، ناترازی، دارایی موهومی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

طبقه‌بندی JEL: C63, E27, E44, E47

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. h.chenarani@modares.ac.ir

[۲]. نویسنده مسئول. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد ایران. kyavari@yazd.ac.ir

[۳]. استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. hassanheydari@modares.ac.ir

[۴]. دانشیار دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، ایران. sharifzadeh@isu.ac.ir

۱- مقدمه

لاون و والنسیا[1] (۲۰۱۸) در گزارشی که توسط صندوق بین‌المللی پول منتشر شده است، بیان کرده‌اند که ۱۵۱ بحران بانکی طی پنج دهه اخیر (۲۰۱۷-۱۹۷۰) در کشورهای جهان اتفاق افتاده است. در دهه ۱۹۹۰ موج جدیدی از بحران‌های بانکی به وقوع پیوست که سبب شد انگیزه و مطالب جدیدی در راستای مطالعه شناسایی بحران بانکی، علل و پیامدهای آن به وجود آمد. بحران بانکی سیستمی متفاوت با بحران یک بانک خاص است. اگر یک بانک خاص ریسک بیش از حدی را بپذیرد و در نتیجه با ریسک نقدینگی مواجه شود و ورشکست شود ولی این ورشکستگی تهدیدی برای دیگر بانک‌ها ایجاد نکند، بحران بانکی سیستمی قلمداد نمی‌شود بلکه صرفا برای آن بانک خاص مشکل ایجاد شده است. در یک بحران بانکی سیستمی شرکت‌ها و بخش‌های مالی با تعداد قابل توجه نکول وام روبرو شده و موسسات مالی و بنگاه‌ها در بازپرداخت قراردادهایشان با دشواری مواجه می‌شوند. معمولا بحران‌های بانکی با دو مشخصه زیر مشخص می‌شوند:

یک) مشکلات عمده در سیستم بانکی نظیر هجوم برای بیرون کشیدن پول از بانک، زیان شدید شبکه‌ی بانکی و ورشکستگی بانک‌ها و

دو) مداخلات دولت در مواجه با زیان شبکه بانکی

در حالت اول که در اصطلاح بحران جریان نقد یا هجوم بانکی می‌نامند سپرده‌گذاران متعددی جهت دریافت سپرده به بانک مراجعه می‌کنند و یا شرایطی که بانک از پرداخت تعهدات خود در برابر سپرده‌گذاران ناتوان است. در حالت دوم که این تحقیق تمرکز بر روی آن دارد، بحران ناترازی یا شکاف دارایی- بدهی است، شکاف بین ارزش بدهی‌ها و دارایی‌ها به‌گونه‌ای که مابه‌التفاوت بدهی بانک از دارایی وی بیش از ارزش سرمایه بانک باشد اطلاق می‌شود، که در سایه نظارت ناکافی مقام ناظر در برخی از مواقع از جمله در کشور ما این زیان با روش‌هایی در صورت‌های مالی بانک‌ها پنهان می‌شود.

جریان عادی فعالیت‌های اقتصادی نیازمند تامین مالی است. هر سطح از توسعه یافتگی و هر میزان از رشد اقتصادی بدون وجود نظام مالی سالم که امکان تجهیز و تخصیص منابع را فراهم

[1]. Laeven and Valencia

کند، ممکن نیست. بنابراین درک درست از چرایی به وجود آمدن مشکلات و نقشه راه برای حل معضلات نظام بانکی باید اولویت سیاست‌گذاری در کشور قرار گیرد. کاهش درآمدزایی ناشی از مطالبات غیرجاری، بدهی‌های بازپرداخت نشده دولت و سرمایه‌گذاری‌های نقدنشونده بانک‌ها رویدادهایی بود که جریان نقدی بانک‌ها را دچار اختلال کرد. رشد مستمر نقدینگی و نظارت ناکافی بانک مرکزی سبب شده نظام بانکی بتواند بدون کاهش در نرخ سودآوری، انباشت دارایی‌های موهومی[1] در ترازنامه را تحمل کند. با این حال، تحریم‌های بین‌المللی و رکود معضل دارایی موهومی و جریان نقد بانک‌ها را تشدید کرد و بر وابستگی بانک‌ها به منابع بدهی – سپرده، بازار بین بانکی و استقراض از بانک مرکزی افزود. رقابت برای جذب منابع بدهی جدید، جنگ قیمتی را بر بازار وجوه وام دادنی فعال کرده و هزینه تامین مالی بانک‌ها را افزایش داده است. این موضوع تحقق بحران بانکی و فاصله نظام بانکی ایران با آن را کاهش داده است. کاهش جریان نقد و سودآوری به گونه‌ای بوده که بانک‌ها مجبور شدند برای پرداخت هزینه‌های سود سپرده‌های قبلی خود با افزایش نرخ به جذب سپرده از دیگر بانک‌ها، مردم یا بانک مرکزی بپردازند، در این وضعیت هزینه‌های غیرارادی بانک‌ها بالا رفت و سودآوری آن‌ها به شدت کاهش یافت.

درودیان و حسینی دولت آبادی (۱۳۹۹) یکی از حقایق مشاهده شده در خصوص بحران‌های بانکی به معنای شرایطی که ارزش بدهی‌های سیستم بانکی به‌طور معنی‌داری بیش از ارزش دارایی‌هاست، مخفی ماندن شکاف دارایی- بدهی بانک‌ها و توان سیستم بانکی جهت پنهان ساختن آن با هدف اجتناب از شناسایی زیان و افشا شدن ورشکستگی است. برتری اطلاعاتی و اجرایی مدیران بانکی نسبت به مقام ناظر و احتمال اهمال و کوتاهی از سوی این مقام ناشی از ضعف دستگاه حکمرانی پولی یا وجود برخی روابط ناسالم، بانک‌ها را قادر می‌سازد تا از طریق بیش ارزش‌گذاری دارایی‌های خود، شکاف موجود بین دارایی و بدهی را مخفی سازند. این پدیده به بحران‌های بانکی خاصیتی پنهان و ظاهرا ناملموس می‌دهد و از طریق تضعیف دائمی بخش متغیرهای کلان اقتصاد را متأثر می‌کند.

اغلب مطالعاتی که در کشور در خصوص بحران بانکی صورت گرفته است مربوط به

[1]. Fictitious Assets

بحران هجوم بانکی است و رویکردی که این مقاله در ارائه الگویی جهت محاسبه میزان ناترازی و اهمیت و تأکید بر آن در مطالعه بحران بانکی کشور داشته است وجه تمایز اصلی این مقاله با مطالعات قبلی است. در قسمت مدل نیز با توجه به ویژگی‌های خاص نظام بانکی کشور و ارزیابی آثار بحران بانکی ناترازی این موضوع مدل سازی شده و شوک ناترازی نظام بانکی در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی وارد مدل شده است.

چارچوب مقاله حاضر بدین ترتیب است که پس از مقدمه، بیان مسأله به اختصار بیان شد. در قسمت دوم این مقاله که به ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش اختصاص دارد به بیان کلی مسأله بحران بانکی ناترازی پرداخته شده و با بررسی ادبیات بحران بانکی در مطالعات داخلی و خارجی تجارب کشورها در این زمینه بحث و بررسی شده است. در قسمت سوم این مقاله بر اساس داده‌های خرد نظام بانکی (ترازنامه، صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی) تحلیلی جامع از وضعیت نظام بانکی ایران صورت گرفته است و مسأله ناترازی و حجم آن در کشور بیان شده است. در قسمت چهارم به طراحی الگوی تحقیق شامل روابط و معادلات، نتایج تخمین پارامترها، حل مدل و تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی پرداخته شده است و فصل آخر به تشریح نتایج پژوهش، ارائه پیشنهادات و توصیه‌های سیاستی در مواجهه با ناترازی نظام بانکی اختصاص خواهد یافت.

۲- مرور ادبیات و پیشینه تحقیق

صنعت بانکداری، ازجمله بخش‌های مهم و اساسی اقتصاد و بسترساز اصلی رشد و پویایی نظام مالی و در نتیجه رشد و توسعه اقتصادی است. وجود تحرک واقعی در نظام مالی زمینه را برای امکان رشد و توسعه سایر بخش‌های اقتصادی و بخش واقعی اقتصاد فراهم می‌آورد. بانک‌ها، واسطه مالی بین سپرده‌گذاران و متقاضیان تسهیلات بوده و با استفاده از منابع خود و سپرده‌های مردم مبادرت به اعطای تسهیلات می‌کنند (آقایی و رضاقلی زاده، ۱۳۹۵). با یک نگاه به روند متغیرهای پولی و اعتباری طی سال‌های مختلف به خوبی مشخص است که نوسان بسیار بالا در نرخ رشد نقدینگی، اعطای اعتبارات، قیمت دارایی‌های مختلف اعم از مسکوکات طلا،

مسکن و ارز، رشد حباب‌گونه شاخص کل بازار سهام همه و همه نشان‌دهنده عدم ثبات پولی و اعتباری در سیستم بانکی کشور است که در نهایت منجر به نوسان در نرخ تورم و تولید واقعی شده است.

این نوسانات در سطح اقتصاد کلان نیز بر انتظارات آینده و تصویر کلی اقتصاد کشور تأثیر منفی دارد و فرصت‌های رشد بالاتر و باثبات‌تر را محدود می‌کند. احتمال می‌رود یکی از عوامل بروز چنین نوسانات بالایی به نوع سیاست‌های پولی و تأثیر آن بر بازارهای مالی و اعتباری برشود (حسین زاده و اسماعیل زاده، ۱۴۰۰).

هر چند بخش بانکی ایران به دلیل حمایت‌های دولت، هیچ‌گاه با پدیده‌هایی مانند هجوم بانکی و ورشکستگی بانک‌ها مواجه نشده است، اما وقوع بحران در این بخش، می‌تواند ثبات مالی را به مخاطره اندازد (زارعی و کمیجانی، ۱۳۹۴).

در واقع ایجاد بحران در سیستم بانکی به علت بازنگشتن مطالبات و وابستگی گستردهٔ فعالیت‌های سایر بخش‌های اقتصادی به بانک‌ها برای تجهیز منابع، به سرعت به بخش واقعی اقتصاد، تسری می‌یابد و در نتیجه می‌تواند کل نظام اقتصادی را با مخاطراتی مواجه کند و با توجه به ارتباط گسترده بانکی با بخش‌های کلان اقتصاد کشور، شوک‌هایی که از شبکه بانکی آغاز شود، می‌تواند رفتار کارگزاران و متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید و تورم را تحت تاثیر قرار دهد. در ایران نیز طی سال‌های گذشته، نرخ سود بانکی بالا، افزایش بدهی دولت به شبکه بانکی و در پی آن افزایش دارایی‌های موهومی بانک‌ها، افزایش مطالبات معوق شبکه بانکی و ناکارآیی در تخصیص منابع بانکی به همراه ضعف نظارت بانک مرکزی بر فعالیت بانک‌ها، موجب ناترازی بانک‌ها شده است. همچنین برخی از شاخص‌های عملکرد شبکه بانکی نظیر زیان انباشته گسترده، نسبت به وقوع یک بحران بانکی سیستمی علامت دهی می‌کند. از سوی دیگر، پنهان کاری در گزارشگری صورت‌های مالی باعث شده است که بخش بزرگی از این زیان‌ها، به صورت دارایی‌های سالم در ترازنامه بانک‌ها نمایش داده می‌شود.

شناسایی عوامل مؤثر بر ثبات و عملکرد مالی بانک‌ها و نیز میزان تأثیر هر عامل اهمیت خاصی دارد، زیرا ثبات و بهبود عملکرد بانک‌ها باعث افزایش سودآوری آن‌ها و همچنین افزایش

سطح رفاه عمومی جامعه نیز خواهد شد. در این میان ثبات سیستم بانکداری به عنوان هسته اصلی حوزه پولی مالی نیاز به توجه ویژه دارد (رادفر و همکاران، ۱۳۹۸).

در یک تقسیم‌بندی کلی، روش‌های شناسایی بحران‌های بانکی در دو دسته روش سنتی مبتنی بر وقایع (رویداد) و روش آماری (شاخص) طبقه‌بندی می‌شوند. از آن‌جا که بر خلاف بحران ارزی، ساختن شاخص سری زمانی برای شناسایی بحران‌های بانکی، به دلایلی همچون نبود اطلاعات قابل اعتماد در فعالیت‌های مالی بانک‌ها دشوار است (هاوکینز و کلاو[1]، ۲۰۰۰)، عمده روش مورد استفاده برای شناسایی بحران‌های بانکی، مبتنی بر وقایع (یعنی مبتنی بر سوابق مربوط به ضرر و زیان بانک‌ها و هزینه‌های کمک مالی دولت) است (کاپریو و کلینگ ابیل[2]، ۲۰۰۲).

پژوهش‌های صورت گرفته در مورد بحران‌های مالی در طول سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۷ میلادی، حاکی از وقوع ۱۵۱ بحران بانکی، ۲۳۶ بحران ارزی و ۷۴ بحران حاکمیتی است. در جدول ۱ برخی بحران‌های بانکی نمایش داده شده است.

جدول ۱: تجربه بحران‌های بانکی در جهان

ردیف	کشور	سال شروع بحران	مدت بحران (ماه)	علل وقوع
۱	آرژانتین	۱۹۸۰	۲۴	✓ کمبود منابع بانکی ناشی از تسهیلات غیرجاری ✓ افزایش نرخ بهره برای جذب سپرده به منظور افزایش منابع ✓ افزایش نکول تسهیلات به دلیل سیاست‌های ناپایدار اقتصاد کلان ✓ ورشکستگی بانک‌های بزرگ ✓ هجوم بانکی
۲	نروژ، سوئد و فنلاند	۱۹۸۲	۱۲	✓ کاهش قیمت نفت ✓ سقوط بازار سهام ✓ ترکیدن حباب قیمت املاک و مستغلات
۳	کویت	۱۹۸۲	۳۶	✓ هجوم سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز به بازار سهام غیررسمی و سقوط ارزش‌آن ✓ صدور انبوه چک‌های بی محل (۹۴ میلیارد دلار) ✓ افزایش نکول ناشی از سقوط بازار سهام ✓ ورشکستگی تمام بانک‌ها به غیراز بانک ملی کویت

[1]. Hawkins and Klau
[2]. Caprio and Klingebiel

ردیف	کشور	سال شروع بحران	مدت بحران (ماه)	علل وقوع
۴	مکزیک (بحران تکیلا)	۱۹۹۵	۱۲	✓ افزایش نرخ بهره در آمریکا ✓ تغییر رژیم نرخ ارز ثابت به رژیم شناور مدیریت شده در مکزیک ✓ خروج سرمایه از مکزیک، کاهش منابع ارزی و وقوع بحران ارزی در این کشور
۵	اندونزی، کره و تایلند	۱۹۹۸	۱۲	✓ سررسید بدهی‌های خارجی و نکول ارزی شرکت‌ها و بانک‌ها ✓ بحران ارزی ناشی از خروج شدید سرمایه
۶	روسیه	۱۹۹۸	۱۲	✓ کاهش قیمت نفت و فلزات، کاهش درآمد صادراتی و کسری بودجه دولت روسیه ✓ تغییر رژیم نرخ ارز ثابت به رژیم شناور مدیریت شده در روسیه ✓ افزایش شدید نرخ بهره بانکی (به ۱۵۰ درصد) با هدف جذب منابع ارزی ✓ اختلافات سیاسی داخلی در روسیه
۷	ترکیه	۲۰۰۰	۲۴	✓ افزایش نرخ بهره بین بانکی (به ۸۷۳ درصد) ✓ وقوع زلزله در ترکیه و وابستگی شدید تأمین مالی دولت به بانک‌ها ✓ وابستگی شدید بخش بانکی به سرمایه‌های خارجی در ترکیه ✓ نزاع‌های سیاسی و شکل‌گیری جریان خروج سرمایه
۸	آرژانتین	۲۰۰۲	۲۴	✓ کاهش ارزش پول ملی ✓ انسداد سپرده‌ها ✓ افزایش شدید نرخ بهره ✓ تفاوت شدید نرخ بهره اوراق قرضه آمریکا و آرژانتین ✓ هجوم بانکی
۹	آمریکا و اروپا	۲۰۰۸	۲۴	✓ شکل‌گیری حباب قیمتی مسکن ✓ نکول وام‌های رهنی

منبع: لاون و والنسیا، ۲۰۱۸

مقایسه بحران‌ها در کشورهای مختلف با سطوح درآمدی گوناگون شباهت‌ها و تفاوت‌های قابل توجهی را از نظر واکنش‌های سیاستی نشان می‌دهد. استفاده از سیاست‌های مداخله مالی ـــ به غیر از تضمین بدهی‌های بانکی ـــ در کشورهای با درآمد بالا مشابه کشورهای با درآمد پایین و متوسط بوده است. استفاده از تضمین بدهی‌های بانکی در کشورهای با درآمد بالا رواج بیشتری

داشته که دلیل آن کیفیت بالاتر نهادها یا فضای مالی بزرگ‌تر بوده که این تضمین را نسبتاً معتبر می‌کرد. علاوه بر این، در کشورهای با درآمد بالا که درگیر بحران‌های بانکی بودند به صورت گسترده‌تری در مقایسه با کشورهای با درآمد پایین و متوسط، سیاست‌های پولی و مالی انبساطی به کار گرفته شده است. دسترسی به فضای پولی و مالی گسترده‌تر و توانایی بیشتر برای تأمین کسری بودجه به کشورهای با درآمد بالا اجازه می‌دهد سیاست‌های ضد چرخه‌ای[1] به منظور کاهش اثرات منفی بحران اتخاذ کنند. در مقابل، کشورهای با درآمد پایین و متوسط ممکن است مجبور به استقراض شوند که این موضوع سیاست‌گذار را به اتخاذ سیاست‌های هم‌چرخه‌ای در طول بحران ملزم می‌کند.

راینهات و روگوف[2] (۲۰۰۹) این معیار را به کار گرفته‌اند که هرگاه هجوم برای سپرده رخ دهد به نحوی که وضعیت منجر به تعطیلی، ادغام یا تملک آن بانک یا موسسه مالی توسط دیگر نهادهای مالی و یا دولت شود بحران رخ داده است. یک یافته مهم آن است هزینه مالی بحران در کشورهای درحال‌توسعه و اقتصادهای نوظهور بیشتر بوده و کشورهای توسعه‌یافته با سرعت بهتری از بحران خارج شده‌اند.

برزینا و ماکارکاسکی[3] (۲۰۱۱) در مقاله خود یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی که شامل بخش بانکی نیز باشد، ساختند تا بتوانند اثر بحران اعتباری سال ۲۰۰۷ را در یک اقتصاد باز کوچک همچنین اثر شوک‌های ترازنامه‌ای بر اقتصاد، نحوه انتقال سیاست پولی از طریق سیستم بانکی و اثرات سیکلی آن و نحوه انتشار بحران مالی را بررسی کنند. با کاهش ناگهانی در عرضه اعتبارات، سرمایه‌گذاری، تولید و تورم کاهش می‌یابد. البته تورم در کوتاه مدت کاهش می‌یابد، اما در بلندمدت افزایش خواهد یافت. از طرف دیگر در اقتصاد باز کوچک باعث کاهش تقاضا برای صادرات و محدودیت دسترسی به تأمین مالی بیرونی می‌شود.

---

1. Counter-Cyclical
2. Reinhat and Rogoff (2009)
3. Brzoza-Brzezina and Makarski (2011)

بنز و همکاران[1] (۲۰۱۴) مدل جدیدی را تحت عنوان مپ مد[2] در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، برای کشور آمریکا، جهت بررسی اثرات واقعی افزایش ناگهانی در عرضه اعتبارات ساخته‌اند. ویژگی بارز این مدل، در نظر گرفتن حباب قیمت دارایی، ایجاد تمایز بین اعتبارات با ریسک بالا و اعتبارات با ریسک پایین و تحلیل نقش سیاست‌های احتیاطی در حل بحران است. بر اساس نتایج مدل، عرضه اعتبارات، باعث رونق اقتصادی می‌شود، اما بسط و گسترش عرضه اعتبارات ریسکی می‌تواند ترازنامه بانک‌ها را با مخاطره مواجه ساخته و بحران مالی ایجاد شود.

لویگ و همکاران[3] (۲۰۱۹) در مقاله‌ای اثر چارچوب سیاست‌گذاری بر روی هزینه‌های بحران بانکی را در ۱۴۶ کشور بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۳ بررسی می‌کنند. طی بررسی این مقاله سخت‌گیری و اعتبار سیاست‌گذاران منجر به افزایش ثبات بانکی می شود. از طرفی سیاست‌های محدودکننده قوی هزینه‌های بحران بانکی را افزایش می‌دهد.

فلانگن و پورناندام[4] (۲۰۱۹) دو عامل را به عنوان ریشه‌های ناترازی بر می‌شمرند. عامل اول، عدم نظارت دقیق سهامداران بانک‌ها است. با توجه به اینکه مدیران بانک‌ها باید به سهامداران بانک سود برسانند، برای جلوگیری از روشن شدن اثرات سوء مدیریت بر ترازنامه بانک‌ها، بخش قابل توجهی از زیان را پنهان می‌کنند. سهامداران نیز بعد از منتفع شدن از سود سهام دیگر به دنبال نظارت بر رفتار مدیران بانک نیستند. عامل دوم قراردادهای مدیریتی است. نحوه محاسبه و توزیع پاداش و دستمزد مدیران ارشد بانک‌ها عاملی است که به این مدیران این انگیزه را می‌دهد تا با پنهان کردن زیان بانک ناترازی را انباشت کنند.

بلاتنر و همکاران[5] (۲۰۱۹) با بررسی داده‌های منتشر شده از بانک‌های ضعیف اتحادیه اروپا به این نتیجه رسیده بودند که بانک‌های ضعیف پرتغال در هنگام بحران مالی تمایل دارند تا با گزار شگری ناصحیح زیان تسهیلات اعطا شده به اشخاص مرتبط، اعتبارات بانکی را به سمت این

1. Benes et al. (2014)
2. MAPMOD
3. Levieugey et al. (2019)
4. Flanagana and Purnanandam
5. Blattner et al.

گروه از شرکت‌ها هدایت کنند که این مساله باعث افت بهره‌وری تولید در این کشور شده است.

لاون و والنسیا (۲۰۲۰) در آخرین کارشان که بروزرسانی شده نسخ قبلی است، در آن تاریخ بحران بانکی را با تاریخ های بدهی دولتی و بحران ارز تکمیل کرده تا بیان کنند که بدهی های دولتی و بحران های ارزی با بحران های بانکی منطبق یا به دنبال آن هستند. همچنین شواهد جدیدی ارائه می‌دهند که بحران بانکی در کشورهای با درآمد بالا، بیشتر طول می کشد و با زیان‌های تولیدی بالاتر، هزینه‌های مالی پایین‌تر و استفاده گسترده‌تر از تضمین‌های بانکی و سیاست‌های کلان انبساطی نسبت به بحران‌های بانکی کشورهای کم درآمد و متوسط، همراه است.

هان و همکاران[1] (۲۰۲۰) قدرت پیش‌بینی متغیرهای ترازنامه بانکی را برای بحران‌های بانکی آینده با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۴۷ کشور درحال‌توسعه برای دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۰ بررسی می کنند. نتایج نشان می‌دهد که سطوح پایین دارایی‌های نقد و بدهی‌های مالی داخلی، سطوح بالای بدهی‌های خارجی و افزایش اهرم مالی بالا، شاخص‌های اصلی بحران‌های بانکی هستند.

اری و همکاران[2] (۲۰۲۱) مجموعه داده جدیدی را در مورد پویایی مطالبات غیرجاری در طول ۹۲ بحران بانکی از سال ۱۹۹۰ ارائه می کنند. داده‌ها شباهت‌هایی را در بین بحران‌ها در ایجاد مطالبات غیرجاری نشان می‌دهند، اما ناهمگونی زیادی را در سرعت حل و فصل آن دارند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که چگونه مطالبات غیرجاری بالا و حل نشده باعث تعمیق رکودهای پس از بحران می‌شوند.

مشیری و نادعلی (۱۳۸۹) در ابتدا برای شناسایی بحران بانکی در اقتصاد ایران از رهیافت شاخص فشار بازار پول و سپس برای آزمون وقوع بحران بانکی از رهیافت الگوی چرخشی مارکف، استفاده کرده‌اند و در نهایت با استفاده از روش لاجیت عوامل موثر بر بحران ها را شناسایی کرده‌اند. نتایج به دست آمده از مطالعه نشان داد که احتمال تجربه بحران بانکی با نرخ تورم رابطه U شکل دارد و زمانی که نرخ تورم در کشور خیلی بالا باشد یا خیلی پائین باشد، احتمال بحران بانکی نیز بالاست.

---

1. Haan et al.
2. Ari et al.

احمدیان (۱۳۹۳) با تأکید بر شوک برداشت سپرده توسط سپرده‌گذاران و شوک نقدینگی بانک به عنوان شوک منابع و شوک ذخیره مطالبات معوق به عنوان شوک مصارف با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی، به بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید و تورم به این شوک‌ها پرداخته است. نتایج حاصل از بررسی اثرات شوک‌ها نشان می‌دهد که اثرات منفی شوک ذخیره مطالبات معوق بر تولید و تورم بیش از شوک برداشت سپرده و شوک نقدینگی بانک است، اما آثار آن در مدت زمان کمتری از بین می‌رود. از سوی دیگر، اثر منفی شوک نقدینگی از همه شوک‌های دیگر کمتر است و در مدت زمان بسیار کوتاه از بین می‌رود.

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

پورعبادالهیان و همکاران (۱۳۹۷) برای ساخت شاخص شکنندگی فصلی سیستم بانکی ایران (BSFI)، از مقادیر واقعی سپرده‌ها، اعتبارات بخش خصوصی و بدهی‌های خارجی بانکی به عنوان شاخص‌های اصلی بحران بخش بانکی استفاده کرده‌اند. شکنندگی بخش بانکی به عنوان آسیب‌پذیری این بخش در بحران‌های مالی تعریف می شود و بر اساس حدود آستانه‌ای، سطوح مختلف شکنندگی و ریسک‌پذیری تعیین شده و تأکید می شود که BSFI برابر صفر نشان‌دهنده یک بخش بانکی قوی و سالم است.

حاجی شاه وردی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از الگوی علائم پیش هشداردهنده وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران را با روش الگوی زنجیره‌ای مارکوف مدل‌سازی کردند. متغیرهای الگو عبارتند از نسبت مطالبات غیر قابل برگشت، نرخ تورم، نرخ ارز و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی که با توجه به قدرت توضیح‌دهندگی آن‌ها به عنوان شاخص‌های نشان‌دهنده بحران بانکی متناسب با این نظام مالی شناسایی شده‌اند. بر اساس این شاخص‌ها، یک مدل لاجیت باینری با کاربرد مدل چرخشی مارکوف در ارزیابی احتمال وقوع بحران بانکی در بخش مالی

ایران طراحی شد. یافته‌های این مدل نشان می‌دهد که به خوبی توانسته است علائم وقوع بحران بانکی سال ۱۳۷۲ را یک سال قبل از وقوع در اقتصاد ایران شناسایی کند.

تهرانی و همکاران (۱۳۹۹) اثر ریسک سیستمی بخش بانکی بر عملکرد شاخص‌های کلان اقتصادی اعم از رشد اقتصادی با نفت و بدون احتساب نفت، اجزای تولید ناخالص داخلی و ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی مختلف ایران را مورد بررسی قرار دادند. در نتیجه این مطالعه مشخص گردید بین ریسک سیستمی بخش بانکی و تولید ناخالص داخلی (با و بدون احتساب نفت) تا افق زمانی ۱۲ ماه، به طور معناداری رابطه منفی وجود دارد. ارزش‌افزوده بخش ساختمان، بخش مالی و بخش صنعت، بیشترین تأثیر را از تغییرات ریسک سیستمی بخش بانکی می‌پذیرند.

قاسمی فر و همکاران (۱۴۰۰) هدف از پژوهش خود را شناسایی بحران بانکی به کمک شاخص استرس بانکی در اقتصاد کشور برای بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۷ بیان کردند. مزیت شاخص استرس بانکی این پژوهش نسبت به دیگر شاخص‌های ایجاد شده داخلی و خارجی، این است که در این شاخص، اهمیت هرکدام از تعیین‌کننده استرس بانکی به کمک روش وزن دهی مدل عاملی پویا مشخص می‌شود. از این رو می‌توان مهمترین عامل ایجادکننده استرس بانکی در اقتصاد ایران را شناسایی کرد.

اگر چه مطالعاتی در بحران بانکی انجام گرفته است، اما اکثر آن‌ها به‌خصوص موارد اندک داخلی در زمینه مراجعه سپرده‌گذاران بابت دریافت سپرده یا هر عاملی که بانک را از ایفای تعهدات خود در برابر سپرده‌گذاران یا در برابر سایر بانک‌ها ناتوان سازد (بحران جریان نقدی) پرداخته و کمتر به شکاف بین ارزش بدهی‌ها و دارایی‌ها (بحران ناترازی) که این تحقیق بر روی آن متمرکز است پرداخته‌اند. شرایط خاص نظام بانکی کشور و ضعف دستگاه حکمرانی پولی یا وجود برخی روابط ناسالم، بانک‌ها را قادر می سازد تا از طریق بیش ارزش‌گذاری دارایی‌های خود، شکاف موجود بین دارایی و بدهی را مخفی سازند، بنابراین محاسبه این پدیده، به بحران‌های بانکی خاصیتی مخفی و ناپیدا می‌دهد که لطمه خود را نه از طریق برون‌ریزی دفعی، بلکه به شکلی ضمنی از طریق تضعیف دائمی بخش حقیقی و اثرات ضد تولیدی و نتایج سوء

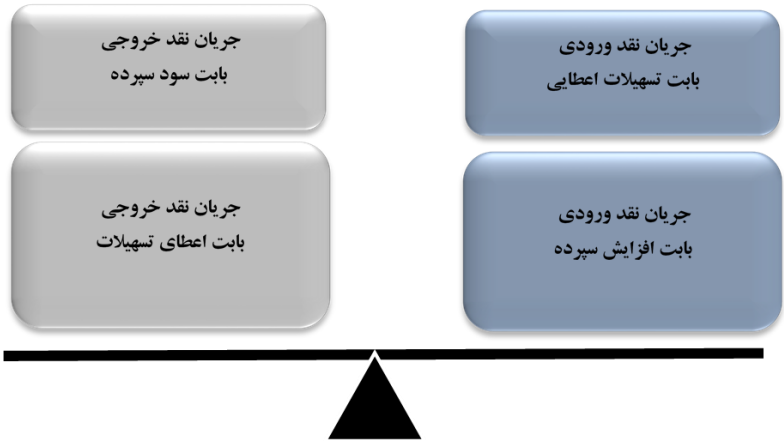
توزیعی نشان می‌دهد، گرچه خطر برون‌ریزی یا سربازکردن ناگهانی به ویژه به شکل جهش تورمی همواره محتمل است. بنابراین با لحاظ و برآورد این حجم از ناترازی نظام بانکی و مدل‌سازی آن می‌تواند نتایج مشهودی به لحاظ آثار مخرب به تأخیر انداختن این پدیده مهم و مخرب اقتصاد کشور و افزایش هزینه‌های آن با گذشت زمان به سیاست‌گذاران و تصمیم سازان اقتصادی کشور ارائه کند.

۳- وضعیت نظام بانکی ایران با تأکیدی بر ناترازی آن

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

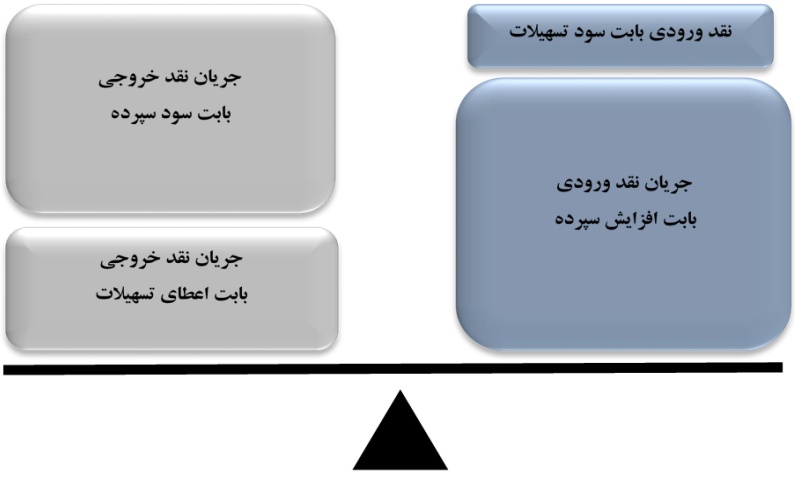
بالا بودن نرخ سود بانکی ریشه در جریان نقد عملیاتی منفی بانک‌ها به خاطر وجود ناترازی در ترازنامه نظام بانکی دارد. زمانی که بخش بزرگی از دارایی های نظام بانکی از کیفیت کافی برخوردار نباشند و جریان نقد مورد انتظار را تولید نکنند، بانک با جریان نقد عملیاتی منفی شدیدی روبرو می‌شود، به گونه‌ای که برای پرداخت سود سپرده نیازمند جذب سپرده می‌شود. به همین خاطر بانک ناسالم برای تامین جریان نقد مورد نیاز از طریق بالا بردن نرخ سود به جذب سپرده می‌پردازد و چنان‌چه موفق نشود به اضافه برداشت روی می‌آورد. بر این اساس افت جریان نقد

بانک‌ها و افزایش تقاضای ذخایر بانک به خاطر اختلالات طرف دارایی ترازنامه بانک است.



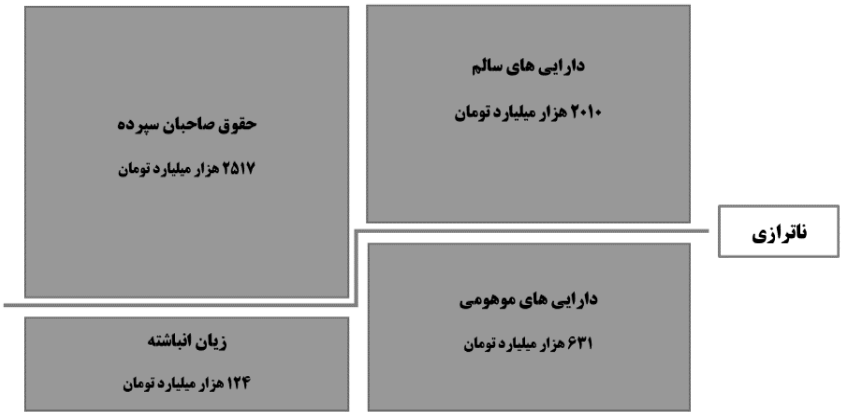
شکل ۱: جریان وجوه نقد بانک سالم

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل ۲: جریان وجوه نقد بانک ناسالم

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل ۳: مفهوم ناترازی

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس صورت‌های مالی بانک‌ها

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

موجودی نقد و مطالبات از بانک‌ها و سایر موسسات اعتباری به خاطر ماهیت بین بانکی آن‌ها و ثبت حسابداری آن‌ها در نظام‌های پرداخت ملی، دچار ناترازی نمی‌شوند. سرمایه‌گذاری در سهام و سایر اوراق بهادار نیز به خاطر مکانیزم ثبت و تسویه متمرکز شرکت سپرده‌گذاری اوراق بهادار و تسویه وجوه دچار ناترازی نمی‌شود. ردیف‌های دارایی‌های ثابت مشهود، دارایی‌های نامشهود، سپرده قانونی و سایر دارایی‌ها اگرچه از کانال ارزش‌گذاری کار شناسی دارایی‌ها دچار ناترازی می‌شوند اما به خاطر سهم کمی که در ترازنامه نظام بانکی دارند موضوع بررسی این گزارش قرار نگرفتند. اساس سه ردیف اصلی دارایی‌های نظام بانکی که ارزش آن‌ها مستقیما تحت تاثیر نرخ بهره و رویه‌های حسابداری تعیین می‌شود تسهیلات غیرجاری اشخاص غیردولتی،

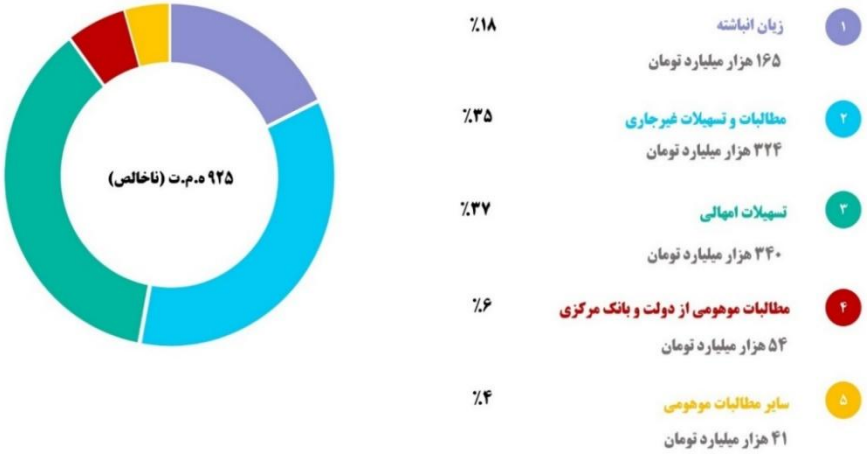
تسهیلات اعطایی اشخاص دولتی، زیان انباشته و مطالبات موهومی از دولت هستند. بر این اساس ناترازی چهار جزء اصلی دارد:

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

۲) تسهیلات اعطایی اشخاص غیردولتی: ما به التفاوت سرفصل «تسهیلات با سررسید ۹۷ و قبل از آن» و مطالبات غیرجاری اشخاص غیردولتی.

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

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



شکل ٤: ترکیب ناترازی در سال ۱۳۹۷

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس صورت‌های مالی بانک‌ها

٤- طراحی الگوی تحقیق

هدف از تحقیق حاضر، طراحی یک الگوی کاربردی در قالب اقتصاد کلان، به منظور بررسی اثرات بحران بانکی ناترازی بر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان (تولید، تورم و ...) برای اقتصاد ایران است که برای این کار از الگوی DSGE استفاده می‌شود. ساختار اصلی این مدل با استفاده از مدل‌های دیب[1] (۲۰۰۹ و ۲۰۱۰)، آگنور و همکاران[2] (۲۰۱۲)، گرالی و همکاران[3] (۲۰۱۱) و احمدیان (۱۳۹۳) طراحی شده است و مهمترین تغییر آن بسط مدل بانکی برای شرایط خاص نظام بانکی ایران و افزودن بحث مهم ناترازی به مدل است که یکی از مهمترین واقعیت‌ها در ساختار نظام بانکی ایران است.

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

٤-١- خانوارها

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

$$E_t \sum U\left(c_t, M^h, N_t\right) \qquad (۱)$$

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

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

c_t مصرف حقیقی خانوار، E_t عملگر انتظارات، $0 \leq \beta \leq 1$، عامل تنزیل، N_t عرضه

[1]. Dib (2009, 2010)
[2]. Agenor et al. (2012)
[3]. Gerali et al. (2011)

نیروی کار برای استفاده در فرآیند تولید کالای واسطه، σ_c معکوس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، σ_n معکوس کشش جانشینی بین زمانی کار، ϑ کشش بهره‌ای پول و $M^h{}_t$ نقدینگی در دست خانوار است.

خانوار از محل عرضه نیروی کار w_t، دستمزد کسب می‌کند و به اندازه T_t به دولت مالیات پرداخت می‌کند. با توجه به این‌که خانوار ریسک گریز بوده به میزان D_t در بانک سپرده گذاری می‌کند و نرخ سود به میزان R^d_{t-1} ناخالص به آن تعلق می‌گیرد که رابطه $R^d_t = 1 + r^d_t$ نیز برقرار است.

خانوار بخشی از درآمد خود را صرف خرید کالاهای نهایی می‌کند و بخشی را سرمایه‌گذاری می‌کند، که i_t سرمایه‌گذاری واقعی است و بخشی دیگر را به صورت پول نقد نگهداری می‌کند. علاوه بر آن بخشی از درآمد خانوار نیز به صورت سپرده به دوره بعد انتقال می‌یابد. همچنین فرض شده است که خانوار مالک بنگاه و بانک است و در نتیجه سود بانک و بنگاه به وی تعلق می‌گیرد.

هزینه تعدیل سرمایه نیز برابر است با:

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

در نتیجه، رابطه موجودی سرمایه در ابتدای دوره به شکل زیر است:

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

لذا با توجه به روابط فوق قید بودجه خانوار از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$m^h_t + c_t + d_t + i_t = w_t N_t + (1 + r^d_{t-1})\frac{d_{t-1}}{\pi_t} + r^k_t k_t + \frac{m^h{}_{t-1}}{\pi_t} + \frac{\pi^f_t}{p_t} + \frac{\pi^b_t}{p_t} \qquad (۵)$$

در رابطه بالا به ترتیب w_t، m_t و d_t دستمزد حقیقی، مقدار حقیقی پول و میزان سپرده حقیقی است. خانوار تلاش می‌کند با توجه به قید بودجه خود تابع مطلوبیت اش را حداکثر کند.

٤-۲- تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه کالای واسطه‌ای z را خریداری کرده و با استفاده از جمع‌گر دیکسیت استیگلیتز[1]

1. Dixit - Stiglitz

کالای نهایی را تولید می‌کند.

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

θ کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی سعی می‌کند، خرید خود را از کالاهای وا سطه با توجه به قیمت کالاهای متمایز وا سطه طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود و در نتیجه تابع تقا ضا برای محصول متمایز تولید شده تو سط هر یک از بنگاه‌های واسطه به صورت ذیل است:

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

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

$$P_t = \left(\int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} d_j \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۸)$$

٤-۳- تولیدکننده کالای واسطه

تولیدکننده کالای واسط ای j با ترکیب سرمایه و نیروی کار کالای واسطه‌ای تولید می‌نماید و در شرایط رقابت ناقص می‌فروشد. هر بنگاه برای پرداخت بخشی از هزینه نیروی کار و سرمایه، وام از بانک دریافت می‌کند. برای لحاظ هزینه تعدیل قیمت از قاعده روتمبرگ[1] (۱۹۸۲) استفاده می‌شود.

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

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

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

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

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

[1]. Rotemberg (1982)

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

وام دریافتی نیز از رابطه زیر بدست می‌آید:

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

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

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

که $\varphi_f \geq 0$، پارامتر هزینه تعدیل یا درجه چسبندگی قیمت، π_t+۱ تورم وضعیت تعادل پایدار، Y_t تولید کل است.

بنگاه به دنبال حداکثرسازی مجموع سود حقیقی، جاری و آتی است:

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

که در آن تابع سود اسمی عبارت است از:

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

که در آن PAC_t^j هزینه تعدیل قیمت و mc_{t} هزینه نهایی بنگاه است که از معادله زیر بدست می‌آید:

$$mc_{jt} = \frac{\left[\gamma_t\left(1+r_{\mathrm{t}}^{\mathrm{l}}\right)w_t\right]^{1-\alpha}\left[\gamma_t\left(1+r_{\mathrm{t}}^{\mathrm{l}}\right)r_t^k\right]^{\alpha}}{\alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha}A_t} \quad (۱۶)$$

٤-٤- بانک‌های تجاری

در این مدل بازار سیستم بانکی رقابت انحصاری در نظر گرفته شده است ولی جهت نزدیکی به واقعیت کشورمان نرخ سود را بانک مرکزی تعیین می‌کند و بانک سپرده $\mathrm{D_t}$ را دریافت و سود $\mathrm{r_t^d}$ را پرداخت می‌کند و با عرضه وام $\mathrm{L_t^b}$ به بنگاه نرخ سود $\mathrm{r_t^l}$ دریافت می‌کند. از طرفی دیگر در بخش قبل با بررسی و تحلیل صورت‌های مالی نظام بانکی کشور مشخص شد بخش اصلی ناترازی سیستم بانکی کشور ناشی از عدم وصول مطالبات بانک‌ها است بنابراین در این قسمت نرخ نکول α^{b} وارد معادلات بانک می شود بدین شکل که صرفا قسمت بازپرداخت شده تسهیلات اعطایی سیستم بانکی در معادله سود بانک وارد می‌شود نه کل تسهیلات. در سایر

کشورها معمولا چون این نسبت پایین است کمتر وارد معادلات می شود اما در اینجا با اعمال این مورد که بصورت نوفه سفید در نظر گرفته می شود شوک ناشی از ناترازی نیز از این طریق وارد مدل می‌شود.

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

نرخ بهره بازار بین بانکی باید بیش از نرخ بهره سپرده و کمتر از نرخ بهره وام باشد، در صورتی که نرخ بهره مذکور از نرخ بهره وام بیشتر باشد، بانک‌ها تمایل بیشتری به پرداخت وام به بازار بین بانکی خواهند داشت و این موضوع می‌تواند اثر منفی بر عرضه اعتبارات به بخش غیر بانکی داشته باشد. بانک‌ها باید مقدار مشخصی از بدهی به بازار بین بانکی را رعایت نمایند و انحراف بدهی به بازار بین بانکی بانک‌ها از وضعیت تعادل پایدار، آن‌ها را با هزینه کوآدراتیک به صورت زیر مواجه می‌سازد (احمدیان، ۱۳۹۳).

$$\frac{1}{2}\varphi di\left(\frac{D_t}{\bar{D}}-1\right)^2 \qquad (۱۷)$$

$$d_t^i=\left(d_{t-1}^i\right)^{\phi_{di}^{di}}(y_t)^{\phi_{di}^{y}}\varepsilon_{t.di} \qquad (۱۸)$$

لذا تابع سود بانکی به شکل زیر است:

$$\pi_t^b=\left(1-\alpha^b\right)\left(1+r_t^l\right)L_t-\left(1+r_t^d\right)D_t-\left(1+r_t^i\right)D_t^i-\frac{1}{2}\varphi_{di}\left[\frac{D_t^i}{\bar{D}^i}-1\right]^2 \qquad (۱۹)$$

که ترازنامه بانک به شکل زیر در نظر گرفته شده است:

$$l_t=d_t^i+(1-\eta_t)d_t \qquad (۲۰)$$

که با توجه به قید فوق حداکثر می‌شود. با توجه به رابطه ۱۹ داریم:

$$\left(1-\alpha^b\right)\left(1+r_t^l\right)=\frac{\left(1+r_t^d\right)}{1-\eta_t} \qquad (۲۱)$$

$$\left(1+r_t^i\right)+\varphi_{di}\left[\frac{D_t^i}{\bar{D}^i}-1\right]=\left(1-\alpha^b\right)\left(1-r_t^l\right) \qquad (۲۲)$$

٤-٥- بانک مرکزی

با توجه به اینکه درکشور نرخ سود بانکی توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، بنابراین در مدل این مقاله بانک مرکزی نرخ سود سپرده r_t^{d} را تنظیم می‌نماید:

$$(1+r_{\mathrm{t}}^{l}) = \left(\frac{1+r_{t-1}^{\mathrm{d}}}{1+\bar{r}^{l}}\right)^{\rho_r}\left(\frac{1+\pi_t}{1+\bar{\pi}}\right)^{\rho_\pi}\left(\frac{y_{\mathrm{t}}}{\bar{y}}\right)^{\rho_y}\left(\frac{\mu_t}{\bar{\mu}}\right)^{\rho_m}+\varepsilon_{l,t} \qquad (۲۳)$$

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

نرخ رشد پول نیز از رابطه زیر پیروی می‌کند:

$$\mu_{\mathrm{t}} = \frac{\mathrm{M_t}}{\mathrm{M_{t-1}}}(\pi_{\mathrm{t}}) \qquad (۲۴)$$

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

$$\eta_{\mathrm{t}} = \pi_{\mathrm{t}}^{\phi_{\mathrm{n}}^{\pi}}\eta_{\mathrm{t-1}}^{\phi_{\mathrm{n}}}\varepsilon_{\mathrm{t},\eta} \quad \varepsilon_{\mathrm{t},\eta} \sim \mathrm{N}\left(0,\sigma_{\varepsilon_{\mathrm{t},\eta}}\right) \qquad (۲۵)$$

٤-٦- دولت و بخش نفت

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

$$g_t = t_{\mathrm{t}} + or_t + m_{\mathrm{t}} - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \qquad (۲۶)$$

از طرفی درآمد مالیاتی به تولید وابسته شده است:

$$t_t = y_t^{\phi_t^{y}} \qquad (۲۷)$$

برای مدل کردن درآمدهای نفتی یک فرآیند AR (1) در نظر گرفته شده است که شوک $\varepsilon_{\mathrm{or,t}}$ آن به صورت تغییرات در صادرات نفت $\mathrm{Or_t}$ و تغییرات در قیمت نفت و یا تغییر در نرخ ارز دیده شده است. به این ترتیب جریان درآمد نفتی به شکل زیر است:

$$\mathrm{Or_t} = \rho_{\mathrm{or}}\,\mathrm{Or_{t-1}} + (1-\rho_{\mathrm{or}})\mathrm{o\bar{r}} + \varepsilon_{\mathrm{or,t}} \qquad (۲۸)$$

با توجه به این‌که در کشور ما معمولا درآمدهای نفتی توسط دولت کاملا خرج می‌شود و با

نرخی ثابت تبدیل به ریال می‌شود و در واقع نرخ تبدیل درآمدهای نفتی توسط بانک مرکزی برون‌زا در نظر گرفته می‌شود؛ بنابراین درآمدهای نفتی به صورت ریالی مدل شده است.

٤-٧- شرط تسویه بازار

بازار پول بدین صورت تسویه می‌شود که نقدینگی کل شامل سپرده دیداری و مدت دار و اسکناس و مسکوک در دست اشخاص است. با توجه به تعادل بازار کالای نهایی تسویه بازار کالای نهایی بدین شکل است که تولید کل Y_t بصورت C_t و G_t مصرف شده و I_t توسط بنگاه سرمایه‌گذاری می‌شود.

$$y_t = c_t + i_t + g_t + AC_t \quad (۲۹)$$

$$m_t = m^h_{t+} d_t \quad (۳۰)$$

۵- تخمین و تجزیه تحلیل الگو

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

۵-۱- برآورد پارامترهای مدل

پس از لگاریتم خطی سازی معادلات، پارامترهای الگو با استفاده از روش بیزین و الگوریتم متروپلیس- هستینگز برآورد شده است. بنابراین ابتدا باید نوع، میانگین و واریانس توزیع پیشین[1] پارامترهای الگو را به عنوان پیش‌فرض درباره الگو مشخص کنیم تا با استفاده از داده‌های اقتصادی، پارامترهای الگو تخمین زده شود.

داده‌های فصلی اقتصادی استفاده شده در شبیه سازی به صورت فصلی و برای ۱۳۶۹,۱ تا ۱۳۹۶,۴ است. این داده‌ها شامل تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳، تورم شاخص بهای تولیدکننده به قیمت پایه سال ۱۳۸۳، تورم شاخص بهای مصرف‌کننده به قیمت پایه سال ۱۳۸۳،

[1]. Prior Distribution

نرخ رشد پایه پولی، مخارج مصرفی دولتی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ و نرخ دستمزد (شاخص دستمزد کارگاه‌های بزرگ صنعتی) است. با توجه به لگاریتم خطی بودن مدل، متغیرها را به صورت انحراف از وضعیت پایدار در نظر گرفته و با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات[1]، داده‌های اقتصاد را به صورت انحراف از وضعیت پایدار درآورده و به عنوان متغیرهای مشاهده شده به نرم‌افزار[2] معرفی می‌شود.

جهت ارزیابی دقت مدل شبیه سازی شده مقدار گشتاورهای اول و دوم متغیرهای واقعی و شبیه‌سازی شده مورد سنجش قرار می‌گیرد. این گشتاورها شامل میانگین و انحراف معیار چهار متغیر تولید، تورم، حجم پول و مخارج دولت هستند که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترها

پارامتر	توضیح پارامتر	توزیع پیشین				توزیع پسین	
		میانگین	انحراف معیار	توزیع	مرجع	میانگین	بازه ۹۰ درصدی
α	سهم سرمایه	۰/۵۵	۰/۰۵	بتا	محقق	۰/۴۹۰۶	(۰/۵۱۸۴ , ۰/۴۶۵۴)
σ_c	معکوس نرخ نهایی جانشینی مصرف	۰/۹۳	۰/۰۵	گاما	احمدیان	۰/۹۷۰۶	(۰/۹۹۴ , ۰/۹۴۶۴)
σ_n	معکوس نرخ نهایی جانشینی کار	۰/۶۳	۰/۰۵	گاما	احمدیان	۰/۷۲۷۳	(۰/۷۵۷۲ , ۰/۶۸۷)
ϑ	کشش تقاضای پول	۰/۶۷	۰/۰۵	گاما	احمدیان	۰/۶۱۶۱	(۰/۶۴۰۷ , ۰/۵۸۸۷)
β	عامل تنزیل	۰/۹۷	۰/۰۱	بتا	قریشی	۰/۹۵۸۴	(۰/۹۶۹ , ۰/۹۴۸۴)
δ	نرخ استهلاک	۰/۰۲۳	۰/۰۱	بتا	شاه حسینی	۰/۰۱۷۸	(۰/۰۲۱۶ , ۰/۰۱۲۲)
θ	کشش جانشینی کالای واسطه	۴/۳۳	۰/۰۵	گاما	محقق	۴/۴۵۱۳	(۴/۴۹۹ , ۴/۳۸۴۸)
φ_f	هزینه تعدیل قیمت	۴/۲۶	۰/۰۵	گاما	منسا و دیب	۴/۲۳۱	(۴/۲۷۲۴ , ۴/۱۸۴۴)
φ_y	ضریب تولید در تابع مالیات	۲/۰۸	۰/۰۵	گاما	احمدیان	۲/۲۲۴۵	(۲/۲۵۷۲ , ۲/۱۹)
φ_k	هزینه تعدیل سرمایه	۸/۶	۰/۰۵	گاما	آگنورو و همکاران	۸/۶۳۸۸	(۸/۶۸۱۷ , ۸/۵۹۴۵)

[1]. Hodrick-Prescott Filter

[2]. الگو توسط Dynare تحت MATLAB برآورد شده است.

پارامتر	توضیح پارامتر	توزیع پیشین				توزیع پسین	
		میانگین	انحراف معیار	توزیع	مرجع	میانگین	بازه ۹۰ درصدی
φ_{di}	هزینه انحراف بدهی به شبکه بانکی از وضعیت تعادل پایدار	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	گاما	علی دیب	۰/۰۰۱	(۰/۰۰۱ , ۰/۰۰۰۹)
ρ_r	ضریب (وزن) نرخ بهره دوره گذشته در سیاست پولی	۰/۷	۰/۰۵	گاما	محقق	۰/۹۹۵۱	(۱/۰۰۱۶ , ۰/۹۸۷۶)
ρ_{pi}	ضریب(وزن) تورم در سیاست پولی	۰/۸	۰/۰۵	گاما	محقق	۰/۸۳۷۵	(۰/۸۷۴۷ , ۰/۷۷۸۹)
ρ_y	ضریب (وزن) تولید در سیاست پولی	۰/۵	۰/۰۵	گاما	محقق	۰/۵۰۹۳	(۰/۵۳۶۴ , ۰/۴۶)
ρ_m	ضریب (وزن) رشد پول در سیاست پولی	۰/۷	۰/۰۵	گاما	محقق	۰/۶۰۱۴	(۰/۶۱۵۸ , ۰/۵۸۲۳)
ρ_γ	ضریب شوک تأمین مالی تولید	۰/۷۱۶	۰/۰۵	گاما	احمدیان	۰/۷۸۲۲	(۰/۸۲۰۶ , ۰/۷۴۷۳)
ρ_a	ضریب شوک بهره‌وری	۰/۸۳	۰/۰۵	بتا	احمدیان	۰/۹۵۲۴	(۰/۹۹۲۳ , ۰/۹۲۶۸)
ρ_{or}	ضریب درآمد نفتی	۰/۷۶۹	۰/۰۵	بتا	احمدیان	۰/۷۰۸۴	(۰/۷۴۰۳ , ۰/۶۶۷۹)
ϕ_η^π	ضریب تورم در تابع نسبت ذخیره قانونی	۰/۰۶۲	۰/۰۵	گاما	احمدیان	۰/۱۳۳۸	(۰/۲۰۷ , ۰/۰۱۵۷)
ϕ_η^η	ضریب نسبت ذخیره قانونی دوره گذشته در تابع نسبت ذخیره قانونی	۰/۸۳	۰/۰۵	گاما	احمدیان	۰/۵۸۲۷	(۰/۶۲۳۲ , ۰/۵۵۰۴)
ϕ_{di}^{di}	ضریب بدهی به شبکه بانکی در تابع بدهی به شبکه بانکی	۰/۴۶	۰/۰۵	گاما	احمدیان	۰/۴۹۴۱	(۰/۵۲۹۴ , ۰/۴۵۴۵)
ϕ_{di}^{y}	ضریب تولید در تابع بدهی به شبکه بانکی	۰/۴۷	۰/۰۵	گاما	احمدیان	۰/۳۶۷	(۰/۳۸۷۷ , ۰/۳۴۳)

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس نتایج مدل

جدول ۳: مقایسه گشتاورهای اول و دوم متغیرهای واقعی و شبیه‌سازی شده

گشتاور	میانگین		انحراف معیار	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده
تولید	۱/۰۰۳	۰/۹۹۷۳	۰/۰۹۴	۰/۰۷۲

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس نتایج مدل

۵-۲- تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی

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

شوک مطالبات غیرجاری بانک در این مدل به صورت یک شوک نوفه سفید[3] (α^b) تعریف شده است. شوک نوفه سفید با رفتار مطالبات معوق در نظام بانکی کشور نیز همخوانی دارد. با توجه به اینکه فراوانی رخدادهای نکول نسبت به فراوانی تسهیلات بسیار کم است و افراد نکول کننده از ویژگی‌های بسیار متفاوتی برخوردارند، همچنین با توجه به اینکه هر واقعه نکول تسهیلات در شرایط اقتصاد کلان متفاوتی نسبت به سایر رخدادهای نکول رخ می‌دهد، بنابراین رخدادهای نکول را باید به صورت شوک‌هایی مستقل از یکدیگر در نظر گرفت. علاوه بر این، در

1. Bank Hidden Loss
2. Creative Accounting
3. White Noise

نظام بانکی ایران زمانی که شخص تسهیلات گیرنده به دلایل مختلف از بازپرداخت اقساط ناتوان می شود از همان بانک یا بانک دیگری تسهیلاتی دریافت می کند تا بخشی از نکول وام گذ شته را به وسیله آن جبران کند. این تسهیلات جدید، که به آن احیاء قرارداد تسهیلات گفته می‌شود، خود یک فقره تسهیلات مستقل از تسهیلات نکول شده قبلی است. علاوه بر این، برخی اوقات مقام پولی کشور به صورت ناگهانی برای امهال یا تعویق بازپرداخت برخی فقرات تسهیلات بخشنامه صادر می کند که در واقع نوعی شوک عدم بازپرداخت تسهیلات برای بانک‌هاست. نمونه این رخداد، مصوبات شورای پول و اعتبار مبنی بر تعویق سه ماهه اقساط تسهیلات کسب و کارهای آسیب دیده از همه‌گیری کرونا و تنفس تسهیلات قرض الحسنه در اسفند ۱۳۹۸ است.

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

همچون مطالعه بنز و همکاران (۲۰۱۴) وقوع مطالبه غیرجاری به منابع بانک آسیب می‌زند. جریان نقد ورودی حاصل از بازپرداخت اقساط تسهیلات پس از نکول تسهیلات قطع شده و بانک در تامین منابع مورد نیاز برای اعطای تسهیلات دچار مشکل می‌شود. بانک در واکنش به این رخداد، از طریق افزایش سود سپرده پرداختی به خانوار کسری منابع خود را جبران می کند، که خلق پول و باعث افزایش نقدینگی می‌شود. با توجه به اینکه در مدل این مقاله خانوارها صاحب نقدینگی هستند، در تابع واکنش آنی نقدینگی خانوار یک رشد یکباره اتفاق می‌افتد. افزایش نقدینگی در اثر مطالبات غیرجاری را می‌توان با استفاده از چرخه خلق و محو نقدینگی نیز تبیین

کرد. اعطای تسهیلات به بنگاه و سود سپرده به خانوار توسط بانک به معنای خلق پول و افزایش دهنده نقدینگی و بازپرداخت تسهیلات توسط بنگاه به معنای محو پول و کاهنده نقدینگی است. وقوع مطالبات غیرجاری باعث توقف فرآیند محو پول شده و نقدینگی را افزایش می‌دهد.

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

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

اثر متناظر افزایش هزینه سرمایه بنگاه، کاهش بازده سرمایه‌گذاری است. نظریه مالی بنگاه حاکی از آن است که تامین مالی از طریق استقراض به خاطر خاصیت اهرم مالی، بازده سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. در مقابل، استفاده از تامین مالی داخلی و سرمایه خود بنگاه باعث کاهش بازده سرمایه‌گذاری می‌شود. افت اعتباردهی در اثر شوک ناترازی بنگاه‌های سالم را

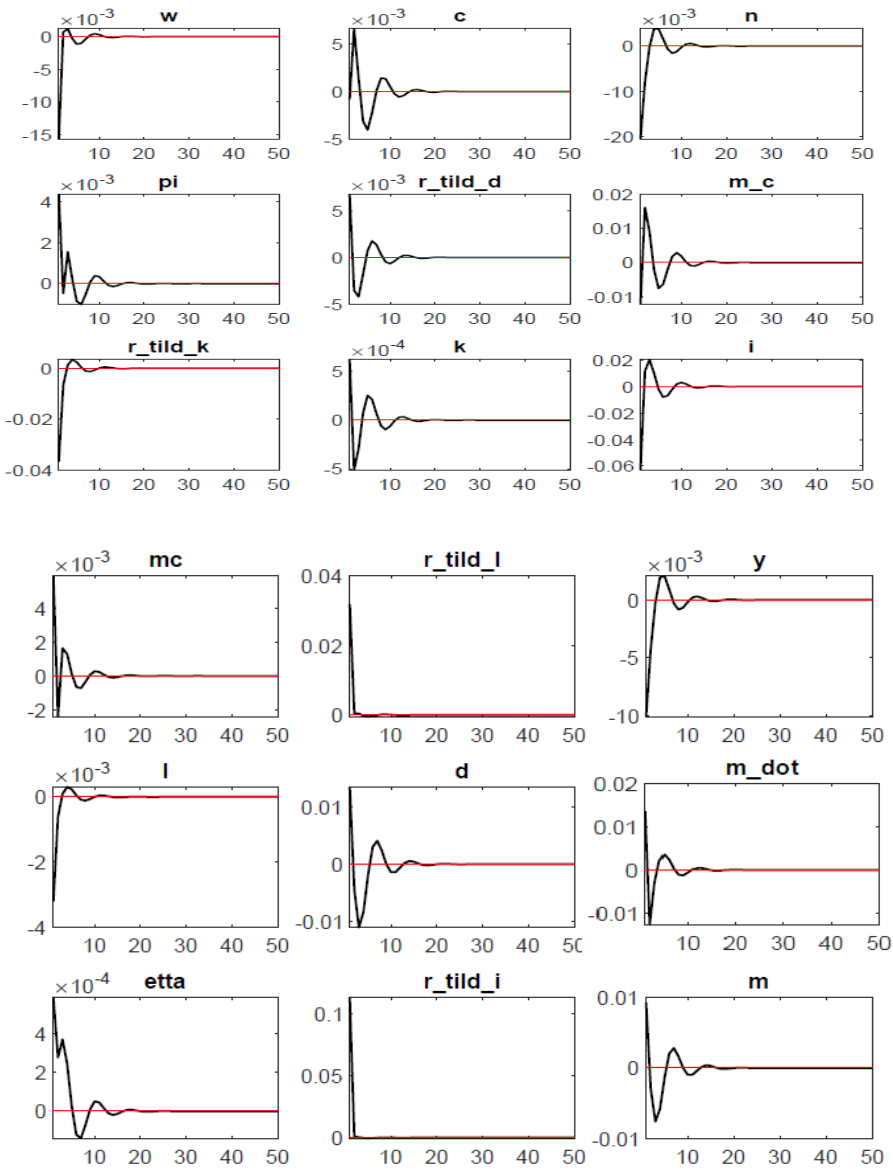
[1]. Cost of Capital

مجبور به جایگزینی منابع مالی داخلی با تامین مالی بانکی می‌کند. همچنین، بنگاه‌های نکول‌کننده نیز برای بازپرداخت تسهیلات و جلوگیری از ورشکستگی اقدام به اهرم‌زدایی از ترازنامه خود می‌کنند. این دو اثر همچون مطالعات کریستیانو و همکاران (۲۰۰۷)، پسران و اکسو(۲۰۱۳) و برزینا و ماکارکاسکی (۲۰۱۱) به صورت همزمان سطح سرمایه و بازده سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.

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

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

[1]. Oscilliation



شکل ۵: اثر شوک ناترازی بر رشد اقتصادی

ماخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس نتایج مدل

٦- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در پژوهش حاضر سعی شده است با توجه به ویژگی‌های نظام بانکی ایران، وضعیت نظام بانکی کشور با تأکید بر بحران بانکی ناترازی بررسی شود و از طریق تحلیل صورت‌های مالی بانک‌ها میزان ناترازی برآورد شود.

ادبیات مطالعه ناترازی بانکی، عمدتا این پدیده را با عنوان زیان پنهان مدل‌سازی می‌کند، زیرا ناترازی چیزی نیست جز زیان‌هایی که به دلایل مختلف در عملیات بانکداری ایجاد شده است اما با استفاده از تکنیک‌های حسابداری خلاقانه در صورت‌های مالی بانک پنهان شده است. عمده جزء ناترازی نظام بانکی در ایران مطالبات غیرجاری ناشی از قراردادهای تسهیلاتی است که به دلیل استمهال پیاپی، تجدید یا تقسیط مجدد شده و در طبقه جاری گزارش می‌شوند، در نتیجه زیان ناشی از افزایش هزینه ذخیره مطالبات مشکوک‌الوصول و قطع شناسایی درآمد از این تسهیلات در صورت سود و زیان بانک شناسایی نمی‌شود و پنهان باقی می‌ماند. بنابراین بخش عمده ناترازی مطالبات غیرجاری است که در طبقه جاری گزارش شده است. با توجه به اهمیت نقش نظام بانکی در اقتصاد ایران و ارتباط متقابلی که با بخش‌های اصلی اقتصاد از قبیل خانوار و بنگاه دارد و می‌تواند منجر به انتقال شوک‌های مختلف برکارگزاران مختلف اقتصادی و رشد اقتصادی شود. در این پژوهش ارتباط نظام بانکی با بانک مرکزی و دیگر نهادها نظیر خانوار، بنگاه و دولت با استفاده از مدل پایه نیوکینزی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی مدل‌سازی گردید.

وقوع بحران بانکی ناترازی جریان نقد ورودی بانک را مختل می‌کند و در نتیجه تامین منابع مورد نیاز برای اعطای تسهیلات دچار مشکل می‌شود. بانک در واکنش به این رخداد، از طریق افزایش سود سپرده پرداختی به خانوار کسری منابع خود را جبران می‌کند، که خلق پول باعث افزایش نقدینگی می شود. با توجه به اینکه در مدل این مقاله خانوارها صاحب نقدینگی هستند، در تابع واکنش آنی نقدینگی خانوار یک رشد یکباره اتفاق می‌افتد. اولین تاثیر افزایش نقدینگی، افزایش تقاضای کل اقتصاد و تورم است و با توجه به این‌که مدل یک اقتصاد بسته است، مصرف خانوار و سرمایه‌گذاری بنگاه و مخارج دولت، تقاضای کل اقتصاد را تشکیل می‌دهد. همان‌طور

که در توابع عکس‌العمل آنی مشهود است، مصرف با افزایش زیادی مواجه می شود که متناظر با افزایش تورم است. افزایش دستمزدها متناسب با افزایش تورم نیست و کمتر از سایر متغیرها تغییر می‌کند. اثر شوک ناترازی بر بازار سپرده همانند اثر آن بر نقدینگی در مرحله اول کاهشی و سپس افزایشی است. وقوع ناترازی از منظر اقتصاد خرد هراس سپرده‌گذار باعث کاهش تمایل خانوار به نگهداری پول می‌شود. این افت عرضه سپرده باعث افزایش یکباره نرخ سود سپرده و در نتیجه افزایش حجم سپرده و در نتیجه هزینه مالی بانک می‌شود. اثر متناظر افزایش هزینه سرمایه بنگاه، کاهش بازده سرمایه‌گذاری است. در مقابل، استفاده از تامین مالی داخلی و سرمایه خود بنگاه باعث کاهش بازده سرمایه‌گذاری می‌شود. افت اعتباردهی در اثر شوک ناترازی بنگاه‌های سالم را مجبور به جایگزین کردن منابع مالی داخلی با تامین مالی بانکی می‌کند. همچنین، بنگاه های نکول‌کننده نیز برای بازپرداخت تسهیلات و جلوگیری از ورشکستگی اقدام به اهرم زدایی از ترازنامه خود می‌کنند. این دو اثر به صورت همزمان سطح سرمایه و بازده سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.

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

پیشنهادات سیاست‌گذاری

ارائه و اجماع برنامه جامع اصلاح نظام بانکی

ضعف اصلی رویکردهای موجود به اصلاح نظام بانکی، نداشتن یک برنامه اقدام فازبندی شده برای پیاده‌سازی ایده‌های اصلاحی نظام بانکی است. مقصود از برنامه اقدام، مجموعه گام‌های اجرایی است که مطابق تبیین مورد نظر از ابعاد و ریشه‌های ناترازی نظام بانکی طراحی شده‌اند به گونه‌ای که در یک بازه زمانی مشخص به هدف مورد نظر منتهی می‌شود. رویکرد جریان نقد به اصلاح نظام بانکی متضمن این است که اصلاح نظام بانکی باید معطوف به افزایش توان تولید جریان نقد دارایی‌های نظام بانکی باشد به گونه‌ای که بانک‌ها و موسسات اعتباری برای تامین

جریان نقد نیازمند اضافه برداشت از منابع بانک مرکزی یا رقابت بر جذب سپرده نباشند. راهبرد مورد نظر برای افزایش توان جریان نقد دارایی‌های نظام بانکی، تقویت نظارت بانک مرکزی است. اجزای برنامه اقدام به شرح زیر است:

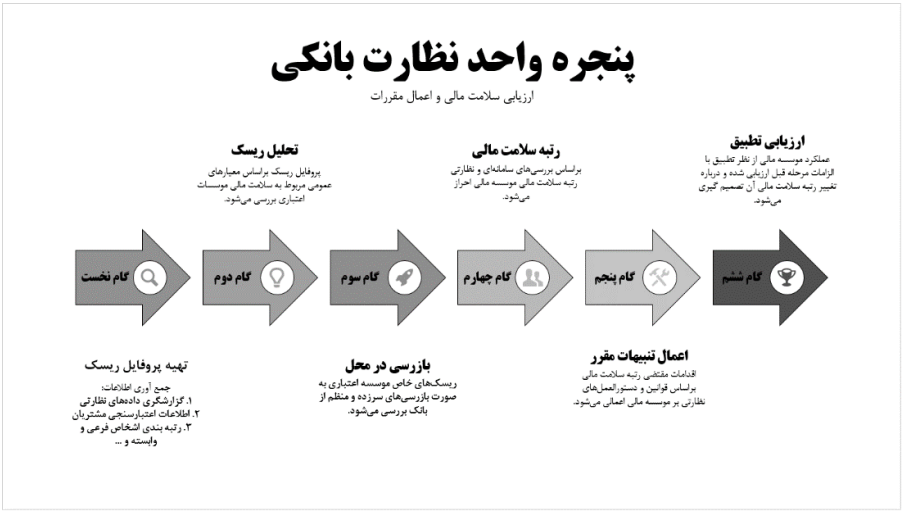
۱. ایجاد پنجره واحد نظارتی
۲. توقف ترازنامه بانک‌ها و موسسات اعتباری ناسالم
۳. تصمیم‌گیری درباره اداره موقت موسسات اعتباری ناسالم

۱. ایجاد پنجره واحد نظارتی

علت شکست بسیاری از طرح‌های اصلاح نظام بانکی عدم آگاهی نسبت به ساختار اطلاعات موجود در نظام بانکی است. منظور از ساختار اطلاعات نظام بانکی این است که اطلاعات نظام بانکی در کدام لایه (صف (شعبه)، ستاد (ادارات مرکزی) و بانک مرکزی) و به چه شکلی تولید می شود. معمولا طرح‌های ا صلاح نظام بانکی یا بر این فرض مبتنی ه ستند که اطلاعات نظام بانکی به صورت شفاف در د سترس بانک مرکزی ا ست و یا ا سا سا نسبت به آن بی‌توجه هستند. بررسی‌های میدانی انجام شده حاکی از این است که اطلاعات مورد نیاز از نحوه عملکرد نظام بانکی در حوزه‌های مختلف خصوصا اطلاعات مربوط به کیفیت دارایی‌ها به صورت پراکنده و در لایه‌های مختلف نظام بانکی قرار دارد و بانک مرکزی دید واضحی نسبت به عملکرد نظام بانکی ندارد.

با توجه به موارد بالا، بانک مرکزی نیاز دارد تا برای سنجش وضعیت سلامت مالی بانک‌ها و موسسات اعتباری یک پنجره واحد نظارتی ایجاد کند تا از طریق یکپارچه سازی اطلاعات موجود در بانک‌ها، پروفایل ریسک هر بانک را ساخته و بر اساس آن اقدامات نظارتی و اصلاحی را اعمال کند. مقصود از پنجره واحد نظارتی فرآیندی است که طی آن بانک مرکزی بر عدم تقارن اطلاعات و پراکندگی اطلاعات در نظام بانکی فائق می‌آید و به درک مطلوبی از وضعیت سلامت مالی و مخاطرات پیش روی نظام بانکی دست می‌یابد به گونه‌ای که می‌تواند اثر اعمال تدابیر نظارتی بر بانک‌ها را به صورت دوره‌ای مشاهده کند. طراحی اولیه پنجره واحد نظارتی به

گونه‌ای انجام شده است که فیلترهای متعددی بر ساختار اطلاعات نظام بانکی اعمال می‌کند که در شکل ۶ آمده است.



شکل ٦: پنجره واحد نظارت بانکی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

رتبه‌بندی موسسات اعتباری مهمترین جزء پنجره واحد نظارتی بانک مرکزی است. موسسات اعتباری در معرض ریسک‌های مختلفی قرار دارند که بر روی سلامت مالی آن‌ها اثر می‌گذارد. یک نظام رتبه‌بندی مجموعه‌ای از شاخص‌ها و نسبت‌های مالی است که هر کدام نشان دهنده یک نوع خاص از ریسک‌هایی است که بانک را تهدید می‌کنند. برای رتبه‌بندی بانک‌ها در گروه‌های شبیه به هم دسته‌بندی می شوند و سپس وضعیت هرکدام از شاخص‌ها با استانداردهای مقرراتی مقایسه شده و به هر کدام یک عدد از ۱ تا ۵ اختصاص داده می‌شود. میانگین وزنی شاخص‌های مختلف رتبه کلی بانک را تعیین می‌کند که نشان دهنده وضعیت سلامت مالی آن بانک است. هر چه رتبه یک بانک به عدد ۱ نزدیک‌تر باشد، سلامت مالی بانک بیشتر است و نزدیک شدن به عدد ۵ نشان دهنده افت سلامت مالی و بی‌ثباتی بانک مورد نظر است.

۲. توقف ترازنامه بانک‌های ناسالم

فرآیند جذب زیان و حذف ناترازی نظام بانکی فرآیندی زمان‌بر است و بسته به وضعیت بودجه عمومی و مقدار رشد اقتصادی می‌تواند از سه تا ۱۰ سال طول بکشد. اگر وضعیت بودجه عمومی به گونه‌ای باشد که بتوان از منابع عمومی برای افزایش سرمایه بانک‌های ناتراز استفاده کرد و یا رشد اقتصادی به قدری خوب باشد که تسهیلات جدید با نسبت کمی تبدیل به غیرجاری شوند، جذب زیان نظام بانکی در مدت چند سال انجام می شود. توجه به این نکته ضروری است که ناترازی ایجاد شده در نظام بانکی غیر قابل حذف است و باید بین ذینفعان مختلف نظام بانکی در اقتصاد توزیع شود. بنابراین، حذف ناترازی و روش‌های احیا و گزیر نیازمند تامین مالی است. ممکن‌ترین گزینه در دسترس بانک مرکزی که یکبار در مورد بانک سرمایه به مورد اجرا گذاشته شد، این است که پس از شناسایی بانک‌های ناتراز در نظام رتبه‌بندی، با ممنوع کردن این بانک‌ها از اعطای تسهیلات و جذب سپرده از سرعت رشد ناترازی جلوگیری شود.

یکی از دلایل لزوم توقف ترازنامه بانک‌های ناسالم، توقف رقابت این بانک‌ها در بازار سپرده است. توضیح داده شد که چگونه ناترازی باعث افت جریان نقد عملیاتی بانک‌ها شده و آن‌ها را وادار به بازی پانزی (جذب سپرده برای پرداخت سود سپرده) می‌کند. این بازی پانزی چیزی است که باعث افزایش نرخ سود سپرده می‌شود. مزیت دیگر توقف ترازنامه بانک‌های ناسالم جلوگیری از انباشت مطالبات غیرجاری است. با توجه به اینکه تسهیلات دهی بانک‌های ناسالم عموما به بخش غیرمولد و اشخاص وابسته خودشان هدایت می‌شود، بخش زیادی از این تسهیلات غیرجاری می‌شوند.

۳. اداره موقت موسسه اعتباری ناسالم

پس از توقف ترازنامه موسسات اعتباری ناسالم، تصمیم‌گیری درباره نحوه اداره موقت آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. اداره موقت موسسه اعتباری می‌تواند به یک بانک سالم دارای ظرفیت جذب سپرده شود و یا توسط یک بانک انتقالی تحت نظر صندوق ضمانت سپرده‌ها انجام شود. نکته حائز اهمیت این است که هدف از اداره موقت موسسه اعتباری ناسالم ادامه

خدمت‌رسانی به سپرده‌گذاران قبلی و برنامه‌ریزی برای جذب زیان موسسه اعتباری ناسالم است و هدف انتفاعی ندارد.

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

References

Agenor, P. R. K. Alper, L. & Pereira D. (2012). "Capital Requirements and Business Cycles with Credit Market Imperfections". Journal of Macroeconomics 34: 687-705.

Aghaei, M. and Rezagholizadeh, M.(2016). "The Factors Affecting on Non-Performing Loans in Selected Branches of Sepah Bank". Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies **2**: 95-111. (In Persian).

Ahmadian, A. and Parvin, S. (2014). *Analysis of the Banking Balance Sheet Shocks Effect on Product and Inflation at Iran (Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach)*, Thesis For Ph.D In Economics. Allameh Tabataba'I university, Facukty of Economics.

Ahmadian, A. (2014). "Banking Invasion Modeling within Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". The Journal of Economic Policy **7**: 77-103. (In Persian).

Aldasoro, I. Borio, C. E. and Drehmann, M. (2018). "Early Warning Indicators of Banking Crises: Expanding the Family". BIS Quarterly Review March.

Ari, A. Chen, S. and Ratnovski, L.(2021). "The Dynamics of Non-Performing Loans During Banking Crises: A New Database with Post-COVID-19 Implications". Journal of Banking & Finance 133.

Audited Financial Statements of Iranian Different Banks, Different Years (2017-2020).

Benes, M. J. Kumhof, M. M. and Laxton, M. D. (2014). "Financial Crises in DSGE Models: A Prototype Model". International Monetary Fund.

Benes, M. J. Kumhof, M. M. and Laxton, M. D. (2014). "Financial Crises in DSGE Models: Selected Applications of MAPMOD". International Monetary Fund.

Blattner, L. Luisa, F. and Francisca, R. (2019)."When Losses Turn Into Loans: the Cost of Undercapitalized Banks, European". Central Bank Working Paper No 2228/January 2019.

Brown, M. Evangelou, I. and Stix, H. (2018). "Banking Crises, Bail-ins and Money Holdings". Central Bank of Cyprus Working Paper (2017-2).

Brzoza-Brzezina, M. and Makarski, K. (2011). "Credit Crunch in a Small Open Economy". Journal of International Money and Finance 30(7): 1406-1428.

Caprio, G. and Klingebiel, D. (2002). "Episodes of Systemic and Borderline Banking Crises. Managing the Real and Fiscal Effects of Banking Crises". World Bank, Discussion Paper 428: 31-49.

CBI Times Series Data.

Christiano, L. Motto, R. and Rostagno, M. (2007). "Financial Factors in Business Cycles". Europian Central Bank.

Dargahi, H. and Hadian, M. (2016). "Evaluating the Effects of Monetary and Financial Shocks with Emphasis on the Interaction of the Balance Sheet of the Banking System and the Real Sector of the Iranian Economy: within DSGE Approach". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics **8**: 1-25 (In Persian).

Dib, A. (2009). "Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycles". International Economic Analysis. Department, Bank of Canada.

Dib, A. (2010). "Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycle". Bank of Canada: Working Paper.

Diemer, M. and Vollmer, U. (2015). "What Makes Banking Crisis Resolution Difficult? Lessons from Japan and the Nordic Countries". Eurasian Economic Review **5**(2): 251-277.

Duroodian, H. Hosseini, M. and Rohani, A. (2017). "Hidden Bankruptcy in the Iranian Banking Network: What It Is, Its Dimensions and Roots". MRC Report (In Persian).

Ebrahimian, M. and Madanizadeh, A. (2015). "Design and Calibration of Dynamic General Equilibrium Models for the Iranian Economy". MBRI (In Persian).

Flanagan, T. Amiyatosh, P. (2019). "Why do Banks Hide Losses?". (February 6, 2019). New York University.

Gerali, A. Neri, S. Sessa, L. & Signoretti, F. (2011). "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area". Bank of Italy, Economic Research and Internationl Relations.

Ghasemifar, S. Shahabadi, A. Shirinbakhsh, S. Mousavi, M. and Ahmadian, A. (2021). "Identifying Banking Crisis Using Banking Stress Index in Iranian Economy (Dynamic Factor Model)". Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis **14**(49): 57-74 (In Persian).

Haan, J. Fang, Y. and Jing, Z. (2020). "Does the Risk on Banks' Balance Sheets Predict Banking Crises? New Evidence for Developing Countries". International Review of Economics & Finance **68**: 254-268.

Hajishahverdi, D. Fallah, M. and Hanifi, F. (2019). "Designing a System for Warning the Systemic Banking Crisis in the Iranian Financial Market (Using Markov Chains)". Journal of Financial Economics **13**(47): 135-154. (In Persian)

Hawkins, J. & Klau, M. (2000). "Measuring Potential Vulnerabilities in Emerging Market Economies". BIS Working Paper No 91.

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

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

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

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

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

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

Nadali, M. and Moshiri, S. (2010). *Identify and Determinant of Banking Crisis in Iranian Economy*, Thesis for Ph.D. In Economics. Allameh Tabataba'I University, Faculty of Economics (In Persian).

Nili, F. and Mahmudzadeh, A. (2014). "Credit Bottleneck: from Micro Evidence to Macro Implications". MBRI Policy Paper No. 93017 (In Persian).

Nili, F. and Mahmudzadeh, A. (2014). "Non Performing Loans or Toxic Assets of Banks". MBRI Policy Paper No. 341 (In Persian).

Pesaran, M. Hashem and Xu, Teng Teng. (2013). "Business Cycle Effects of Credit Shocks in a DSGE Model with Firm Fefaults". Bank of Canada.

Pourebadollhian, M. Asgharpour, H. Fallahi, F. and Sattarrostami, H. (2019). "Measuring the Fragility of Iran's Banking System based on BSFI Index". Journal of Financial Economics **12**(45): 1-26 (In Persian).

Radfar, H. Shahchera, M. and Saboori, B. (2019). "Simultaneous Effect of Liquidity Risk and Credit Risk on the Stability of Banks that Accepted in Tehran Stock Exchange". Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies **7**(27): 191-214 (In Persian).

Salarkia, A. Madanizadeh, A. and Mahmudzadeh, A. (2016). "Lack of Liquidity, Competition for Deposits and Central Bank Policies". IMPS Report (In Persian).

Shahhosseini, S. and Bahrami, J. (2012). "Designing a New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Iran's Economy with Banking Sector". Iranian Journal of Economic Research **17**: 55-83 (In Persian).

Sharifzadeh, M. (2015). "Bank Interest Rate Riddle: Dissecting Bankruptcy Crisis in Some Authorized Financial Institutions". MRC Report (In Persian).

Tehrani, R. Seraj, M. Foroush Bastani, A. and Fallahpour, S. (2020). "Evaluation of the Effect of the Banking Sector Systemic Risk on the Macroeconomic Performance of Iran". Financial Research Journal **3**(22): 297-319 (In Persian).

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

Zarei, Z. and Komijani. A. (2016). "Identifying and Predicting Banking Crises in Iran". Quarterly Journal of Economic Modelling **9**: 1-23 (In Persian).

پیوست آ: معادلات لگاریتم خطی شده مدل

$$\tilde{w}_t = \sigma_c \tilde{c}_t + \sigma_n \tilde{N}_t$$

$$\tilde{c}_t = \frac{(\pi_{t+1} - r_t^d)}{\sigma_c} + \tilde{c}_{t+1}$$

$$\tilde{m}_t^c = \frac{1}{\vartheta}\left(-\tilde{r}_t^d + \sigma_c \tilde{c}_t\right)$$

$$\tilde{r}_{t+1}^k = \frac{\sigma_c}{1-\beta(1-\delta)}(\tilde{c}_{t+1} - \tilde{c}_t) + \frac{\varphi_k}{1-\beta(1-\delta)}[\beta\tilde{k}_{t+2} - (1-\beta)\tilde{k}_{t+1} - \tilde{k}_t]$$

$$\tilde{k}_{t+1=(1-\delta)\tilde{k}_t+\delta\tilde{i}_t}$$

$$\tilde{N}_{t=}\tilde{k}_t - \tilde{w}_t + \tilde{r}_t^k$$

$$\tilde{\pi}_t = \left(\frac{\Theta-1}{\varphi_f}\right) m\tilde{c}_t + \beta\tilde{\pi}_{t+1}$$

$$\underbrace{m\tilde{c}_1} = (1-\alpha)(\tilde{w}_1) + \underline{\alpha}\tilde{r}_t^k + \tilde{r_1^1} - \underline{\tilde{A}}_t + \tilde{\gamma}_t$$

$$\tilde{y}_t = \tilde{A}_t + (1-\alpha)\tilde{N}_t + \alpha\tilde{k}_t$$

$$\tilde{l} = \bar{\gamma}\left(\tilde{r}^k + \tilde{\bar{k}}_t\right)\frac{\tilde{r}^{k\bar{\gamma}}}{\tilde{l}} + \frac{\tilde{w}}{\tilde{l}}\tilde{w}_{t)+\tilde{\gamma}_t}$$

$$\tilde{d}_{t=\frac{\bar{l}}{(1-\bar{n})\bar{d}}\tilde{l}_t - \frac{\tilde{l_1^1}}{(1-\bar{n})\bar{d}}d_t^1 + \frac{\tilde{\bar{n}}}{(1-\bar{n})}\tilde{n}_t}$$

$$\tilde{r}_{d=\left(\frac{-\bar{n}}{\bar{r}_d}\right)(\bar{n}+1) - \left(\frac{\tilde{r}^l\bar{n}}{\bar{r}_d}\right)(2+\bar{r}^l\bar{n}) - 1+\alpha^b}$$

$$\tilde{r}_{i=\frac{\tilde{r}^l}{\bar{r}^l}(1+\bar{r}^l) - \frac{p_{d_i}}{\bar{r}^l}\tilde{d}^i - 1+\alpha^b}$$

$$\tilde{d}_t^i = \phi_{di}^{di}\tilde{d}_{t-1+}^i \phi_{di}^y \tilde{y}_{t+}\varepsilon_{t,di}$$

$$\tilde{m}_{t=}\frac{\bar{m}^c}{\bar{m}}\tilde{m}_t^c + \frac{\bar{d}}{\bar{m}}\tilde{d}_t$$

$$\dot{m}_t = \tilde{m}_t - \tilde{m}_{t-1} + \tilde{\pi}$$

$$\tilde{r}_t^d = \rho_r\tilde{r}_{t-1}^d + \rho_\pi\tilde{\pi}_t + \rho_y\tilde{y}_t + \rho_m\tilde{\mu}_t + \varepsilon_{r_t^d}$$

$$\tilde{\eta}_t = \phi_\eta^\pi\tilde{\pi}_t + \phi_\eta^\eta\tilde{\eta}_{t-1} + \varepsilon_{t,\eta}$$

$$\tilde{g}_{t=}\frac{\bar{t}}{\bar{g}}\tilde{t}_t + \frac{o\bar{r}}{\bar{g}}o\tilde{r}_t + \frac{\bar{m}}{\bar{g}}(\tilde{m}_t - \tilde{m}_{t-1} - \tilde{\pi}_t)$$

$$\tilde{t}_t = \varphi_t^y\tilde{y}_t$$

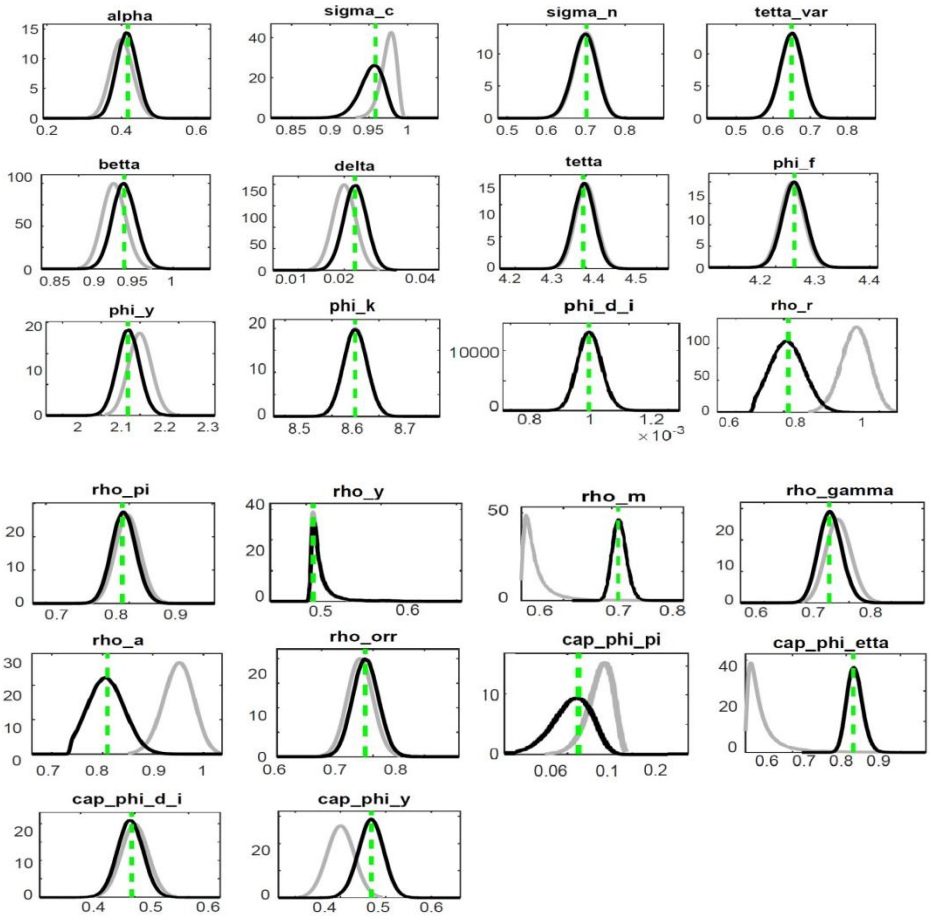
$$\tilde{y}_t = \frac{\bar{c}}{\bar{y}}\tilde{c}_t + \frac{\bar{\imath}}{\bar{y}}i_i + \frac{\bar{g}}{\bar{y}}\tilde{g}_t$$

$$\tilde{\gamma}_t = \rho_\gamma\tilde{\gamma}_{t-1} + \varepsilon_t^\gamma$$

$$\underline{A}_t = \rho_A\tilde{A}_{t-1} + \xi_t^A$$

$$o\tilde{r}_t = \rho_{or}o\tilde{r}_{t-1} + \varepsilon_{or}$$

پیوست ب: نمودار توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل



The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 272-306

The effect of regulatory quality on Iran's economic growth: An augmented endogenous growth model

Sayed Abbas Mirdehghan Ashkezari[1], Seyed Nezamuddin Makiyan[*2], Mehdi Hajamini[3], Ali Hussein Samadi[4]

Received: 03-07-2023 Accepted: 18-09-2023

Extended Abstract

Purpose: In recent decades, economists have considered institutions as effective agents in economic growth and included them in growth models. The role of institutional quality in the long-term economic growth of a country is determined through transaction costs. In a weak institutional environment, companies and economic actors cannot enter complex, long-term exchanges and multiple contracts, nor can they bring such exchanges to the fore, as in industrial economies. As a result, economic growth in these economies is lower. The quality of regulation as an institutional factor is one of the main functions of the new governance system. This factor can play an effective and decisive role to explain the reasons for economic growth in countries. Stigler (1971), Peltzman (1976), Koedjik and Kremers (1996), Loayza et al. (2005), Spiller and Tommasi (2005), Crew and Parker (2006) and Silberberger and Königer (2016) have dealt with the effect of regulatory quality on economic growth.

Methodology: In this study, an endogenous growth model was designed based on Stiglitz (1974) to achieve the desired goals for an economy that is rich in natural resources. In this regard, investigations were conducted on the role of regulatory quality (institutional quality) as one of the factors affecting economic growth and the effectiveness of non-renewable natural resources on regulatory quality and economic

[1]. PhD Student, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. Email: mirdehghan_sa@yahoo.com

[2]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran. Email: nmakiyan@yazd.ac.ir

[3]. Associate Professor, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran. Email: hajamini.mehdi@yazd.ac.ir

[4]. Professor, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran. Email: asamadi@rose.shirazu.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn & Winter 2023, P: 272-306

growth. As assumed, the economy consists of many people with unlimited life span and identical preferences and unlimited planning horizons. Therefore, the consumer's welfare function reflects the society's welfare function. Also, the utility function of the representative household is a function of private consumption and regulatory quality (as a representative of the quality of the economic, social and political environment), which follows the integral function. The role of regulatory quality on economic growth was emphasized in this model with regard to the effectiveness of research and development (R&D) activities and workforce allocation among the productive and non-productive activities. As a result, it is assumed that every individual is a workforce unit presented in the productive or non-productive sector. The workforce in the productive sector is allocated to the final product, regulatory quality changes (public sector), and new technology (research and development). Hence, non-renewable natural resources as a production factor and institutional quality as one of the factors affecting economic growth are entered into the production function by assuming the effect of a productive workforce on the production of final products. Furthermore, non-renewable natural resources have entered the regulatory quality movement equation as a factor affecting the improvement or deterioration of regulatory quality. This variable has also entered the equation of technological changes by assuming the effectiveness of regulatory quality on workforce supply in productive activities in the research and development sub-sector. The data were related to the period of 1997-2019 and extracted from authentic national and international statistical sources. The theoretical model was designed according to the abundance of non-renewable natural resources, solved by the optimal control method, and then calibrated for Iran's economy.

Results and discussion: The findings showed that realizing 8% economic growth requires almost 15% growth in regulatory quality and non-renewable natural resources, as well as 4.5% growth in new technologies. The average growth rates of these variables during the period of 1997-2021 for Iran's economy were 0.87%, 4.56% and 3.9%, respectively. It can be concluded that, in this situation, it is almost impossible to reach a steady state. In addition, with the increase in the quality of regulation, the relationship between non-renewable natural resources and economic growth turns from negative to positive. Accordingly, for every 3% of more exploitation of non-renewable natural resources, the quality of regulation and technology must grow by at least 1% in order to increase economic growth by 1%. Otherwise, the decline in the economic growth is not unlikely.

Conclusions and policy implications: Reducing the rate of time preferences can help to achieve 8% economic growth, but the fact is that this rate is high and sticky in developing countries. Policymakers have no choice but to increase the quality of regulation and new technologies. Otherwise, the targeted economic growth will not be achieved.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn & Winter 2023, P: 272-306

Keywords: Regulatory quality, Economic growth, Non-renewable natural resources, Optimal control, Iran's economy

JEL Classification: C60, O43, O44, Q32

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۲۷۲-۳۰۶

اثر کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی ایران در چارچوب یک الگوی رشد درون‌زا

سیدعباس میر دهقان اشکذری[۱]، سیدنظام‌الدین مکیان*[۲]، مهدی حاج امینی[۳]، علی‌حسین صمدی[۴]

دریافت: ۱۲-۰۴-۱۴۰۲ **پذیرش: ۲۷-۰۶-۱۴۰۲**

چکیده

کیفیت تنظیم‌گری عامل نهادی است که می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد اقتصادی کشورها داشته باشد. در مطالعه حاضر تأثیر کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی ایران در قالب یک الگوی رشد درون‌زا بررسی شده است. الگوی نظری متناسب با فراوانیِ منابع طبیعی تجدیدناپذیر طراحی و با روش کنترل بهینه حل و سپس برای اقتصاد ایران مقداردهی شد. یافته‌ها نشان داد تحقق رشد اقتصادی ۸ درصد مستلزم رشد تقریباً ۱۵ درصدیِ کیفیت تنظیم‌گری و منابع طبیعی تجدیدناپذیر و همچنین رشد ۴/۵ درصدی فنّاوری‌های جدید است. متوسط نرخ رشد متغیرهای کیفیت تنظیم‌گری، منابع طبیعی تجدیدناپذیر و فنّاوری‌های جدید طی دوره ۱۳۷۶-۱۴۰۰ برای اقتصاد ایران به ترتیب ۰/۸۷، ۴/۵۶ و ۳/۹ درصد است که می‌توان نتیجه گرفت با شرایط موجود دسترسی به وضعیت پایا تقریباً غیر ممکن است. به‌علاوه، با افزایش کیفیت تنظیم‌گری، رابطه منابع طبیعی تجدید ناپذیر با رشد اقتصادی از منفی به مثبت تغییر می‌کند. بر همین اساس، به ازای هر ۳ درصد بهره‌برداری بیشتر از منابع طبیعی تجدید ناپذیر، کیفیت تنظیم‌گری و فنّاوری حداقل باید ۱ درصد رشد کنند تا رشد اقتصادی یک درصد افزایش یابد؛ در غیر این صورت کاهش رشد اقتصادی بعید نیست.

واژگان کلیدی: کیفیت تنظیم‌گری، رشد اقتصادی، منابع طبیعی تجدید ناپذیر، کنترل بهینه، اقتصاد ایران

طبقه‌بندی JEL: C60, O43, O44, Q32

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه یزد، یزد، ایران. mirdehghan_sa@yahoo.com

[۲]. نویسنده مسئول. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد، یزد، ایران. nmakiyan@yazd.ac.ir

[۳]. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد، یزد، ایران. hajamini.mehdi@yazd.ac.ir

[۴]. استاد بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. asamadi@rose.shirazu.ac.ir

۱- مقدمه

بررسی مطالعات رشد اقتصادی در دهه‌های اخیر نشان می‌دهد که اقتصاددانان نهادها را در رشد اقتصادی مؤثر دانسته و به الگوهای رشد وارد کرده‌اند. ازجمله این پژوهش‌ها می‌توان به نورث[1] (۱۹۹۰)، بارو و سالا-آی مارتین[2] (۱۹۹۷)، هال و جونز[3] (۱۹۹۹) و عجم اوغلو و همکاران[4] (۲۰۰۵) اشاره کرد.

در رابطه با نهاد، هنوز تعریف روشن و قابل اجماعی وجود ندارد لیکن به نظر می‌رسد تعریف نورث از نهاد، کامل‌ترین تعریف باشد. نورث (۱۹۹۱) بیان می‌کند که «نهادها قوانین بازی در جامعه هستند. یا به عبارتی سنجیده‌تر، قیودی هستند وضع شده از جانب بشر که روابط متقابل انسان‌ها با یکدیگر را شکل می‌دهند. نتیجه این که نهادها باعث ساختارمند شدن انگیزه‌های نهفته در مبادلات بشری می شوند، چه این مبادلات سیاسی، اقتصادی و اجتماعی باشند. در یک تعبیر کلی، نهادها مشتمل بر باورها، رفتارها (حوزه عقلایی یا غیرعقلایی)، سنت‌ها، ضوابط و مقررات حقوقی هستند که پیرامون یک هسته اصلی، مجموعه هماهنگی را شکل می‌دهند». بر این اساس، نهادهای خوب به عنوان ایجادکننده یک ساختار انگیزشی مطرح بوده که کاهش نااطمینانی و کمک به بهبود عملکرد اقتصادی را در پی خواهند داشت.

نقش کیفیت نهادی در مسیر رشد اقتصادی بلندمدت یک کشور از طریق هزینه مبادله مشخص می‌شود. در شرایطی که تضمین حقوق مالکیت و قراردادها و حاکمیت قانون ضعیف است، هزینه مبادله بالا خواهد بود. درنتیجه بنگاه‌های خصوصی معمولاً در مقیاس‌های کوچک و با فن‌آوری‌های با سرمایه کم و افق‌های زمانی کوتاه‌مدت عمل می‌کنند. این بنگاه‌ها ممکن است در چارچوب اقتصاد زیرزمینی و غیر رسمی فعالیت کنند و به‌منظور تسهیل فعالیت مجبور به پرداخت رشوه و گسترش فساد شوند. پس در یک محیط نهادی ضعیف، بنگاه‌ها و فعالان اقتصادی نمی‌توانند در مبادلات پیچیده، بلندمدت و قراردادهای چندگانه وارد شوند و همانند اقتصادهای

---

1. North
2. Barro and Sala-i-Martin
3. Hall and Jones
4. Acemoglu et al.

صنعتی، چنین مبادلاتی را انجام دهند. نتیجه اینکه رشد اقتصادی در این اقتصادها کمتر است.

کیفیت تنظیم‌گری به‌عنوان یک عامل نهادی، یکی از کارکردهای اصلی نظام حکمرانی نوین است. این کارکرد می‌تواند نقش مؤثر و تعیین‌کننده‌ای در تبیین دلایل رشد اقتصادی در کشورها داشته باشد. در این خصوص، استیگلر[1] (۱۹۷۱) در مقاله خود که زمینه‌ساز تحول بزرگی در نظریه تنظیم مقررات بود، به دنبال پاسخ به این سؤال بود که «چرا تنظیم مقررات انجام می‌شود؟». همچنین پلتزمن[2] (۱۹۷۶)، کوژجیک و کرمرز[3] (۱۹۹۶)، لویزا و همکاران[4] (۲۰۰۵)، اسپیلر و توماسی[5] (۲۰۰۵) کرو و پارکر[6] (۲۰۰۶) و سیلبربرگر و کونیگر[7] (۲۰۱۶) تأثیر کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قراردادند.

بر اساس آنچه بیان شد، در این مقاله تلاش خواهد شد که با ترکیب ادبیات مرتبط با عوامل اصلی رشد اقتصادی و به‌طور مشخص کیفیت تنظیم‌گری و ادبیات مربوط به رشد اقتصادی و منابع طبیعی، نقش کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی در وضعیت تعادل پایدار در یک اقتصاد غنی از منابع طبیعی در چارچوب الگوی رشد درون‌زا موردبررسی قرار گیرد. در راستای دستیابی به این هدف، با استفاده از مطالعه استیگلیتز[8] (۱۹۷۴)، یک الگوی اقتصاد کلان تعمیم داده‌شده است، به‌طوری‌که هم‌زمان شامل منابع طبیعی تجدید ناپذیر و کیفیت تنظیم‌گری باشد. در این الگو، تأثیر کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی از دو کانال اثرگذاری بر فعالیت تحقیق و توسعه و تخصیص نیروی کار بین دو فعالیت مولد و غیرمولد موردتوجه قرارگرفته است. به‌علاوه، تأثیر منابع طبیعی تجدیدناپذیر بر تخریب یا بهبود کیفیت تنظیم‌گری و درنهایت بر رشد اقتصادی مدنظر قرارگرفته است.

---

1. Stigler
2. Peltzman
3. Koedjik and Kremers
4. Loayza et al.
5. Spiller and Tommasi
6. Crew and Parker
7. Silberberger and Königer
8. Stiglitz

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

اصطلاح تنظیم‌گری[1] برای اولین بار در فرانسه در ۱۴۶۰ میلادی مطرح شد (یاوری، ۲۰۱۴: ۶۳۱). تنظیم‌گری، باوجود استفاده رایج در ادبیات حقوق عمومی واداری، ابهامات قابل‌توجهی در محتوا و قلمرو دارد؛ تا حدی که در واژه‌نامه‌ها و فرهنگ‌های حقوقی معتبر و نسبتاً جامع و حتی جدید نیز به‌عنوان یک اصطلاح حقوقی مستقل به آن پرداخته نشده است (اسدی و همکاران، ۲۰۱۹: ۴۷۶).

در متون علمی تعاریف متعددی از تنظیم‌گری آمده که برخی از آن‌ها به شرح زیر هستند:

- ✓ تنظیم‌گری، قاعده یا دستوری است که توسط یک مقام اجرایی یا سازمان نظارتی یک دولت صادرشده و دارای قدرت قانونی است (فرهنگ وبستر[2]).
- ✓ تنظیم‌گری کنترل پایدار و متمرکزی است که توسط یک سازمان دولتی بر فعالیت‌هایی که در یک جامعه ارزش دارد، اعمال می‌شود (سلزنیک[3]، ۱۹۸۵: ۳۶۵).
- ✓ تنظیم‌گری را می‌توان به‌عنوان هر نظم آگاهانه فعالیت، به معنی عمل کنترل، هدایت یا اداره بر اساس یک قاعده، اصل یا سیستم در نظر گرفت (پروسر[4]، ۱۹۹۷:۴؛ استوارت[5]، ۱۹۸۸: ۱۰۰).
- ✓ تنظیم‌گری اقدامات دولت برای تأثیرگذاری یا کنترل رفتار است. همه اشکال نظارت بر بازار، قراردادها و قوانین جزایی، و حتی ترتیبات نهادی قانون نرم[6] را در بر می‌گیرد (وگلند[7]، ۲۰۰۹: ۲-۴ و ۹).
- ✓ مقررات گذاری (تنظیم‌گری) می‌تواند به‌عنوان تمام روش‌هایی تعریف شود که به‌وسیله آن‌ها دولت با ابزار های اداری یا قانون گذاری (به‌ویژه وضع مقررات اداری، آیین نامه ها و

---

1. Regulatory
2. Webster's New World Law Dictionary
3. Selznick
4. Prosser
5. Stewart
6. Soft Law Institutional Arrangements
7. Veggeland

استانداردها از سوی سازمان‌های اداری و مؤسسات عمومی) در اقتصاد مداخله می‌کند تا رفتار بازیگران بازار را کنترل و تنظیم کند. در این مفهوم، دولت‌ها همواره بازارها را تمشیت و تنظیم[1] می‌کنند (هداوند، ۲۰۰۸: ۴۹-۴۸).

- ✓ تنظیم‌گری اغلب فعالیتی در نظر گرفته می‌شود که رفتار را محدود می‌کند و از وقوع برخی فعالیت‌های نامطلوب جلوگیری می‌کند (مفهوم «چراغ‌قرمز») اما تأثیر مقررات نیز ممکن است توانمند یا تسهیل‌کننده باشد («چراغ سبز») (بالدوین و کیو[2]، ۱۹۹۹: ۲).

با توجه به این‌که هدف از این مطالعه بررسی کیفیت تنظیم‌گری و منابع طبیعی تجدید ناپذیر بر رشد اقتصادی بوده و با علم به این‌که در کشورهای غنی از منابع طبیعی، کیفیت نهادها و به‌خصوص کیفیت تنظیم‌گری تحت تأثیر منابع مذکور است، بنابراین باید تعریفی از تنظیم‌گری مد نظر قرار گیرد که حوزه وسیعی از قوانین و مقررات دولتی را شامل شود. بر این اساس به نظر می‌رسد تعریف هداوند (۲۰۰۸) واجد این شرایط است.

البته لازم است حوزه و هدف تنظیم‌گری به‌خوبی مشخص‌شده و نسبت به آن شناخت دقیق حاصل شود. بر اساس مطالعه اسپیلر و توماسی[3] (۲۰۰۵)، برای درک بهتر نهادهای تنظیم‌گر باید از محدوده اقتصاد خارج‌شده و درک عمیق‌تری از محیط نهادی، سیاسی و قانونی به دست آورد. در خصوص میزان و نحوه اثرگذاری کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی، پژوهش‌های متعددی انجام و با توجه به شرایط کشورها و اقتصادهای موردمطالعه، نتایج متفاوتی حاصل‌شده است.

براساس نظریه‌های کلاسیک رشد اقتصادی، تراکم سرمایه از جمله عوامل مهم رشد اقتصادی در بین کشورهای مختلف است، ولی نظریه‌های رشد در تبیین دلایل تفاوت کشورها در رشد اقتصادی ناتوان بوده‌اند. این موضوع موجب ظهور ادبیات جدیدی بر مبنای نظریه‌های اقتصاد نهادی شده است. بر این اساس، برخی از پژوهش‌ها عوامل نهادی مختلفی را وارد الگوهای رشد کرده‌اند. برای مثال می‌توان به این موارد اشاره کرد: رنانی و همکاران (۲۰۱۰) و رادولوویچ[4]

---

1. Regulate
2. Baldwin and Cave
3. Spiller and Tommasi
4. Radulović

(۲۰۲۰) متغیر کیفیت نهادی؛ رنانی و همکاران (۲۰۰۸) و صامتی و همکاران (۲۰۱۰) متغیر حفاظت از حقوق مالکیت؛ کمیجانی و سلاطین (۲۰۰۸ و ۲۰۱۱)، ایزدخواستی (۲۰۱۸)، باقری پرمهر و زا هدی آزاد (۲۰۱۹)، ساچیکو و درووود[1] (۲۰۰۵) و کوری[2] (۲۰۰۹) متغیر کیفیت حکمرانی؛ جعفری و همکاران (۲۰۱۴) متغیر کیفیت زیر ساخت اجتماعی؛ لویزا و همکاران (۲۰۰۵)، ا سپیلر و توماسی (۲۰۰۵)، پروچنیاک و ویتکوفسکی[3] (۲۰۱۴) متغیر تنظیم‌گری؛ جانکوف و همکاران[4] (۲۰۰۶)، جلیلیان و همکاران[5] (۲۰۰۷) نقش مقررات.

برخی از پژوهش‌ها به تأثیر مثبت کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی تأکید کرده‌اند. رودریک[6] (۱۹۹۹) و مارک گرادشتاین[7] (۲۰۰۲) تأکیددارند که وجود قانون (مفید و مؤثر)، با ایجاد قدرت کنترل موثر شوک‌های منفی در اقتصاد به حفظ رشد اقتصادی کمک می‌کند.

چیانگ[8] و همکاران (۲۰۲۲) رابطه بین توسعه بازارهای مالی (از جمله بازارهای سهام) و ر شد اقتصادی را در کشورهایی که تجربه خوبی در بهبود کیفیت تنظیم‌گری دارند، مثبت ارزیابی کرده‌اند. همچنین ماناسه[9] و همکاران (۲۰۲۳) نشان داده‌اند که محیط قانونی ضعیف و نوسانات کلان اقتصادی می‌تواند مانع ر شد اقتصادی شود. سیلبربرگر و کونیگر[10] (۲۰۱۶) بیان می‌کنند که منافع حا صل از بهبود کیفیت تنظیم‌گری در ک شورهایی که تجربه کمی در این زمینه دارند، بی‌شتر از کشورهایی است که تجربه نسبتاً بالایی در بهبود کیفیت مقررات داشته‌اند.

مالیدا و مارسلینا[11] (۲۰۲۳) نشان داده‌اند که کیفیت تنظیم‌گری به‌تنهایی بر رشد اقتصادی ک شورهای منتخب، اثر معنی‌دار ندارد لیکن به همراه جمعیت و صادرات، اثر معنی‌دار قابل‌توجهی

1. Sachiko and Durwood
2. Cooray
3. Próchniak and Witkowski
4. Djankov et al.
5. Jalilian et al.
6. Rodrik
7. Gradstein
8. Chiang
9. Manasseh
10. Silberberger and Königer
11. Malida and Marselina

بر رشد اقتصادی این کشورها دارد. جلیلیان و همکاران (۲۰۰۷) ارتباط علّی قوی بین کیفیت تنظیم‌گری و رشد اقتصادی را تأیید کرده‌اند، لیکن جهت علیت را مستلزم بررسی بیشتر می‌دانند. به‌نظر اسپیلر و توماسی (۲۰۰۵) در قالب رویکرد اقتصاد نهادی جدید نهادهای تنظیم‌گر به سرمایه‌گذاران تضمین می‌دهند که از سرمایه‌گذاری‌های آن‌ها در برابر رفتارهای فرصت‌طلبانه توسط دولت‌های فعلی یا آینده محافظت شود.

در برخی از پژوهش‌ها نیز به اثر منفی کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی اشاره‌شده است. لویزا و همکاران (۲۰۰۵) معتقدند تنظیم‌گری زیاد اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد می‌تواند گسترش بازارهای غیررسمی را به دنبال داشته باشد. دلیز و همکاران[1] (۲۰۱۱) معتقدند در مورد این‌که چه چیزی مقررات و نظارت خوب را تشکیل می‌دهد، اجماع کمی وجود دارد. در همین راستا، میسل[2] (۲۰۰۶) نیز بر این باور است که نوع نگاه آنگلو ساکسونی حاکم بر شاخص‌های حکمرانی غربی قادر به توضیح رشد اقتصادی سریع کشورهای آسیایی نیست. استیگلیتز[3] (۱۹۹۸) هشدار می‌دهد که ممکن است مقررات دچار «فشار سیاسی[4]» شود و اهداف سیاسی، اهداف تنظیم‌گری را مخدوش کند. در این صورت، تنظیم‌گری به ابزاری در راستای منافع شخصی در دولت یا نخبگان حاکم تبدیل می‌شود.

البته باید توجه شود که چنانچه هانسون[5] (۲۰۰۶) معتقد است وجود همبستگی بین رشد اقتصادی و متغیرهای نهادی لزوماً بیانگر رابطه علیت نیست و ممکن است کیفیت نهادی در مدل رشد، درون‌زا باشد. درواقع بدون بررسی رابطه علیت، انبوه مطالعات اقتصاد سنجی که به برآورد مدل رشد پرداخته‌اند، نمی‌توانند به این سؤال پاسخ دهند که آیا پایین بودن سطح کیفیت نهادی به سطوح پایین‌تر رشد و توسعه اقتصادی منجر می شود و یا سطوح پایین رشد و توسعه اقتصادی، توانایی دولت در ایجاد و حمایت از نهادهای مستحکم کاهش می‌دهد.

---

1. Delis et al.
2. Meisel
3. Stiglitz
4. Political Pressure
5. Hansoon

برای مثال در مطالعه ناک و کیفر[1] (۱۹۹۷) متغیرهای نهادی، تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند و بهبود کیفیت نهادی، افزایش نرخ رشد اقتصادی کشورها را در پی دارد، لیکن به لحاظ تقدم یا تأخر زمانی اثرگذاری متغیرها بر یکدیگر، رشد اقتصادی مقدم بر تغییرات کیفیت نهادی، مد نظر قرار گرفته است. همچنین گلسر[2] (۲۰۰۴)، رشد را علت بهبود کیفیت نهادها می‌داند، بدین معنی که صرفاً کشورهای ثروتمند توانایی ایجاد نهادهای باکیفیت رادارند. گلداسمیت[3] (۲۰۰۷) نیز معتقد است شفافیت، پاسخگویی و مشارکت بیشتر قبل از آن‌که علت مستقیم توسعه باشند، غالباً نتیجه‌اند و با تحلیل تاریخی تجارب آمریکا، آرژانتین، موریس و جامائیکا به این نتیجه می‌رسد که در آمریکا و آرژانتین، رشد اقتصادی قبل از آن‌که اصلاحات حکمرانی پیاده شود، به وقوع پیوسته است. بنابراین درون‌زایی متغیرها تفسیر این نتیجه را که نهادهای باکیفیت، علت رشد اقتصادی بوده و مقدم بر آن هستند را با ابهام مواجه می‌کند.

بر اساس نتایج مطالعه آرنت و اومان[4] (۲۰۰۸) برخی پژوهشگران معتقدند که هر دو متغیر به شکل درون‌زا تعیین می‌شوند و به‌طور متقابل بر یکدیگر مؤثرند. پیشرفت و بهبود نهادها موجب افزایش درآمد و رشد اقتصادی شده و رشد و توسعه نیز موجب بهبود نهادها می‌شوند.

به‌هرحال هیچ‌یک از پژوهش‌های یادشده نقش کیفیت تنظیم‌گری و منابع طبیعی تجدید ناپذیر را بررسی نکرده‌اند. البته مهرآرا و کیخا (۲۰۰۹)، بهبودی و اصغرپور (۲۰۱۲)، عبادی و نیکونسبتی (۲۰۱۲)، متفکرآزاد و ممی‌پور (۲۰۱۳) و معینی فرد و مهرآرا (۲۰۱۵) معتقدند که منابع مذکور به‌طور ذاتی مانع رشد اقتصادی نیستند بلکه نحوه رفتار و ساختار نهادی نحوه تأثیر منابع بر رشد اقتصادی را رقم می‌زند.

بر این اساس در پژوهش حاضر تلاش خواهد شد نقش عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در چارچوب یک الگوی رشد درون‌زا با لحاظ کردن توأمان نقش کیفیت تنظیم‌گری و منابع طبیعی تجدید ناپذیر بررسی شود. بدین ترتیب شکاف پژوهشی، پوشش داده‌شده و گامی مهم در راستای

---

1. Knack and Keefer
2. Glaeser
3. Goldsmith
4. Arndt and Oman

پژوهش‌های قبلی برداشته خواهد شد.

۳- ارائه الگوی نظری و حل آن

۳-۱- الگو

مدل‌های رشد نئوکلاسیکی از دهه‌های ابتدایی قرن بیستم تا اواخر دهه ۸۰ مسلط بوده‌اند؛ اما به دنبال پژوهش‌های آبرامویچ[1] (۱۹۸۶)، بامول[2] (۱۹۸۶)، رومر[3] (۱۹۸۶) و لوکاس[4] (۱۹۸۸) «الگوهای رشد درون‌زا» معرفی شد و توسعه یافت. بر اساس این الگوها، سرمایه و فن‌آوری و همچنین سازوکارهای درونی یک اقتصاد (همانند آموزش و پژوهش) از اجزای درون‌زای رشد اقتصادی هستند. مطالعه حاضر نیز به دنبال تدوین یک الگوی رشد درون‌زاست که خلاصه آن در ادامه آورده می‌شود.

در راستای هدف پژوهش، بر اساس مطالعه استیگلیتز (۱۹۷۴) یک الگوی اولیه رشد معرفی‌شد که نقش منابع طبیعی در کیفیت تنظیم‌گری (کیفیت نهادی) و نقش این دو عامل در رشد اقتصادی در آن گنجانده‌شده است. شایان‌ذکر است که فرض شده مالکیت منابع طبیعی متعلق به بخش عمومی است. همانند عیت و همکاران[5] (۲۰۰۸) و جعفری و همکاران (۲۰۱۴) فرض شده که هر فرد یک واحد نیروی کار دارد که آن‌را در بخش مولد یا غیرمولد عرضه می‌کند. نیروی کار عرضه شده در بخش مولد به پیروی از چو[6] (۲۰۰۶)، رحمانی و همکاران (۲۰۰۷) و جعفری و همکاران (۲۰۱۴) می‌تواند به سه بخش کالای نهایی، تغییرات کیفیت تنظیم‌گری (بخش عمومی) و ایجاد فنّاوری جدید (تحقیق و توسعه) اختصاص یابد. نحوه تخصیص نیروی کار بین فعالیت مولد و غیرمولد به محیط اقتصادی، اجتماعی و سیاسی و به نوعی کیفیت نهادی آن کشور بستگی دارد. سهم نیروی کار عرضه شده برای فعالیت مولد با $m \in [0,1]$ نشان داده می شود که همانند

---

1. Abramovitz
2. Baumol
3. Romer
4. Lucas
5. Aidt et al.
6. Chou

چن و چو[1] (۲۰۰۴) تابعی افزایشی از کیفیت نهادی، در نظر گرفته شده است[2]:

$$m = q^j \qquad 0 \le j \le 1 \qquad (۱)$$

که در آن $q \in [0,1]$ کیفیت نهادی است. کیفیت نهادی همانند خدمات عمومی است و بر خلاف سرمایه‌گذاری و مصرف، تا حدودی رقابت ناپذیر[3] است، بنابراین:

$$q = Q(t)/L(t)^{\tau} \qquad (۲)$$

که در آن $L(t)$، $Q(t)$ و τ به ترتیب نشان‌دهنده اندازه نیروی کار، کیفیت تنظیم‌گری و اثر ازدحام[4] است. نیروی کار مانند جمعیت با نرخ رشد برون‌زا و ثابت n به‌صورت نمایی رشد می‌کند: $L(t) = L(0)e^{nt}$. اگر $\tau = 1$ باشد، آنگاه کیفیت نهادی همانند مصرف و سرمایه‌گذاری کاملاً رقابت‌پذیر می‌شود؛ و اگر $\tau = 0$ باشد به مفهوم این است که کیفیت نهادی کاملاً رقابت ناپذیر است. با جایگزینی رابطه (۲) در رابطه (۱)، خواهیم داشت:

$$m = (Q(t)/L(t)^{\tau})^j \qquad (۳)$$

در این مقاله، فرض می‌شود اقتصاد شامل افراد زیادی با طول عمر نامحدود و ترجیحات یکسان و افق برنامه‌ریزی نامحدود است. بنابراین تابع رفاه مصرف‌کننده، منعکس‌کننده تابع رفاه جامعه نیز خواهد بود. همچنین تابع مطلوبیت خانوار نماینده به‌صورت تابعی از مصرف خصوصی و کیفیت تنظیم‌گری (به‌عنوان نماینده‌ای از کیفیت نهادی) است[5] که از تابع جدایی‌ناپذیر شماره (۴) پیروی می‌کند[6]:

---

1. Chen and Chou

۲. حروف کوچک بیانگر مقادیر سرانه و حروف بزرگ بیانگر مقادیر کل هستند.

3. Partially Nonrivalrous

۴. اثر ازدحام (Congestion Effect) بیانگر آن است که مصرف یک نفر از یک کالا، به چه میزان برای مصرف دیگران محدودیت ایجاد می‌کند. به عبارتی کالاهای خصوصی کاملاً رقابت‌پذیر بوده و مصرف یک فرد از این کالاها، موجب کاهش مصرف فرد دیگر می‌شود لیکن کالاهای عمومی، تفکیک‌ناپذیر و غیرقابل رقابت در مصرف هستند با این وجود همه خدمات و کالاهای عمومی حتی محض‌ترین آن‌ها یعنی دفاع ملی نیز با درجه‌ای از ازدحام مواجه‌اند.

۵. ورود متغیر کیفیت تنظیم‌گری برای درون‌زا فرض کردن ترجیحات است.

۶. بر اساس یافته‌های کاما و شوبرت (Kama and Schubert, 2004)، جدایی‌ناپذیر گرفتن شکل تبعی تابع مطلوبیت

$$U(C(t),(Q(t)) = \left[\left(C(t)Q(t)^{\psi}\right)^{1-\theta} - 1\right]/(1-\theta) \qquad (۴)$$

که در آن C(t) و Q(t) به ترتیب بیانگر مصرف خصوصی و کیفیت تنظیم‌گری است. پارامتر ψ مطلوبیت نسبی ناشی از کیفیت تنظیم‌گری و بهبود محیط اقتصادی، اجتماعی و سیاسی را نشان می‌دهد. تابع مطلوبیت (۴) از ویژگی ریسک‌گریزی نسبی ثابت[1] برخوردار است. ازآن‌جا که به منظور استخراج وضعیت پایدار بهینه با یک نرخ مثبت لازم است تا کشش مطلوبیت نهایی نسبت به مصرف طی زمان ثابت باشد، از این نوع تابع مطلوبیت استفاده‌شده است (سالا-آی مارتین، ۲۰۰۴). این شکل از تابع مطلوبیت، با تغییراتی جزئی در پژوهش‌های زیادی ازجمله مولیگان و سالا-آی مارتین[2] (۱۹۹۳)، ژانگ و وانگ[3] (۲۰۰۶)، کاما و شوبرت[4] (۲۰۰۴)، جعفری و همکاران (۲۰۱۴) و صمدی و همکاران (۲۰۱۹) استفاده شده است.

برای بررسی نقش عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی تعادلی در یک اقتصاد غنی از منابع طبیعی تجدید ناپذیر، بر اساس استیگلیتز (۱۹۷۴) و گروت و شو[5] (۲۰۰۲) منابع طبیعی تجدید ناپذیر به عنوان یک عامل تولید وارد تابع تولید شده است. همچنین بر اساس هدف پژوهش، کیفیت نهادی (کیفیت تنظیم‌گری) به عنوان یکی از شاخص‌های مؤثر بر رشد اقتصادی از کانال میزان عرضه نیروی کار مولد وارد تابع تولید شده است. در نتیجه تابع تولید به صورت رابطه (۵) نوشته می‌شود:

$$Y(t) = A(t)K(t)^{\alpha}(u_Y mL(t))^{\beta}R(t)^{\gamma} \qquad 0 < \alpha,\beta,\gamma < 1 \qquad (۵)$$

در این تابع Y(t) نشان‌دهنده تولید کالای نهایی، A(t) نشان‌دهنده سطح فنّاوری، K(t) نشان‌دهنده حجم سرمایه فیزیکی، L(t) نشان‌دهنده اندازه نیروی کار، u_Y نشان‌دهنده سهم نیروی کار مولد در تولید کالاهای نهایی و سرانجام R(t) نشان‌دهنده جریان منابع طبیعی تجدید ناپذیر است. با جایگزین کردن رابطه (۳) در رابطه (۵) خواهیم داشت:

نتایج بهتری را برای بیشینه‌سازی مطلوبیت به همراه خواهد داشت (صمدی و همکاران، ۲۰۱۹: ۶۳).

1. Constant Coefficient of Relative Risk Aversion (CRRA)
2. Mulligan and Sala-i-Martin
3. Zhang and Wang
4. Kama and Schubert
5. Groth and Schou

$$Y(t) = A(t)K(t)^{\alpha}(u_Y(Q(t)/L(t)^{\tau})^{j}L(t))^{\beta}R(t)^{\gamma} \qquad 0 < \alpha, \beta, \gamma < 1 \quad (۶)$$

اقتصاددانان معتقدند، بلای منابع طبیعی (نفرین منابع) در کشورهایی مصداق دارد که به‌علت ناتوانی در مدیریت پایدار عایدات منابع طبیعی با نرخ‌های پایین‌تر پس‌انداز و تبعات ناشی از پایین بودن نرخ پس‌انداز مواجه هستند. وضعیت کیفیت نهادی در یک کشور بر جایگاه و نقش منابع طبیعی به‌عنوان موهبت یا مصیبت موثر است. از سوی دیگر، کیفیت محیط نهادی و حکمرانی ممکن است در کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان در قیاس با کشورهای فاقد منابع طبیعی پایین‌تر باشد. پس این سؤال مطرح می‌شود که آیا وجود منابع طبیعی می‌تواند تأثیر مثبت یا منفی بر کیفیت تنظیم‌گری داشته باشد؟

در راستای پاسخ‌گویی به این سوال، بخش عمومی به ادبیات مدل‌های رشد درون‌زا اضافه شده تا تأثیر منابع طبیعی تجدید ناپذیر به‌عنوان یک عامل اثرگذار بر کارایی بخش عمومی در بهبود یا تخریب کیفیت تنظیم‌گری مشخص شود. در مطالعه حاضر با استناد به مطالعه جعفری و همکاران (۲۰۱۴)، و در نظر گرفتن منابع طبیعی تجدید ناپذیر به‌عنوان یک عامل اثرگذار بر کارایی بخش عمومی، معادله حرکت کیفیت تنظیم‌گری به صورت رابطه (۷) ارائه شده است:

$$\dot{Q} = \tilde{G}(t)\left(u_Q m L(t)\right)^{\eta} Q(t)^{\varepsilon} y(t)^{\xi} \qquad (۷)$$

که در آن $\tilde{G}(t) = \bar{G}.R(t)^{\varphi}$ و نشان‌دهنده کارایی بخش عمومی در بهبود کیفیت تنظیم‌گری است. در رابطه اخیر، $\bar{G}$ عامل انتقال و منعکس‌کننده سایر عواملی است که $\tilde{G}$ را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اگر φ منفی باشد، آنگاه منابع طبیعی با فرض این‌که حاکمیت و استخراج بر عهده دولت است، می‌تواند به کاهش کارایی بخش عمومی و درنتیجه تخریب کیفیت تنظیم‌گری منتهی شود. u_Q سهمی از عرضه نیروی کارِ بخش مولد است که به اجرا و ایجاد تنظیم‌گری تخصیص یافته است. در اقتصادهایی که کیفیت تنظیم‌گری در آن‌ها بالا است، از دانش و تخصص بیشتری در بهبود کیفیت تنظیم‌گری برخوردارند، در رابطه (۷) سطح تنظیم‌گری با ضریب مثبت ε نشان‌دهنده تأثیر مثبت کیفیت موجود تنظیم‌گری بر بهبود وضعیت تنظیم‌گری است. به علاوه، $y(t)$ تولید سرانه و ضریب ξ میزان تأثیر آن بر تغییر در کیفیت تنظیم‌گری را نشان می‌دهد. با جایگزینی $\tilde{G} = \bar{G}.R(t)^{\varphi}$ و روابط (۱) و (۲) در رابطه (۷) خواهیم داشت:

$$\dot{Q} = \bar{G}.R(t)^{\varphi}(u_Q(Q(t)/L(t)^{\tau})^{j}L(t))^{\eta}Q(t)^{\varepsilon}y(t)^{\xi} \qquad (۸)$$

در مدل‌های رشد اقتصادی، تحقیق و توسعه به عنوان موتور رشد اقتصادی مورد تأکید قرار گرفته‌اند.

تحقیق و توسعه به ارائه کالاهای سرمایه‌ایِ جدیدی منتج می‌شود که نقش بیشتر و موثرتری در تولید نسبت به کالاهای سرمایه‌ایِ موجود دارند. همچنین تحقیق و توسعه به دلیل ایجاد پیامدهای جانبی برای موجودی علم و دانش موجب کاهش هزینه های آتی تحقیق و توسعه می‌شود. در این مطالعه همانند جونز[1] (۱۹۹۵)، فرض شده که تولید ایده‌های جدید در بخش تحقیق و توسعه وابسته به سطح فنّاوری و نیروی کار است. همچنین با تأسی از الگوی مورد استفاده در مطالعه جعفری و همکاران (۲۰۱۴) فرض شده که کیفیت تنظیم‌گری با اثرگذاری بر عرضه نیروی کار مولد در تحقیق و توسعه، تغییرات فنّاورانه را متأثر می‌سازد. در نتیجه:

$$\dot{A} = \sigma(u_A mL(t))^{\chi}A(t)^{\omega} = \sigma(u_A(Q(t)/L(t)^{\tau})^{j}L(t))^{\chi}A(t)^{\omega} \qquad (۹)$$

که در آن، ω و χ به ترتیب سهم سطح دانش و سهم نیروی کار مولد در تولید فنّاوری جدید است. پارامتر σ عامل انتقال و u_A بخشی از نیروی کار مولد عرضه شده برای تحقیق و توسعه است.

سرانجام معادله انباشت سرمایه می‌تواند همانند فرییرا-لوپز[2] و همکاران (۲۰۰۹)، گروت و شو (۲۰۰۲)، روستا- پالما[3] و همکاران (۲۰۱۰)، صمدی و همکاران (۲۰۱۲) و جعفری و همکاران (۲۰۱۴) به شکل رابطه (۱۰) تعریف شود:

$$\dot{K} = Y(t) - C(t) - \delta_K K(t) \qquad \delta_K \geq 0 \quad K(0) = K > 0 \qquad (۱۰)$$

که در آن، $C(t)$ مصرف و δ_K نرخ استهلاک سرمایه است.

در نهایت جهت تکمیل الگو، برای دولت قاعده مالیِ بودجه متوازن به شکل $G = T$ در نظر گرفته می‌شود. البته با توجه به هدف پژوهش و به پیروی از استیگلیتز (۱۹۷۴)، گروت و شو (۲۰۰۲) و جعفری و همکاران (۲۰۱۴) مالکیت منابع طبیعی تجدید ناپذیر متعلق به بخش عمومی

[1]. Jones
[2]. Ferreira-Lopes et al.
[3]. Roseta-Palma et al.

در نظر گرفته شده است. برای سادگی، هزینه استخراج منابع و نا اطمینانی در الگو در نظر گرفته نمی‌شود و بنابراین معادله حرکت منابع طبیعی تجدید ناپذیر به‌صورت رابطه (۱۱) خواهد بود:

$$\dot{S} = -R(t) \qquad S(0) = S_0 > 0 \qquad (11)$$

از آنجا که فرض شده موجودی اولیه مقدار ثابت S_0 است، درنتیجه حجم ذخایر اثبات‌شده با استخراج منابع کاهش می‌یابد و مسیرهای رشد بالا تحت تأثیر قرار خواهند گرفت. در همین رابطه، یک سؤال مهم در ادبیات مدل‌های رشد اقتصادی باوجود منابع طبیعی تجدید ناپذیر این است که آیا رشد اقتصادی حاصل از منابع طبیعی تجدید ناپذیر، پایدار است؟ آقیون و هویت[1] (۱۹۹۸)، باربیر[2] (۱۹۹۹) و گریمود و راگ[3] (۲۰۰۵) نشان داده‌اند که حتی اگر حجم منابع طبیعی متناهی باشد، با فنّاوری درون‌زا می‌توان در بلندمدت، به رشد اقتصادی پایدار رسید.

۳-۲- حل الگو

به منظور تجزیه‌وتحلیل نظری الگو، با استفاده از نظریه کنترل بهینه[4] و توابع تصریح شده در بخش قبل، رفتار حداکثر سازی مطلوبیت بین دوره‌ای خانوار در چارچوب مسئله برنامه‌ریزی اجتماعی برای یک خانوار نماینده با استفاده از روابط (۶)، (۸)، (۹)، (۱۰) و (۱۱)، به صورت روابط (۱۲) است:

$$max \int_0^{\infty} U\big(C(t), Q(t)\big)e^{-\rho t}dt = \int_0^{\infty} \frac{\left[(C(t)Q(t)^{\psi})^{1-\theta} - 1\right]}{1-\theta} e^{-\rho t}dt$$
$$s.t.\ Y(t) = A(t)K(t)^{\alpha}(u_Y mL(t))^{\beta}R(t)^{\gamma}$$
$$\dot{Q} = \bar{G}.R(t)^{\varphi}(u_Q mL(t))^{\eta}Q(t)^{\varepsilon}y^{\xi}$$
$$\dot{S} = -R(t)$$
$$\dot{K} = Y(t) - C(t) - \delta_K K(t)$$
$$\dot{A} = \sigma(u_A mL(t))^{\chi}A(t)^{\omega} \qquad (12)$$

بنابراین تابع همیلتونی[5] به صورت رابطه (۱۳) تشکیل می‌شود:

$$H(t) = \{[(C(t)Q(t)^{\psi})^{1-\theta} - 1]/(1-\theta)\} +$$

1. Aghion and Howitt
2. Barbier
3. Grimaud and Rouge
4. Optimal Control Theory
5. Hamiltonian Function

$$\lambda_Q[\bar{G}R(t)^{\varphi}(u_Q mL(t))^{\eta}Q(t)^{\varepsilon}y^{\xi}] + \lambda_S[-R(t)] + \lambda_K[Y(t) - C(t) - \delta_K K(t)] + \lambda_A[\sigma(u_A mL(t))^{\chi}A(t)^{\omega}] \quad (۱۳)$$

شـــرایط مرتبه اول بهینه‌ســـازی برای چهار متغیر کنترل[1] (R، u_Q، u_y و C) و چهار متغیر وضعیت[2] (S، A، K و Q) به ترتیب روابط (۱۴) تا (۲۲) خواهد بود:

$$\frac{\partial H}{\partial C} = 0 \Rightarrow C^{-\theta}Q^{\psi(1-\theta)} = \lambda_K \quad (۱۴)$$

$$\frac{\partial H}{\partial u_Q} = 0 \Rightarrow \eta\lambda_Q\bar{G}R^{\varphi}\left(u_Q mL\right)^{\eta}Q^{\varepsilon}y^{\xi}/u_Q = 0 \quad (۱۵)$$

$$\frac{\partial H}{\partial u_A} = 0 \Longrightarrow \chi\lambda_A\sigma(u_A mL)^{\chi}A^{\omega}/u_A = 0 \quad (۱۶)$$

$$\frac{\partial H}{\partial u_y} = 0 \Longrightarrow [\xi\beta\lambda_Q\bar{G}R^{\varphi}\left(u_Q mL\right)^{\eta}Q^{\varepsilon}y^{\xi} + \beta\lambda_K Y]/u_y = 0 \quad (۱۷)$$

$$\frac{\partial H}{\partial R} = 0 \Longrightarrow \frac{\lambda_S}{\lambda_K} = -\frac{\varphi Y}{\xi R} \quad (۱۸)$$

$$\frac{\partial H}{\partial Q} - \lambda_Q\rho = -\dot{\lambda}_Q \Longrightarrow \frac{\dot{\lambda}_Q}{\lambda_Q} = \rho + \bar{G}R^{\varphi}(u_Q mL)^{\eta}Q^{\varepsilon-1}y^{\xi}\left(\frac{\xi\psi C}{Y} - \varepsilon\right) \quad (۱۹)$$

$$\frac{\partial H}{\partial s} - \lambda_S\rho = -\dot{\lambda}_S \Longrightarrow \frac{\dot{\lambda}_S}{\lambda_S} = \rho \quad (۲۰)$$

$$\frac{\partial H}{\partial K} - \lambda_K\rho = -\dot{\lambda}_K \Longrightarrow \frac{\dot{\lambda}_K}{\lambda_K} = (\rho + \delta_K) \quad (۲۱)$$

$$\frac{\partial H}{\partial A} - \lambda_A\rho = -\dot{\lambda}_A \Longrightarrow \frac{\dot{\lambda}_A}{\lambda_A} = \rho - \omega\sigma(u_A mL)^{\chi}A^{\omega-1} \quad (۲۲)$$

شرایط پایان‌پذیری (تراگردی)[3] نیز به‌صورت روابط (۲۳) خواهد بود:

$$\lim_{t\to\infty}\lambda_Q(t)Q(t)e^{-\rho t} = 0 \qquad \lim_{t\to\infty}\lambda_K(t)K(t)e^{-\rho t} = 0$$
$$\lim_{t\to\infty}\lambda_S(t)S(t)e^{-\rho t} = 0 \qquad \lim_{t\to\infty}\lambda_A(t)A(t)e^{-\rho t} = 0 \quad (۲۳)$$

اکنون به خلا صه سازی و ا ستخراج روابط نهایی پرداخته می شود. با ترکیب روابط (۱۷) و (۱۸) نتیجه می‌شود:

$$\frac{\lambda_S}{\lambda_Q} = \varphi\bar{G}R(t)^{\varphi-1}(u_Q mL(t))^{\eta}Q(t)^{\varepsilon}y^{\xi} \quad (۲۴)$$

م سیر کارای درونی برای متغیرهای الگو، $(C, Q, S, R, K, A)_{t=0}^{\infty}$، م سیر ر شد متوازن[4] ا ست

---

1. Decision or Control Variable
2. State Variable
3. Transversality Conditions
4. Balanced Growth Path

اگر همگی با نرخ ثابتی رشد یابند. بنابراین شرایط زیر باید برقرار باشد: ۱) $g_S = g_R = g_R^*$ که g_R^* یک مقدار ثابت است؛ ۲) $g_C = g_K = g_Y = g^*$؛ ۳) g^* و g_R^* شرط $g(1-\alpha) = g_A^* + \beta n + \gamma g_R^*$ را برآورده کنند؛ ۴) مقادیر u_A, u_Q, u_Y, m, q ثابت بمانند؛ ۵) $g_A^* = \frac{n\chi}{1-\omega}$ و ۶) $g_Q^* = \frac{\varphi g_R^* + \xi g^* + n\eta - n\xi}{1-\varepsilon}$.

رابطه (۱۴) بیانگر آن است که شرط لازم جهت بهینه‌سازی مصرف، برابر بودن قیمت سایه سرمایه با مطلوبیت نهایی مصرف ($C(t)^{-\theta}Q(t)^{\psi(1-\theta)}$) است. جهت به دست آوردن معادله اولر یا قاعده کینز- رمزی، از طرفین این رابطه لگاریتم و سپس دیفرانسیل گرفته می‌شود. سپس با جایگذاری رابطه (۲۱) نتیجه می‌شود:

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{1}{\theta}\left[\psi(1-\theta)\frac{\dot{Q}}{Q} - (\rho + \delta_K)\right] \qquad (۲۵)$$

بر اساس رابطه فوق، نرخ رشد مصرف در طول مسیر بهینه به پارامترهای عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای (θ)، مطلوبیت نسبی ناشی از کیفیت تنظیم‌گری و بهبود محیط اقتصادی، اجتماعی و سیاسی در جامعه (ψ)، نرخ ترجیح زمانی (ρ) و نرخ استهلاک سرمایه (δ_K) بستگی دارد.

به همین ترتیب از رابطه (۲۴) لگاریتم و سپس دیفرانسیل گرفته شده، سپس با استفاده از روابط (۶) از شرایط تعریف فوق و رابطه (۲۰)، دو رابطه (۲۶) و (۲۷) حاصل می‌شود:

$$g_R^* = \frac{\rho - (\varepsilon+1)g_Q - n(\eta-\varepsilon) - \xi g}{(\varphi-1)}, \qquad (۲۶)$$

$$g_R^* = \frac{(1-\alpha)(1-\omega)[(1-\varepsilon)(\rho - n(\eta-\varepsilon)) - (\varepsilon+1)(n\eta+n\xi)] - 2\xi(n\chi - (1-\omega)\beta n)}{(1-\varepsilon)(\varphi-1)(1+\varepsilon\varphi+\varphi)(1-2\xi+2\xi\omega)(1-\alpha)(1-\omega)}. \qquad (۲۷)$$

همچنین اگر از رابطه (۱۸) لگاریتم و سپس دیفرانسیل گرفته شود، سپس با توجه به روابط (۲۰) و (۲۱) نتیجه می‌شود که:

$$g = g_R^* + \delta_K. \qquad (۲۸)$$

در ادامه، با توجه به رابطه (۲۸) و همچنین رابطه (۲۶)، نرخ رشد اقتصادی در وضعیت پایا به شکل رابطه (۲۹) خواهد بود:

$$g = \frac{(\varepsilon+1)g_Q - \rho + n(\eta-\varepsilon) + (1-\varphi)\delta_K}{(1-\varphi)(1+\xi)}. \qquad (۲۹)$$

بر اساس رابطه (۲۹)، نرخ رشد اقتصادی در وضعیت پایا به پارامترهای تأثیر کیفیت موجود تنظیم‌گری بر بهبود کیفیت تنظیم‌گری (ε)، نرخ ترجیح زمانی (ρ)، نرخ رشد جمعیت (n)، تأثیر منابع طبیعی تجدید ناپذیر بر تغییر کیفیت تنظیم‌گری (φ)، سهم نیروی کار مولد در زیر بخش عمومی در بهبود کیفیت تنظیم‌گری (η)، نرخ استهلاک سرمایه (δ_K) و تأثیر درآمد سرانه بر تغییر کیفیت تنظیم‌گری (ξ) بستگی دارد.

چنانچه از رابطه (۲۹) نسبت به g_Q مشتق گرفته شود:

$$\frac{\partial g^*}{\partial g_Q{}^*} = \frac{(\varepsilon+1)}{(1-\varphi)(1+\xi)}. \qquad (۳۰)$$

بر اساس رابطه (۳۰) سهم کیفیت موجود تنظیم‌گری بر بهبود کیفیت تنظیم‌گری (ε) با رشد اقتصادی رابطه مثبت دارد. سهم منابع طبیعی تجدید ناپذیر بر تغییر کیفیت تنظیم‌گری (φ) نیز با رشد اقتصادی رابطه مثبت داشته به نحوی که اگر منابع طبیعی تجدید ناپذیر، تخریب کیفیت تنظیم‌گری را در پی داشته باشد، سبب کاهش تأثیر مثبت منابع مذکور بر رشد اقتصادی خواهد شد. همچنین کشش درآمد سرانه نسبت به تغییر کیفیت تنظیم‌گری (ξ) بر رشد اقتصادی، رابطه معکوس خواهد داشت. بنابراین برآیند تأثیر تغییر کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی به مقدار سه پارامتر یادشده بستگی داشته که برآیند آن‌ها می‌تواند بر رشد، اثر مثبت و یا منفی داشته باشد. تأثیر مثبت کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی منطبق با پژوهش‌های رودریک (۱۹۹۹)، مارک گراد شتاین (۲۰۰۲)، سیلبربرگر و کونیگر (۲۰۱۶) است. همچنین تأثیر منفی کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی، منطبق با یافته‌های لویزا و همکاران (۲۰۰۵) و دلیز و همکاران (۲۰۱۱) و همچنین هشدار استیگلیتز (۱۹۹۸) در خصوص تسخیر سیاسی است.

۵- تحلیل یافته‌ها

به منظور مقداردهی به پارامترهای الگوی تدوین شده، از دو روش استفاده می شود. برخی پارامترها با روش‌های اقتصاد سنجی برآورد و موارد باقی مانده حسب مورد از پژوهش‌های پیشین استخراج شده است. اکثر پارامترها پس از انتخاب الگو و شکل تبعی روابط با دو روش حداقل

مربعات معمولی و حداقل مربعات سه مرحله‌ای برآورد شدند[1]. برای پارامترهای نرخ ترجیح زمانی (ρ)، معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای (θ)، مطلوبیت نسبی ناشی از کیفیت تنظیم‌گری و بهبود محیط نهادی (ψ) و نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی (δ_K) از سایر پژوهش‌ها استفاده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در مورد پارامترهایی از مدل که در سایر پژوهش‌ها برآورد و استفاده شدند، میان برآوردهای مطالعه حاضر با سایر برآوردها تفاوت قابل توجهی وجود ندارد (جدول ۱).

مقدار نرخ ترجیح زمانی در پژوهش کیارسی (۲۰۰۷) برابر ۰/۰۹، عباسی نژاد و همکاران (۲۰۰۹) و عبدلی (۲۰۰۹) برابر ۰/۰۷۲، شاه‌مرادی و همکاران (۲۰۱۰) برابر ۰/۰۴، کیارسی و همکاران (۲۰۱۰) برابر ۰/۰۹ و اسلاملوئیان و استادزاده (۲۰۱۴) برابر ۰/۰۲۳۸ در نظر گرفته‌شده است. دلالی و همکاران (۲۰۰۸) و جعفری و همکاران (۲۰۱۴) با بررسی تأثیر عوامل مختلف بر نرخ ترجیح زمانی نتیجه می‌گیرند که در جامعه‌ای با سطح تحصیلات بالا، امید به زندگی طولانی و درآمد سرانه بالا، نرخ ترجیح زمانی پایین است. با توجه به این ملاحظات، در ایران به‌عنوان یک کشور درحال‌توسعه، این پارامتر از مقدار نسبتاً بالایی برخوردار خواهد بود. به همین دلیل در این مطالعه از برآورد کیارسی و همکاران (۲۰۱۰) که مقدار سالانه عامل تنزیل را در وضعیت پایدار ۰/۰۹ برآورد کردند، استفاده‌شده است.

معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای (θ) یا همان ضریب ریسک‌گریزی نسبی نشان‌دهنده

[1]. با توجه به دسترسی به داده‌ها، دوره زمانی پژوهش ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۰ انتخاب شده است. تولید ناخالص داخلی و موجودی سرمایه فیزیکی از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی، جمعیت و نیروی‌کار از داده‌های مرکز آمار ایران، سهم منابع طبیعی نفت و گاز از تولید ناخالص داخلی و شاخص کیفیت تنظیم‌گری از داده‌های بانک جهانی، اطلاعات مربوط به سرمایه تحقیق و توسعه و هزینه‌های تحقیق و توسعه تا سال ۱۳۸۳ از مطالعه امینی و حجازی زاده (۱۳۸۷) و برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۰ از شاخص بانک جهانی (WDI) بدست آمده‌اند. سهم نیروی‌کار در تولید نهایی و سهم نیروی‌کار در دولت از برآورد سازمان مدیریت (۱۳۷۹-۱۳۸۳) و گزارش‌های بررسی شاخص‌های عمده بازار کار (۱۳۸۴-۱۴۰۰) جمع‌آوری شده‌اند. سرانجام سهم نیروی‌کار مولد در بخش تحقیق و توسعه از نتایج آمارگیری از کارگاه‌های دارای فعالیت تحقیق و توسعه مرکز آمار ایران استخراج شده است.

میزان تمایل مصرف‌کننده به انتقال مصرف بین دوره‌های زمانی مختلف است. هرچه این پارامتر کوچک‌تر باشد، مطلوبیت نهایی با نرخ کمتری کاهش می‌یابد و روند صعودی یا نزولی بودن مصرف، کندتر خواهد بود. کیارسی و همکاران (۲۰۱۰) مقدار ۰/۱، کریم زاده و همکاران (۲۰۱۲) و جعفری و همکاران (۲۰۱۴) مقدار ۰/۳۱، دلالی اصفهانی و همکاران (۲۰۱۶) مقدار ۰/۶۲ و ایزدخواستی (۲۰۱۸) مقدار ۰/۵ را برای این پارامتر در اقتصاد ایران لحاظ کردند. با توجه به قرابت موضوعی بر اساس جعفری و همکاران (۲۰۱۴) مقدار θ برابر با ۰/۳۱ در نظر گرفته‌شده است.

پارامتر مطلوبیت نسبی ناشی از کیفیت تنظیم‌گری و بهبود محیط نهادی (ψ)، معرف ترجیحات مصرف‌کنندگان درخصوص کیفیت نهادی در جامعه است که در این مطالعه به تبعیت از سوآرز[1] و همکاران (۲۰۱۲) و جعفری و همکاران (۲۰۱۴) فرض شده وزنی که مصرف‌کننده برای کیفیت نهادی در نظر می‌گیرد، از وزن اختصاص داده‌شده به مصرف کمتر است. بنابراین وزن ۰/۶ برای این پارامتر در نظر گرفته شده است.

نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی (δ_K) در مطالعه امینی و نشاط (۲۰۰۵)، کریم‌زاده و همکاران (۲۰۱۲) و صمدی و همکاران (۲۰۱۹) ۰/۰۳۷ در نظر گرفته‌شده است. عباسی نژاد و همکاران (۲۰۰۹) و جعفری و همکاران (۲۰۱۴) مقدار ۰/۰۹۶ را استفاده کردند. در مطالعه دلالی و همکاران (۲۰۱۶) بر اساس سالنامه آماری سال ۱۳۸۶ نرخ استهلاک ۰/۱۰ در نظر گرفته‌شده است. ایزدخواستی (۲۰۱۸) و کیارسی و همکاران (۲۰۱۰) مقدار ۰/۰۵ را استفاده کردند. در مطالعه حاضر نرخ استهلاک ۰/۰۵ در نظر گرفته‌شده است.

کشش تولید نسبت به منابع طبیعی تجدید ناپذیر (γ) منفی به‌دست‌آمده است. به‌طورمعمول انتظار این است که بهره‌برداری بیشتر از منابع طبیعی مانند نفت موجب افزایش تولید شود؛ اما پدیده‌های نفرین منابع و بیماری هلندی آثار منفی این بهره‌برداری را بر بخش حقیقی اقتصاد نشان دادند. در همین راستا، برخی پژوهش‌ها مانند بهبودی و همکاران (۲۰۱۲) و هادیان و میرهاشمی (۲۰۱۸) و مهرآرا و همکاران (۲۰۱۱) کشش تولید نسبت به منابع طبیعی تجدید ناپذیر را منفی

[1]. Soares

ارزیابی کرده‌اند. همچنین یافته پژوهش حاضر این است که با افزایش کیفیت تنظیم‌گری، رابطه نرخ رشد منابع طبیعی تجدید ناپذیر با رشد اقتصادی از منفی به مثبت تغییر می‌یابد. بنابراین نتایج پژوهش‌های مهرآرا و کیخا (۲۰۰۸)، بهبودی و اصغرپور (۲۰۱۲)، عبادی و نیکونسبتی (۲۰۱۲)، متفکرآزاد و ممی‌پور (۲۰۱۳) و معینی فرد و مهرآرا (۲۰۱۵) مبنی بر این که منابع طبیعی به طور ذاتی مانع رشد اقتصادی نیستند، بلکه رفتار دولت و ساختار نهادی نحوه تأثیر آن بر رشد اقتصادی را تعیین می‌کند، تأیید می‌شود.

سرانجام، در خصوص ضریب مربوط به سهم نیروی کار مولد در بخش تولید نهایی (β)، به جهت قرابت موضوعی از مقدار ضریب در مطالعه جعفری و همکاران (۲۰۱۴) که معادل ۰/۴۹ است، استفاده‌شده است (لازم به ذکر است که بر اساس برآوردها، ضریب یاد شده از لحاظ آماری بی‌معنی است).

جدول ۱: مقادیر اولیه جهت حل تجربی الگو برای اقتصاد ایران

نماد	پارامتر	مقدار	منبع	دامنه تغییرات در سایر پژوهش‌ها
ρ	نرخ رجحان زمانی	۰/۰۹۰	کیارسی و همکاران (۲۰۱۰)	از ۰/۰۱ تا ۰/۰۹
θ	معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای	۰/۳۱۰	جعفری و همکاران (۲۰۱۴)	از ۰/۱ تا ۰/۶۲
ψ	ترجیحات جامعه نسبت به کیفیت نهادی	۰/۶۰۰	سوآرز و همکاران (۲۰۱۲)، جعفری و همکاران (۲۰۱۴)	-
α	کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی	۰/۳۷۰	برآورد پژوهش	از ۰/۲۷ تا ۰/۶۷
β	کشش تولید نسبت به سهم نیروی کار مولد در بخش تولید نهایی	۰/۴۹۰	جعفری و همکاران (۲۰۱۴)	-
γ	کشش تولید نسبت به منابع طبیعی تجدید ناپذیر	-۰/۰۴۳	برآورد پژوهش	کوچک‌تر از ۰/۴۹- مانند بهبودی و همکاران (۲۰۱۲)، هادیان و میرهاشمی (۲۰۱۸) و مهرآرا و همکاران (۲۰۱۱)

نماد	پارامتر	مقدار	منبع	دامنه تغییرات در سایر پژوهش‌ها
φ	کشش تغییر کیفیت تنظیم‌گری نسبت به منابع طبیعی تجدید ناپذیر	۰/۰۰۰	برآورد پژوهش	-
ε	کشش تغییر کیفیت تنظیم‌گری نسبت به کیفیت تنظیم‌گری	/۹۲	برآورد پژوهش	-
η	کشش تغییر کیفیت تنظیم‌گری نسبت به سهم نیروی کار عمومی	-۱/۹۱	برآورد پژوهش	-
ξ	کشش تغییر کیفیت تنظیم‌گری نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۶۵۰	برآورد پژوهش	-
ω	کشش فنّاوری جدید نسبت به سرمایه تحقیق و توسعه	۰/۸۲۰	برآورد پژوهش	۰/۵۸ در جعفری و همکاران (۲۰۱۴)
χ	کشش فنّاوری جدید نسبت به سهم نیروی کار تحقیق و توسعه	۰/۱۶۰	برآورد پژوهش	۰/۵۱ در جعفری و همکاران (۲۰۱۴)
δ_K	نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی	۰/۰۵۰	ایزدخواستی (۲۰۱۸)، کیارسی و همکاران (۲۰۱۰)	از ۰/۰۳۷ تا ۰/۱
N	نرخ رشد نیروی کار	۰/۰۲۲	WDI (۱۳۹۸-۱۳۷۵)	از ۰/۰۲۱ تا ۰/۰۳۷

منبع: طبقه‌بندی پژوهش

حال با توجه به مقادیر پارامترهای منعکس شده در جدول (۱) می‌توان الگوی تدوین شده را حل کرد و به این سؤال پاسخ داد که نرخ‌های رشد بهینه (و نه از قبل تعیین‌شده) کیفیت تنظیم‌گری، منابع طبیعی تجدید ناپذیر و فنّاوری جدید جهت دستیابی به نرخ رشد اقتصادی هدف‌گذاری شده چه مقادیری باید دا شته با شند. نرخ‌های ر شد متغیرهای یاد شده برای دو حالت محاسبه‌شده است.

حالت اول، کشش تغییرات در کیفیت تنظیم‌گری نسبت به منابع طبیعی تجدید ناپذیر صفر در نظر گرفته می شود یعنی $\varphi = ۰$ (بر ا ساس مدل‌های برآوردی، تأثیر منابع طبیعی تجدیدناپذیر بر تغییرات در کیفیت تنظیم‌گری (φ)، از نظر آماری بی‌معنی است). یافته‌ها نشان می‌دهد که برای افزایش نرخ رشد اقتصادی از ۲ درصد به ۸ درصد، نرخ‌های رشد کیفیت تنظیم‌گری، فنّاوری جدید و منابع طبیعی تجدید ناپذیر باید افزایش یابند. اطلاعات جدول (۲) بیانگر آن است که

جهت افزایش یک در صد در نرخ ر شد اقتصادی، نرخ‌های ر شد کیفیت تنظیم‌گری، منابع طبیعی تجدید ناپذیر و فنّاوری جدید به ترتیب باید ۱، ۲/۵۷ و ۰/۷۴ درصد افزایش یابند.

به‌طور مشخص برای ر سیدن به نرخ ر شد اقتصادی ۸ در صد و ضعیت پایا، نرخ‌های ر شد کیفیت تنظیم‌گری، منابع طبیعی تجدید ناپذیر و فنّاوری جدید به ترتیب باید ۱۳/۳، ۱۵/۶ و ۴/۶۳ درصد باشند و این در حالی است که متوسط نرخ‌های رشد کیفیت تنظیم‌گری، منابع طبیعی تجدید ناپذیر و فنّاوری جدید در دوره ۱۴۰۰-۱۳۷۶ اقتصاد ایران به ترتیب ۰/۸۷، ۴/۵۶ و ۳/۹ درصد بوده‌اند. نتیجه این‌که با این وضعیت اقتصاد ایران، دسترسی به وضعیت پایا، تقریباً غیر ممکن است.

همچنین در نرخ رشد اقتصادی یک درصد، نرخ رشد منابع طبیعی تجدید ناپذیر، منفی ۲/۴ خواهد بود که با افزایش کیفیت تنظیم‌گری در نرخ‌های بالاتر رشد اقتصاد، رابطه نرخ رشد منابع طبیعی تجدید ناپذیر با رشد اقتصادی از رابطه‌ای منفی به رابطه‌ای مثبت تغییر پیدا می‌کند. این یافته همانند نتایج پژوهش‌های مهرآرا و کیخا (۲۰۰۸)، بهبودی و اصغرپور (۲۰۱۲)، عبادی و نیکونسبتی (۲۰۱۲)، متفکرآزاد و ممی‌پور (۲۰۱۳) و معینی فرد و مهرآرا (۲۰۱۵) است؛ مبنی بر این‌که منابع طبیعی ذاتاً مانع رشد اقتصادی نیستند، بلکه رفتار دولت و ساختار نهادی نحوه تأثیر آن بر رشد اقتصادی را تعیین می‌کند.

جدول ۲: نرخ‌های رشد بهینه برای دستیابی به رشد اقتصادیِ هدف با فرض $\varphi = ۰/۰۰$

رشد اقتصادی	رشد کیفیت تنظیم‌گری	رشد منبع طبیعی تجدید ناپذیر	رشد فنّاوری جدید
۲	۷/۳	۰/۱	۰/۱۹
۳	۸/۳	۲/۷	۰/۹۳
٤	۹/۳	۵/۳	۱/۶۷
۵	۱۰/۳	۷/۹	۲/۴۱
٦	۱۱/۳	۱۰/۴	۳/۱۵
۷	۱۲/۳	۱۳	۳/۸۹
۸	۱۳/۳	۱۵/۶	۴/۶۳

منبع: یافته‌های پژوهش

در حالت دوم، به جهت قرابت مو ضوعی از مقدار ضریب کشش تغییر کیفیت زیر ساخت اجتماعی (به‌عنوان متغیر نهادی) نسبت به منابع طبیعی تجدید ناپذیر استفاده می‌شود. جعفری و همکاران (۲۰۱۴) این ضریب را معادل ۰/۵- در نظر گرفتند که در این مطالعه به‌عنوان جایگزینی

برای کشش تغییرات در کیفیت تنظیم‌گری نسبت به منابع طبیعی تجدید ناپذیر خواهد بود. نتایج در جدول (۳) آمده است.

در این حالت هم بین نرخ رشد اقتصادی با نرخ‌های رشد کیفیت تنظیم‌گری، فنّاوری جدید و منابع طبیعی تجدید ناپذیر رابطه مثبت تأیید می‌شود. بر اساس اطلاعات جدول (۳)، جهت افزایش یک درصد در نرخ رشد اقتصادی، نرخ‌های رشد کیفیت تنظیم‌گری، منابع طبیعی تجدیدناپذیر و فنّاوری جدید به ترتیب باید ۱/۵، ۲/۳۵ و ۰/۷۳ درصد افزایش یابند.

در این حالت، برای رسیدن به رشد اقتصادی ۸ درصد در وضعیت پایا، نرخ‌های رشد کیفیت تنظیم‌گری، منابع طبیعی تجدید ناپذیر و فنّاوری جدید باید به ترتیب ۱۶، ۱۳/۸ و ۴/۵۶ درصد باشند. این نتایج تفاوت عمده‌ای باحالت اول ندارد. بنابراین مجدداً نتیجه گرفته می شود که با توجه به متوسط نرخ‌های رشد کیفیت تنظیم‌گری، منابع طبیعی تجدید ناپذیر و فنّاوری جدید در دوره ۱۴۰۰-۱۳۷۶ (به ترتیب ۰/۸۷، ۴/۵۶ و ۳/۹)، دسترسی به وضعیت پایا در اقتصاد ایران، تقریباً غیر ممکن است.

جدول ۳: نرخ‌های رشد بهینه برای دستیابی به رشد اقتصادیِ هدف با فرض $\varphi = -۰/۰۵$

رشد اقتصادی	رشد کیفیت تنظیم‌گری	رشد منبع طبیعی تجدید ناپذیر	رشد فنّاوری جدید
۲	۷	-۰/۳	۰/۱۷
۳	۸/۵	۲/۱	۰/۹۰
٤	۱۰	۴/۴	۱/۶۳
٥	۱۱/۵	۶/۸	۲/۳۶
٦	۱۳	۹/۱	۳/۰۹
۷	۱۴/۵	۱۱/۵	۳/۸۳
۸	۱۶	۱۳/۸	۴/۵۶

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه، نرخ رشد بهینه کیفیت تنظیم‌گری با هدف‌گذاری نرخ رشد اقتصادی به ازای نرخ‌های متفاوت رجحان زمانی به‌دست‌آمده است. هدف پاسخ به این سؤال است که با نرخ‌های رجحان زمانی مختلف، نرخ بهینه‌ی رشد کیفیت تنظیم‌گری جهت رسیدن به یک نرخ رشد اقتصادی هدف چه مقدار خواهد بود. مجدداً دو حالت در نظر گرفته شد.

در حالت اول، کشش تغییرات در کیفیت تنظیم‌گری نسبت به منابع طبیعی تجدید ناپذیر صفر در نظر گرفته‌شده است ($\varphi = 0$). یافته‌های گزارش‌شده در جدول (۴) نشان می‌دهد با افزایش نرخ رجحان زمانی، دستیابی به رشد اقتصادی مستلزم نرخ بالاتری از رشد کیفیت تنظیم‌گری خواهد بود. با افزایش نرخ رجحان زمانی، جامعه اولویت بیشتری به مصرف زمان حال و اولویت کمتری به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در آینده می‌دهد. در چنین فضایی جهت حفظ سطح معینی از رشد اقتصادی در وضعیت پایا و یا افزایش آن، نرخ رشد بهینه کیفیت تنظیم‌گری باید افزایش یابد.

جدول ٤: نرخ‌های رشد بهینه تنظیم‌گری با هدف‌گذاری رشد اقتصادی و رجحان زمانی متفاوت ($\varphi = ۰$)

رجحان زمانی / رشد اقتصادی	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۱	۰/۱۵	۰/۲	۰/۲۵	۰/۳	۰/۳۵	۰/٤	۰/٤۵
۲	۵/۲	۷/۳	۷/۸	۱۰/۵	۱۳/۱	۱۵/۷	۱۸/۳	۲۰/۹	۲۳/۵	۲۶/۱
۳	۶/۲	۸/۳	۸/۸	۱۱/۵	۱۴/۱	۱۶/۷	۱۹/۳	۲۱/۹	۲۴/۵	۲۷/۱
٤	۷/۲	۹/۳	۹/۸	۱۲/۵	۱۵/۱	۱۷/۷	۲۰/۳	۲۲/۹	۲۵/۵	۲۸/۱
۵	۸/۲	۱۰/۳	۱۰/۸	۱۳/۵	۱۶/۱	۱۸/۷	۲۱/۳	۲۳/۹	۲۶/۵	۲۹/۱
٦	۹/۲	۱۱/۳	۱۱/۸	۱۴/۵	۱۷/۱	۱۹/۷	۲۲/۳	۲۴/۹	۲۷/۵	۳۰/۱
۷	۱۰/۲	۱۲/۳	۱۲/۸	۱۵/۵	۱۸/۱	۲۰/۷	۲۳/۳	۲۵/۹	۲۸/۵	۳۱/۱
۸	۱۱/۲	۱۳/۳	۱۳/۸	۱۶/۵	۱۹/۱	۲۱/۷	۲۴/۳	۲۶/۹	۲۹/۵	۳۲/۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در حالت دوم همانند مطالعه جعفری و همکاران (۲۰۱۴)، کشش تغییرات در کیفیت تنظیم‌گری نسبت به منابع طبیعی تجدید ناپذیر معادل ۰/۵- در نظر گرفته شده است. بر این اساس، با توجه به یافته‌های مندرج در جدول ۵، با افزایش نرخ رجحان زمانی، جهت دستیابی به مقدار مشخصی از نرخ رشد اقتصادی، نرخ رشد بهینه کیفیت تنظیم‌گری نیز باید افزایش یابد. البته با این تفاوت که نسبت به حالت اول، دستیابی به نرخ رشد اقتصاد هدف مستلزم نرخ‌های بالاتری از رشد کیفیت تنظیم‌گری است.

جدول ۵: نرخ‌های رشد بهینه تنظیم‌گری با هدف‌گذاری رشد اقتصادی و رجحان زمانی متفاوت ($\varphi = -۰/۰۵$)

رجحان زمانی / رشد اقتصادی	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۱	۰/۱۵	۰/۲	۰/۲۵	۰/۳	۰/۳۵	۰/٤	۰/٤۵
۲	۴/۹	۷	۷/۵	۱۰/۱	۱۲/۸	۱۵/۴	۱۸	۲۰/۶	۲۳/۲	۲۵/۸
۳	۶/۴	۸/۵	۹	۱۱/۶	۱۴/۳	۱۶/۹	۱۹/۵	۲۲/۱	۲۴/۷	۲۷/۳
٤	۷/۹	۱۰	۱۰/۵	۱۳/۱	۱۵/۸	۱۸/۴	۲۱	۲۳/۶	۲۶/۲	۲۸/۸
۵	۹/۴	۱۱/۵	۱۲	۱۴/۶	۱۷/۳	۱۹/۹	۲۲/۵	۲۵/۱	۲۷/۷	۳۰/۳
٦	۱۰/۹	۱۳	۱۳/۵	۱۶/۱	۱۸/۸	۲۱/۴	۲۴	۲۶/۶	۲۹/۲	۳۱/۸
۷	۱۲/۴	۱۴/۵	۱۵	۱۷/۶	۲۰/۳	۲۲/۹	۲۵/۵	۲۸/۱	۳۰/۷	۳۳/۳
۸	۱۳/۹	۱۶	۱۶/۵	۱۹/۱	۲۱/۸	۲۴/۴	۲۷	۲۹/۶	۳۲/۲	۳۴/۸

منبع: یافته‌های پژوهش

٦- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

امروزه کیفیت تنظیم‌گری به‌عنوان عامل نهادی که می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در توضیح دلایل رشد اقتصادی کشورها داشته باشد، در پژوهش‌های پیرامون رشد و توسعه اقتصادی مد نظر قرار گرفته است. در همین راستا، در مورد میزان و نحوه اثرگذاری کیفیت تنظیم‌گری بر رشد اقتصادی پژوهش‌های متعددی صورت گرفته که نتایج متفاوتی داشتند. برخی پژوهش‌ها تأثیر مثبت کیفیت تنظیم‌گری و برخی تأثیر منفی آن را بر رشد اقتصادی تأیید کردند. به هر حال، هیچ‌یک از آن‌ها نقش کیفیت تنظیم‌گری و منابع طبیعی تجدید ناپذیر را توأمان بر رشد اقتصادی بررسی نکرده‌اند.

در مطالعه حاضر تلاش شد نقش عوامل یاد شده در چارچوب یک الگوی رشد درون‌زا برای اقتصاد ایران ارزیابی شود. جهت نیل به این هدف، الگوی نظری شامل مصرف‌کننده، بخش خصوصی، بخش عمومی و بخش تحقیق و توسعه طراحی و با روش کنترل بهینه حل شد. سپس الگوی تدوین شده برای اقتصاد ایران مقداردهی شد و بدین ترتیب عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی به‌ویژه از کانال کیفیت تنظیم‌گری و بهره‌برداری از منابع طبیعی تجدید ناپذیر مورد کنکاش قرار گرفت. این پژوهش به‌طور خلاصه، سه یافته اصلی دارد.

اولین یافته حاکی از آن است که تحقق رشد اقتصادی ۸ درصد در وضعیت پایا، مستلزم نرخ‌های رشد کیفیت تنظیم‌گری و منابع طبیعی تجدید ناپذیر تقریباً ۱۵ درصد و نرخ رشد فنّاوری جدید حداقل ۴/۵ درصد است. متوسط نرخ‌های رشد کیفیت تنظیم‌گری، منابع طبیعی تجدید ناپذیر و فنّاوری جدید طی دوره ۱۳۷۶-۱۴۰۰ در اقتصاد ایران به ترتیب ۰/۸۷، ۴/۵۶ و ۳/۹ درصد بوده، که با این وضعیت دسترسی به وضعیت پایا، تقریباً غیر ممکن خواهد بود.

دومین یافته پژوهش این است که با افزایش کیفیت تنظیم‌گری، رابطه نرخ رشد منابع طبیعی تجدید ناپذیر با رشد اقتصادی از منفی به مثبت تغییر می‌یابد. بنابراین نتایج پژوهش‌های مهرآرا و کیخا (۲۰۰۸)، بهبودی و اصغرپور (۲۰۱۲)، عبادی و نیکونسبتی (۲۰۱۲)، متفکرآزاد و ممی‌پور (۲۰۱۳) و معینی فرد و مهرآرا (۲۰۱۵) مبنی بر این‌که منابع طبیعی ذاتاً مانع رشد اقتصادی نیستند، بلکه رفتار دولت و ساختار نهادی نحوه تأثیر آن بر رشد اقتصادی را تعیین می‌کند، تأیید می شود. در همین راستا، پیش‌بینی الگو نشان می‌دهد که تقریباً به ازای هر ۳ درصد بهره‌برداری بیشتر از منابع طبیعی تجدید ناپذیر، کیفیت تنظیم‌گری و فنّاوری حداقل باید ۱ درصد رشد کنند تا رشد اقتصادی یک درصد افزایش یابد. در غیر این صورت، کاهش رشد اقتصادی دور از انتظار نیست.

سومین یافته الگو این است که با افزایش نرخ رجحان زمانی، دستیابی به رشد اقتصادیِ هدف مستلزم افزایش نرخ رشد کیفیت تنظیم‌گری است. برای نمونه، افزایش نرخ رجحان زمانی از ۰/۰۵ به ۰/۴۵ موجب می شود که برای دستیابی به نرخ رشد اقتصادی ۸ درصد کیفیت تنظیم‌گری باید از تقریباً ۱۲ درصد به ۳۳ درصد افزایش یابد. پس کاهش نرخ ترجیح زمانی می‌تواند به تحقق رشد اقتصادی ۸ درصد کمک کند؛ اما با قبول این واقعیت که این نرخ در کشورهای در حال توسعه بالا و به سمت پایین چسبنده است؛ سیاست‌گذاران چاره‌ای جز رشد بالاتر در کیفیت تنظیم‌گری و فنّاوری‌های جدید ندارند؛ در غیر این صورت رشد اقتصادی هدف‌گذاری شده محقق نخواهد شد.

References

Abduli, Q. (2009). Estimation of Social Discount Rate for Iran. *Economic Research Review*, **3**(34): 135-156. [In Persian]

Abramovitz, M. (1986). Catching up, Forging ahead and Falling Behind. *Journal of Economic History*, 46(2): 385-406.

Aghion, P. & Howitt, P. (1997). *Endogenous Growth Theory*. Cambridge: MIT Press.

Aidt, T. S. & Dutta, J. (2008). Policy Compromises: Corruption and regulation in a democracy. *Economics & Politics*, **20**(3): 335-360.

Asadi, H. & Mahdavipour, A. & Rezvani, S. (2019). The Concept and Position of Economic Regulation with Emphasis on Accountability for Exchange Crimes. *Islamic Law Reserch Journal*, **20**(2): 473-498. [In Persian]

Bagheri Pormehr, S. & Zahedi Azad, N. (2019). The Role of Regulatory Quality on the Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth. *Journal of Program and Development Research*, **1**(3): 167-210. [In Persian]

Baldwin, R. & Cave, M. (1999). *Understanding Regulation: Theory, Strategy and Practice*. Oxford University Press: Oxford.

Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*. MIT Press: Cambridge. Second Edition.

Baumol, W. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, **76**(5): 1072-1085.

Behbodi, D. & Asgharpour, H. & Mohammadlou, N. (2012). Institutional Quality on Relationship between Resource Abundance and Economic Growth in Oil Economie. *Journal of Economic Research and Policies*, **20**(62): 116-95. [In Persian]

Chou, Y. K. (2006). Three Simple Models of Social Capital and Economic Growth. *The Journal of Socio-Economics*, **35**(5): 889-912.

Chiang, G. & Liu, C. C. & Liu, H. H. (2022). The Threshold Effect of Regulatory Quality on the relationship between Financial Development and Economic Growth: Evidence from Asian countries. *Advances in Management & Applied Economics*, **12**(1): 103-119.

Cooray, A. (2009). Government Expenditure, Governance and Economic Growth. *Comparative Economic Studies*, **51**(3): 401-418.

Dallali Isfahani, R. & Renani, M. & Sameti, M. & Esmailzadeh, R. (2008). Optimal Economic Growth (Steady State) and Public Expenditures in

Iran (A dynamic analysis). *Economic Research*, **30**(3): 15-40. [In Persian]

Dallali Isfahani, R. & Vaez Barzani, M. & Zareian, S. (2016). Impact of Time Preference on Economic Growth. *The Economic Reseach*, **16**(3): 155-179. [In Persian]

Delis, M. & Molyneux, P. & Pasiouras, F. (2011). Regulations and productivity Growth in Banking: Evidence from Transition Economies. *Journal of Money, Credit and Banking*, **43**(4): 735-764.

Djankov, S. & McLiesh, C. & Ramalho, R. (2006). Regulation and Growth. *Economics Letters*, **92**(3): 395-401.

Ebadi, J. & Nikonabasti, A. (2012). Natural Resources, Institutions and Economic Development. *Planning and Budgeting*, **17**(4): 127-144. [In Persian]

Eslamloueyan, K. & Ostadzadeh, A. H. (2014). Estimating the Rate of Time Preference for Iran: A Recursive Algorithm. *Economic Research*, **49**(2): 267-294. [In Persian]

Ferreira-Lopes, A. & Sequeira, T. N. & Roseta-Palma, C. (2009). On the Effect of Technological Progress on Pollution: A New Distortion in an Endogenous Growth Model. *Economic Papers*, **65**(2): 394-416.

Glaeser, E. L. & Porta, R. F. & Lopez-de-Silanes F. & Shleifer, A. (2004). Do Institutions Cause Growth. *Journal of Economic Growth, Springer*, **9**(3): 271-303.

Goldsmith, A. A. (2007). Is Governance Reform a Catalyst for Development?. *Governance: An International Journal of Policy, Administration, And Institutions*, **20**(2): 165-186.

Gradstein, M. (2000). Rules, Stability and Growth. *Journal of Development Economics*, **67**(2): 471-484.

Grimaud, A. & Rougé, L. (2005). Polluting Non-Renewable Resources, Innovation and Growth: Welfare and Environmental Policy. *Resource and Energy Economics*, **27**(2): 109-129.

Groth, C. & Schou, P. (2002). Can Non-Renewable Resources Alleviate the Knife-Edge Character of Endogenous Growth? *Oxford Economic Papers*, **54**(3): 386 -411.

Hadian, E. & Mirhashemi Dehnavi, S. M. (2018). Natural Resources and Economic Growth: An Examination of the Big Push Theory in Developing Countries. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, **6**(21): 183-210. [In Persian]

Hall, R. & Johnes, C. (1999). Why do Some Countries Produce so Much More Output than Others?. *Quarterly Journal of Economics*, **114**(1): 83-116.

Hodavand, M. (2008). An Approach to Economic Regulation. *Majlis and Research*, 14(56): 47-84. [In Persian]

Izadkhasti, H. (2018). Analyzing the Impact of Governance Quality and Composition of Public Expenditures on Economic Growth in Iran: An Endogenous Growth Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, **15**(4): 135-165. [In Persian]

Jafari, M. & Islamlouian, K. & Hadian, E. & Samadi, A. H. (2014). The Effect of Social Infrastructure on Economic Growth in a Resource-Rich Economy: The Case of Iran. *Iranian Energy Economics*, **3**(12): 27-60. [In Persian]

Jalilian, H. & Kirkpatrick, C. & Parker, D. (2007). The Impact of Regulation on Economic Growth in Developing Countries: A Cross Country Analysis. *World Development*, **35**(1): 87-10.

Kama, A. A. L. & Schubert, K. (2004). Growth, Environment and Uncertain Future Preferences. *Environmental and Resource Economics*, **28**(1): 31-53.

Karimzadeh, M. & Nasrollahi, K. & Samadi, S. & Dallali Esfahani, R. (2012). The Optimal Path of Investment, Consumption and Gross National Production: An Application of Generalized Ramsey Model in Economy of Iran. *The Economic Research*, **12**(4): 1-25. [In Persian]

Kiarasi, M. & Dallali Esfahani, R. & Tayyibi, S. K. (2010). Determining the Optimal Tax Rate and Government Spending in the Framework of the Three-Part Model of Endogenous Growth: The Case of Iran. *International Economics Studies*, **21**(37): 43-62. [In Persian]

Knack, S. & Keefer, P. (1995). Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests using Alternative Institutional Measures, *Economics and Politics*, **7**(3): 207-227.

Koedijk, K. K. & J. David, P. & Roller, L. (1996). Market Opening, Regulation and Growth in Europe, *Economic Policy*, **11**(23): 443-467.

Komijani, A. & Salatin, P. (2008). Effects of Good Governance on Economic Growth in the Selected Countries of OPEC and OECD. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, **2**(2): 1-24. [In Persian]

Komijani, A. & Salatin, P. (2011). The Study of Effect Quality of Governance on Economic Growth in Iran and Selected Neighbor Countries (Turkish and Pakistan). *Journal of Industrial Strategic Management*, **7**(20): 27-41. [In Persian]

Loayza, N. & Oviedo, A. & Servén, L. (2005). The Impact of Regulation on Growth and Informality Cross-Country Evidence (Vol. 3623). *World Bank Publications.*

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

Malida, M. & Marselina (2023). The Influence of Population, Exports, and Regulatory Quality on Economic Growth in ASEAN Developing Countries. *International Journal of Social Science, Education, Communication and Economics*, **2**(2).

Manasseh, C. O. & Okanya, O. C. & Logan, C. S. & Ede, K. E. & Ejim, E. P. & Ozor, S. N., ... & Okiche, E. L. (2023). Digital Finance, Financial Inclusion and Economic Growth Nexus in Comesa: The Role of Regulatory Quality, Rule of Law and Government Effectiveness. *Russian Law Journal*, **11**(5).

Mehrara, M. & Abrishami, H. & Zamanzadeh Nasrabadi, H. (2011). An interpretation of the Resource Curse Hypothesis in Oil Exporting countries: From what Threshold Level are Positive Oil Shocks Harmful to Economic Growth?. *Quarterly Journal of Energy Economics*, **8**(28): 119-134. [In Persian]

Mehrara, M. & Keykha, A. (2009). Institutional Quality, Economic Growth and Oil Revenues in Oil Dependent Countries during the Period 1975-2005: A Panel Cointegration Approach. *Journal of Quantitative Economics*, 5(4), 55-79. [In Persian]

Moeinifard, M. & Mehrara, M. (2015). Effect of Abundance of Natural Resources on Governance Quality in Developing Countries. *Journal of Iranian Economic Development Analyses*, **3**(9): 9-32. [In Persian]

Motafakker Azad, M. A. & Mamipour, S. (2013). Economical - Political Analysis of Barriers of Natural Resources Abundance Effect on Economic Growth. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, **1**(1): 124-97. [In Persian]

Mulligan, C. & Sala-i-Martin, X. (1993). Transitional Dynamics in Two-Sector Models of Endogenous Growth. *Quarterly Journal of Economics*, **108**(3): 737–773.

North, D. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press: Cambridge.

Peltzman, S. (1976). Toward a More General Theory of Regulation. *The Journal of Law and Economics*, **19**(2): 211-240.

Prosser, T. (1997). *Law and the Regulators*. Oxford, UK: Clarendon Press.

Radulović, M. (2020). The Impact of Institutional Quality on Economic Growth: A Comparative Analysis of the EU and NON-EU Countries of Southeast Europe. *Economic Annals*, **65**(225): 163-182.

Rahmani, T. & Abbasi-Nejad, H. & Amiri, M. (2007). The Effects of Social Capital on the Economic Growth of Iran. *The Economic Research*, **6**(2): 1-30. [In Persian]

Renani, M. & Dallali Esfahani, R. & Samadi, A. H. (2008). Property Rights and Economic Growth: An Endogenous Growth Model. *Economic Research*, **4**(85): 175-206. [In Persian]

Renani, M. & Dallali Esfahani, R. & Samadi, A. H. (2010). Presenting an Economic Growth Pattern for Iranian Economy: Some Institutional Aspects. *Economic Research*, **10**(2): 193-215. [In Persian]

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

Roseta-Palma, C. & Ferreira-Lopes, A. & Sequeira, T. N. (2010). Externalities in an Endogenous Growth Model with Social and Natural Capital. *Ecological Economics*, **69**(3): 603-612.

Samadi, A. H. (2008). Property Rights and Economic Growth, Formulation of an Endogenous Growth Model. PhD Thesis, *The University of Isfahan*. [In Persian]

Samadi, A. H. & Marzban, H. & Asadian, K. (2012). Social Capital, Human Capital and Economic Growth: The Case of Iran (1971-2008). *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, **1**(2): 145-176. [In Persian]

Samadi, A. H. & Zibaee, M. & Qaderi, J. & Bohlouli, P. (2019). Optimal Environmental Policy, Uncertainty and Institutional Quality: The Case of Iran. *The Economic Research*, **19**(1): 53-82. [In Persian]

Sameti, M. & Shahnazi, R. & Dehghan Shabani, Z. (2010). Property Right, Regulation and Economic Growth. *Iranian Journal of Economic Research*, **15**(44): 85-109. [In Persian]

Silberberger, M. & Königer, J. (2016). Regulation, Trade and Economic Growth. *Economic Systems*, **40**(2): 308-322.

Spiller, P. T. & Tommasi, M. (2005). The Institutions of Regulation: An Application to Public Utilities. *In Handbook of New Institutional Economics*, 515-543.

Stewart, R. B. (1988). Regulation and the Crisis of Legalization in the United States. In: Daintith, Terence (ed.) Law as an Instrument of Economic Policy: Comparative and Critical Approaches. *Berlin, Germany: Walter de Gruyter*, 97-133.

Stiglitz, J. (1974). Growth with Exhaustible Natural Resources: Efficient and Optimal Growth Path. *St Catherine's College, Oxford and Stanford University, the Review of Economic Studies*, **41**(1): 123-137.

Yavari, A. (2014). An Introduction to Concept of Legal Regulation. *Comparative Law Studies*, **5**(2): 629-647. [In Persian]

Zhang, X. & Hu, S. & Wang, H. (2006). A Stochastic Growth Model with Environmental Pollution. *Journal of Systems Science and Complexity*, **19**(3): 414-422.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 307-333

Investigating and predicting the inflation in Iran's economy using Bayesian averaging method

Yazdan Naghdi[*1], Soheila Kaghazian[2], Farshid Efati[3]

Received: 17-07-2023 Accepted: 30-08-2023

Extended Abstract

Purpose: One of the most important economic problems in Iran during the last few decades is the phenomenon of high and double-digit inflation. So, improving the conditions caused by high inflation has always been one of the important goals of the country's development programs. Achieving this goal requires the creation of a precise and targeted mechanism in the economic policy-making process. In its standard form, it includes forecasting, goal setting and policy analysis. The general purpose of this study is to predict the inflation rate using economic variables that affect it. In this research, the Bayesian averaging method is used to investigate the best estimation model that can predict the inflation in Iran. In this regard, the previous studies conducted in this field are first reviewed, and then the most important economic variables affecting the inflation are identified and used to predict the inflation rate.

Methodology: Friedman believes that inflation is always and everywhere a monetary phenomenon. Monetarists believe that inflation comes from the disproportionate growth of nominal money supply. So, the higher this growth, the higher the inflation rate is. There is a direct and proportional relationship between money growth and inflation. According to this theory, changes in money supply have no effect on real variables such as production, employment and real wages; they only affect nominal variables such as prices and nominal wages proportionally. Monetarists consider the real growth of the economy in the long term to be independent of the change in the money supply and generally believe that this growth is determined by factors such as production capacity, increase in labor force due to population growth, advancement of technical knowledge and natural resources.

In order to control or curb inflation, the influencing factors must be identified. The results of the studies on the factors that cause inflation are different or even inconsistent, because it is based on the researcher's specific attitude. In this article, to

[1]. Corresponding Author. Assistant Professor, West Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: y_naghdi@yahoo.com

[2] . Assistant Professor, West Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: skaghazian@hotmail.com

[3]. PhD of Economics, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: farshidefati@yahoo.com

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 307-333

avoid falling into such a vortex, the Bayesian averaging method is used to predict inflation. The seasonal data of 1990-2022 have been used to predict the inflation rate in Iran.

Results and discussion: Forecasting inflation is one of the most important but difficult issues in macroeconomics. Many different approaches have been proposed in this field. Perhaps the most popular of these approaches are those based on the Phillips curve. However, the general framework includes a dependent variable such as inflation (or change in inflation) and explanatory variables such as inflation breaks, unemployment rate and other predictive factors. Meanwhile, return and regression-based methods have been somewhat more successful.

The results show that dynamic model averaging leads to significant improvements in forecasting compared to other approaches such as OLS, ARMA, and ARDL. Also, among the variables influencing inflation, the most influential for predicting the inflation rate relates to household consumption expenditure, unemployment rate, and workers' wage rate.

Conclusions and policy implications: The general purpose of this study was to predict the inflation rate using the economic variables that affect it. In this research, the Bayesian averaging method served to investigate the best estimation model that can predict the inflation in Iran. In this regard, the previous studies conducted in this field were first examined and then the most important economic variables affecting the inflation were identified and used to predict the inflation rate. For this purpose, the seasonal data of the variables during the period of 1990-2022 were used. In this research, the methods of ordinary least squares (OLS), auto regression moving average (ARMA), auto regression with distributed lag (ARDL), Bayesian dynamic averaging (DMA) and Lasso regression were used to predict the inflation and evaluate the prediction accuracy.

Therefore, based on the results obtained in this research, attention should be paid to the behavioral economic parameters of households when choosing the optimal policy. Factors such as the increase in household food prices, the high increase in workers' wages, the increase in money supply, the increase in interest rates and the increase in residential rental rates have definitely caused the formation of inflationary expectations in the society and can cause instability in the future and make the inflation deviate from equilibrium. Thus the measures to take include controlling the household food market, controlling the housing market, reforming the wage pattern in the country, controlling the interest rates in banks, and using contractionary monetary policies. These help to control and reduce inflationary expectations among the people.

Keywords: Inflation, Bayesian model, Phillips curve

JEL Classification: E31, E37, C11, C53.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۳۰۷-۳۳۳

بررسی و پیش‌بینی تورم در اقتصاد ایران با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی

یزدان نقدی*[۱]، سهیلا کاغذیان[۲]، فرشید عفتی[۳]

دریافت: ۲۶-۰۴-۱۴۰۲ پذیرش: ۰۸-۰۶-۱۴۰۲

چکیده

یکی از مهمترین مشکلات اقتصادی در ایران طی چند دهه اخیر پدیده تورم بالا و دو رقمی است، به طوری که بهبود شرایط نا شی از وجود تورم بالا همواره یکی از اهداف مهم برنامه‌های تو سعه ک شور بوده ا ست. دستیابی به این هدف مستلزم ایجاد ساز و کاری دقیق و هدفمند از فرآیند سیاست‌گذاری اقتصادی است که در شکل ا ستاندارد خود، پیش‌بینی، هدف‌گذاری و تحلیل سیا ستی را شامل می شود. برای کنترل یا مهار تورم باید عوامل تاثیرگذار برآن شناسایی شود. نتایج مطالعات دربارهٔ عوامل موجد تورم متفاوت یا حتی ناسازگارند، زیرا بر نگرش خاص پژوهشگر استوار است. در این مقاله برای پرهیز از افتادن در چنین گردابی، از روش میانگین‌گیری بیزی برای پیش‌بینی تورم استفاده شده است. برای پیش‌بینی نرخ تورم در ایران از داده‌های فصلی سال‌های ۱۴۰۱:۴-۱۳۶۹:۱ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که میانگین‌گیری مدل پویا منجر به بهبودهای قابل توجهی در پیش‌بینی نسبت به رویکردهای دیگر مانند OLS، ARMA و ARDL می شود. همچنین از بین متغیرهای تاثیرگذار بر تورم بیشترین میزان تاثیرگذاری برای پیش‌بینی نرخ تورم مربوط به متغیرهای هزینه‌های مصرفی خانوارها، نرخ بیکاری و نرخ دستمزد کارگران بوده است. بنابراین کنترل بر بازار خواربار مصرفی خانوارها، کنترل بر بازار مسکن، اصلاح الگوی دستمزدی در کشور، کنترل نرخ بهره در بانک‌ها، استفاده از سیاست‌های پولی انقباضی می‌تواند موجب کنترل و کاهش انتظارات تورمی نزد مردم شود.

واژگان کلیدی: تورم، مدل بیزی، منحنی فیلیپس

طبقه‌بندی JEL: E31, E37, C11, C53

[۱]. نویسنده مسئول. استاد یاراقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران غرب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. y_naghdi@yahoo.com

[۲]. استادیاراقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران غرب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. skaghazian@hotmail.com

[۳]. دکترای اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی. farshidefati@yahoo.com

۱- مقدمه

پیش‌بینی تورم یکی از مهم‌ترین، اما دشوارترین مسائل در اقتصاد کلان است. رویکردهای مختلف بسیاری نیز در این زمینه پیشنهاد شده است. شاید محبوب‌ترین این رویکردها آن‌هایی باشند که مبتنی بر منحنی فیلیپس هستند؛ مانند انگ و همکاران[1] (۲۰۰۷)، اتکیسون و اوهانیان[2] (۲۰۰۱)، گرن و همکاران[3] (۲۰۱۳) و استاک و واتسون[4] (۱۹۹۹). جزئیات این مقالات متفاوت است، اما چارچوب کلی شامل یک متغیر وابسته مانند تورم (یا تغییر در تورم) و متغیرهای توضیحی از جمله وقفه‌های تورم، نرخ بیکاری و سایر عوامل پیش‌بینی‌کننده است. در این بین، روش‌های بازگشتی و مبتنی بر رگرسیون تا حدودی موفقیت آمیزتر بوده‌اند.

سه موضوع در هنگام استفاده از روش‌های پیش‌بینی تورم وجود دارد. اول اینکه ضرایب متغیرهای پیش‌بینی‌کننده تورم می‌توانند در طول زمان تغییر کنند. به گونه‌ای که معمولا تصور می‌شود شیب منحنی فیلیپس در طول زمان تغییر می‌کند. اگر چنین باشد؛ ضرایب متغیرهای پیش‌بینی‌کننده‌ای که این شیب را تعیین می‌کنند، تغییر خواهند کرد. در سطحی وسیع‌تر، ادبیات گسترده‌ای در اقتصاد کلان وجود دارد که شکست‌های ساختاری و انواع دیگری از تغییر پارامتر را در بسیاری از متغیرهای سری زمانی مطرح کرده‌اند (استاک و واتسون، ۱۹۹۹).

دوم اینکه تعداد متغیرهای پیش‌بینی‌کننده بالقوه می‌تواند زیاد باشد. گرن و همکاران (۲۰۰۸) تعداد ۱۰ متغیر پیش‌بینی‌کننده تورم را در نظر گرفتند. محققانی که با مدل‌های عاملی کار می‌کنند، مانند استاک و واتسون (۱۹۹۹) به طور معمول تعداد بیشتری از این متغیرها را در نظر می‌گیرند. وجود تعداد بسیاری از متغیرهای پیش‌بینی‌کننده تورم منجر به تعداد زیادی از مدل‌ها می‌شود. اگر m پیش‌بینی‌کننده بالقوه وجود داشته باشد، محقق 2^m مدل دارد. این امر مشکلات آماری اساسی را برای انتخاب مدل ایجاد می‌کند.

سوم اینکه مدل مربوط به پیش‌بینی می‌تواند بطور بالقوه در طول زمان تغییر کند. متغیرهای پیش‌بینی‌کننده تورم ممکن است در سیکل‌های رکود و رونق متفاوت باشند. به عبارتی دیگر،

---

1. Ang et al.
2. Atkeson and Ohanian
3. Groen et al.
4. Stock and Watson

برخی از متغیرها ممکن است در دوران رکود به خوبی تورم را پیش‌بینی کنند و در دوران رونق از عملکرد مناسبی برای پیش‌بینی برخوردار نباشند. علاوه بر این، استاک و واتسون (۲۰۰۸) دریافتند که پیش‌بینی‌های منحنی فیلیپس در برخی از دوره‌ها به خوبی عمل می‌کنند، اما در دوره‌های دیگر استراتژی‌های پیش‌بینی تک متغیره، بهتر عمل می‌کنند. پسران و تیمرمن[1] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای نشان دادند که متغیرها به صورت کارا و مفیدی برای پیش‌بینی بازده سهام در طول زمان تغییر می‌کنند. چنین استدلال‌هایی نشان می‌دهد که مدل پیش‌بینی در طول زمان در حال تغییر است. لازم به ذکر است، این نوع موضوعات بسیار پیچیده است و اقتصادسنجی دشواری را می‌طلبد.

بر اساس نظر استاک و واتسون (۲۰۰۸) از مهمترین مشکلاتی که مدل‌های گذشته (مدل‌های سنتی منطبق بر فروض محدودکننده کلاسیکی) برای پیش‌بینی داشتند این بود که نمی‌توانستند پیش‌بینی درستی در طول زمان انجام دهند و گاه مشاهده شده بود که برخی مدل‌ها می‌توانستند پیش‌بینی را تنها در دوران رکود به خوبی تخمین بزنند و برخی دیگر از مدل ها پیش‌بینی را تنها در دوران رونق بهتر تخمین می‌زدند و این باعث شده بود که مدلی را نتوان برشمرد که این مشکل را حل کند به طوری که قادر باشد در تمامی مقاطع زمانی (رونق و رکود) پیش‌بینی های قابل اعتمادتری را ارائه دهد. برای رفع این مشکل از روش میانگین‌گیری بیزی استفاده کردند.

علاوه بر این یکی از مزایای مهم این روش نسبت به سایر روش‌های سنتی و متعارف سری زمانی نظیر حداقل مربعات معمولی (OLS) این است که در این رهیافت نیازی به بررسی آزمون‌های ریشه واحد در مورد متغیرهای سری زمانی نیست و هیچ ضرورتی در مورد پایایی متغیر در سطح نیست. از این رو، در این رهیافت محقق نباید نگران ناپایایی متغیرها و تفاضل‌گیری متغیرهای سری زمانی باشد.

هدف کلی این مطالعه پیش‌بینی نرخ تورم با استفاده از متغیرهای اقتصادی تاثیرگذار بر آن است. در این تحقیق سعی بر آن است که با استفاده روش میانگین‌گیری بیزی بهترین مدل برآوردی که توانایی پیش‌بینی تورم در ایران را دارد مورد بررسی قرار گیرد. در همین راستا ابتدا به بررسی مطالعات قبلی انجام شده در این زمینه پرداخته می‌شود و سپس مهمترین متغیرهای اقتصادی

[1]. Pesaran and Timmermann

تأثیرگذار بر تورم شناسایی و جهت پیش‌بینی نرخ تورم به کار گرفته می‌شوند.

مقاله حاضر در پنج بخش نگاشته شده است. پس از مقدمه حاضر در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیقات داخلی و خارجی در راستای موضوع تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم روش تحقیق و مدل‌های برآوردی مورد توجه قرار خواهدگرفت. در بخش چهارم نیز به تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق اشاره خواهد شد و در نهایت در بخش پنجم اقدام به جمع‌بندی نتایج و ارائه پیشنهادات شده است.

۲- مبانی نظری

در خصوص علل ایجاد تورم، نگرش یکسانی بین اقتصاددانان به چشم نمی‌خورد. این تفاوت در خور تأمل است، بطوری‌که آن‌ها را نمی‌توان در قالب یک نظریهٔ خاص بیان کرد. در زیر به صورت اجمالی به آن‌ها پرداخته می‌شود.

۲-۱- نظریهٔ پولی تورم

فریدمن معتقد است که تورم همیشه و همه جا یک پدیدهٔ پولی است؛ پول گرایان معتقدند که تورم از رشد نامتناسب عرضهٔ اسمی پول ناشی می‌شود، به‌طوری‌که هرچه این رشد بیشتر، نرخ تورم بالاتر خواهد بود؛ یک رابطهٔ مستقیم و متناسب بین رشد پول و تورم وجود دارد. بر اساس این نظریه، تغییرات عرضهٔ پول بر متغیرهای واقعی مانند تولید، اشتغال و دستمزدهای واقعی هیچ تأثیری ندارد و تنها متغیرهای اسمی مانند قیمت‌ها و دستمزد اسمی را به طور متناسب تحت تأثیر قرار می‌دهد. پولگرایان رشد واقعی اقتصاد را در بلندمدت مستقل از تغییر در عرضهٔ پول می‌دانند و به طور کلی معتقدند این رشد به وسیلهٔ عواملی مانند ظرفیت تولیدی، افزایش نیروی کار ناشی از رشد جمعیت، پیشرفت دانش فنی و منابع طبیعی تعیین می‌شود. اینان همچنین معتقدند که مجموعه عوامل غیرپولی مانند افزایش تقاضا در شرایط اشتغال کامل، فشار دستمزد، تنگناهای اقتصادی و موانع ساختاری زمانی موجب تورم می‌شوند که با تغییرات حجم پول همراه باشند؛ در غیر این صورت، تورمی در کار نخواهد بود. چارچوب این نظریه، متکی بر ماهیت پایدار اقتصاد است که پس از بروز هرگونه آشفتگی یا اختلالی، به طور خودکار به سطح تعادلی اشتغال کامل بر می‌گردد و رشد عرضهٔ پول با سطح تعادلی اشتغال کامل سازگار است؛ همچنین رشد عرضهٔ پول (به هر میزان) اگرچه نرخ‌های تورم متفاوتی را به وجود می‌آورد، ولی با سطح تعادلی اشتغال کامل

سازگار است. پولگرایان با کاربرد فعال سیاست‌های تنظیم تقاضا (پولی و مالی) مخالف و در مقابل مدافع کاربرد قواعد بلندمدت یا اهداف از پیش تعیین شده در تنظیم سیاست‌های پولی هستند. اینان معتقدند که تنها راه درمان تورم، کنترل نرخ رشد عرضهٔ پول است؛ یعنی نرخ رشد عرضهٔ پول نباید به سرعت تغییر کند و مقامات پولی باید از تغییرات بسیار سریع در سیاست پولی خودداری کنند. بنابراین اگر نرخ رشد تولید واقعی و نیز سرعت گردش پول برآورد شوند، می‌توان نرخ رشد مطلوب عرضهٔ پول سازگار با ثبات قیمت‌ها را به دست آورد. همچنین بدین باورند که هدف مناسب سیاست پولی، باید به جای کنترل نرخ بهره یا امکانات اعتباری، کنترل عرضهٔ پول باشد، زیرا سیاست کنترل اعتبارات سدی بر سر راه سازوکار بازار است و به تخصیص نامناسب منابع و در نتیجه عدم کارایی در اقتصاد منجر می‌شود و مقامات پولی در بهترین شرایط تنها قادر به کنترل نرخ اسمی بهره هستند. چون انتظارات تورمی جامعه معمولاً صفر نیست، بین نرخ بهرهٔ واقعی و اسمی تفاوت وجود دارد، پس نرخ بهرهٔ واقعی کمتر امکان‌پذیر است و کنترل حجم پول هدفی قابل انتخاب و مناسب خواهد بود.

۲-۲- نظریهٔ تورم ناشی از فشار هزینه

در این نظریه، علت تورم، افزایش هزینه‌های تولید است. این نظریه، پدیدهٔ تورم رکودی را توضیح می‌دهد و آن را معلول افزایش هزینه‌های تولید و انتقال منحنی عرضهٔ کل می‌داند که افزایش هزینه‌ها نیز از افزایش دستمزدها یا افزایش قیمت مواد اولیه ناشی می‌شود. این نظریه، مسئولیت تورم را بیشتر متوجه فعالیت‌های انحصارگرایانهٔ اتحادیه‌های کارگری می‌کند. بر این اساس، اگر دستمزدها بیش از افزایش بهره‌وری نیروی کار افزایش نیابد، تورم ایجاد نمی شود. اما اگر در یک بخش فشار اتحادیه‌های کارگری باعث شود دستمزدها بیش از بهره‌وری نیروی کار افزایش یابد، بنگاه‌ها برای حفظ سود خود از حجم تولید و اشتغال کاسته و قیمت‌ها را افزایش می‌دهند. از طرف دیگر، سایر بخش‌ها نیز به خاطر حفظ تفاوت دستمزدی به افزایش دستمزد کارگران خود به همان نسبت اقدام می‌کنند و در پی آن قیمت‌ها را افزایش می‌دهند. افزایش قیمت‌ها، دستمزدهای واقعی را کاهش می‌دهد و اتحادیه‌های کارگری را به فشار برای افزایش مجدد دستمزدها تحریک می‌کند و دوباره قیمتها افزایش می‌یابد، در نتیجه مارپیچ دستمزد- قیمت ایجاد می‌شود. پس حتی در شرایطی که از عوامل تولید به نحو کارا استفاده نشود، با وجود

ظرفیت‌های بیکار ممکن است قیمت‌ها و دستمزدها افزایش یابد و جامعه در معرض تورم توأم با رکود قرار گیرد. افزایش هزینهٔ تولید می‌تواند از شوک عرضه ناشی شود. در این شرایط، پیامد اعمال سیاست‌های کینزی برای رفع تورم، بیکاری بیشتر و برای مبارزه با بیکاری، تورم شدیدتر است. پس استفاده از سیاست‌های درآمدی مناسب (کنترل مستقیم قیمت و دستمزد) به سبب تأثیرگذاری بر انتظارات تورمی و در نتیجه افزایش عرضهٔ نیروی کار و به دنبال آن عرضهٔ کل (با اطمینان به مؤثر بودن این سیاست‌ها) کاهش قیمت‌ها را به دنبال خواهد داشت.

۲-۳- انتظارات تورمی

این نظریه بر انتظارات استوار است؛ بشر رفتار خود را بر اساس تجربیات گذشته و انتظارات آتی خود شکل می‌دهد. پیش‌بینی شرایط آتی عامل مهمی در تصمیم‌گیری افراد دربارهٔ ثروت، درآمد و مصرف است. اگر فردی انتظار دو برابر شدن قیمت‌ها را داشته باشد، تمایل او به نگهداری دارایی متفاوت با فردی است که انتظار دارد قیمت‌ها ثابت بماند. چنانچه تقاضاکنندگان تداوم روند افزایش قیمت‌ها و کاهش بیشتر ارزش پول ملی را پیش‌بینی کنند (به دلیل کاهش قدرت خرید) کالاهای بیشتری می‌خرند، ولی عرضه‌کنندگان به امید کسب سود بیشتر از عرضه بیشتر امتناع می‌کنند (کفایی و قاسمی، ۱۳۹۱).

۲-٤- پیش‌بینی‌کننده‌های تورم

از مجموع پژوهش‌های انجام شده در زمینه عوامل موثر یا پیش‌بینی‌کننده تورم می‌توان به چندین مولفه مهم دست یافت که در ادامه به آن‌ها اشاره می‌شود.

درآمدهای نفتی: درآمدهای نفتی و قیمت نفت یکی از مباحث جدی و بحث برانگیز در میان اقتصاددانان است. دیدگاه سنتی این است که شوک‌های قیمت نفت، اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی داشته و در عین حال باعث افزایش نرخ تورم طی دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ شده است. این دیدگاه بیان می‌کند شوک‌های قیمت نفت، یک منشأ قابل توجه برای بروز تورم است (سالیسو و ایساه[1]، ۲۰۱۸). تغییرات قیمت نفت می‌تواند بر اساس عوامل مختلفی دسته‌بندی شود؛ از جمله این‌که آن‌ها عرضه‌محور هستند یا تقاضامحور و اینکه آیا آن‌ها برای صادرکنندگان نفت

[1]. Salisu and Isah

اتفاق می‌افتند یا برای واردکنندگان نفت (گانتر[1]، ۲۰۱۳). در یک کشور واردکننده نفت، افزایش قیمت نفت، هزینه‌های تولید و هزینه‌های حمل و نقل را افزایش می‌دهد که منجر به افزایش قیمت تمام شده محصولات وابسته به نفت و به دنبال آن تورم وارداتی خواهد شد. به دلیل افزایش هزینه‌ها، از میزان تولید کاسته خواهد شد و می‌تواند منجر به رکود هم بشود. پس، افزایش قیمت نفت، ممکن است منجر به تورم رکودی در کشور واردکننده نفت شود. در کشورهای صادرکننده نفت نیز، افزایش قیمت نفت منجر به افزایش درآمدهای نفتی خواهد شد. این درآمدها می‌تواند تولید کشور را افزایش دهد و از میزان تورم بکاهد. البته اثر تغییرات قیمت نفت نیز بر مبنای اینکه کشور، مصرف‌کننده نفت است یا تولیدکننده آن، متفاوت است (کاشین و همکاران[2]، ۲۰۱۴). البته بایستی اذعان کرد که در بلندمدت، ممکن است همین نفت و درآمدهای نفتی با تخریب بخش‌های مولد و بازتولید نهادهای توزیع محور و رانت محور، به تخریب محیط کسب و کار و به دنبال آن، وقوع تورم رکودی منجر شود.

حجم پول: تأثیر سیاست پولی در اقتصاد، یکی از مهمترین مسائلی است که در اقتصاد مطرح می‌شود و از دهه ۱۹۸۰ تاکنون به عنوان یکی از عوامل بروز تورم، در تحقیقات تجربی، توجه زیادی را به خود جلب کرده است. سیاست پولی معمولاً به عنوان یک نیروی ضد شوک قیمتی نفت، تعدیل‌کننده نوسانات شدید قیمت نفت در نظر گرفته می‌شود که گاهی می‌تواند منجر به بروز تورم شود (لاوچ و لابوردا[3]، ۲۰۱۸). اگر دولت با اعمال سیاست‌های انبساطی پولی تصمیم بر کاهش میزان بیکاری داشته باشد، منحنی فیلیپس در جهت عقربه ساعت، حرکت می‌کند و سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد. در این حالت، تورم بسیار زیاد اما بیکاری کمتر از موقعیت اولیه خواهد بود. فریدمن (۱۹۷۷) بحث می‌کرد که یک نرخ تورم بالاتر می‌تواند بدون بیکاری اندک، به دست آید؛ چراکه نیروهای کار، تقاضای دستمزدهای اسمی خود را به هنگام تورم بالاتر، تعدیل می‌کنند. از نظر فریدمن، اثر سیاست‌های انبساطی موقتی خواهد بود و در بلندمدت نرخ بیکاری به سطح طبیعی خود برخواهد گشت، در حالی که سطح قیمت‌ها افزایش خواهد یافت. بنابراین، افزایش حجم پول گرچه به ایجاد یک دوره رونق مصنوعی و موقتی در اقتصاد می‌انجامد، اما در

---

1. Guntner
2. Cashin et al.
3. Lovch and Laborda

دوره بعدی ممکن است به افزایش نرخ تورم از یک سو و ایجاد رکود اقتصادی از سوی دیگر بیانجامد.

بهره‌وری نیروی کار: کاهش بهره‌وری نیروی کار، منجر به افزایش سطح قیمت‌ها، افزایش هزینه‌های تولید و کاهش میزان سودآوری بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی می‌شود. به دنبال آن و با به وجود آمدن تورم داخلی، کاهش تقاضا، کاهش توان رقابت محصولات داخلی در داخل و خارج، کاهش تولید و در نهایت رکود اتفاق می‌افتد. بنابراین حجم سرمایه‌گذاری‌ها و تولید محصولات کاهش یافته و متعاقباً منجر به کاهش صادرات و افزایش واردات می شود و این خود عامل موثر در ایجاد تورم خواهد بود (برتولد و گراندلر[1]، ۲۰۱۳).

نرخ دستمزد واقعی: پس از بحران‌های نفتی ۱۹۷۳ تا ۱۹۷۹، مطالعات بسیاری توسط افرادی چون مودگلیانی و پادوا-شیوپا[2] (۱۹۷۸) و گروب و همکاران[3] (۱۹۸۲) صورت گرفت که بر نقش دستمزدها در فرآیند تورم تمرکز داشت. کیلیان[4] (۲۰۰۹) نیز بیان می‌کند چسبندگی دستمزدهای واقعی می‌تواند باعث تورم شود. افزایش دستمزدها در صورتی که بیشتر از میزان ارتقاء بهره‌وری باشد، خطرناک است. دستمزد نیروی کار می‌تواند بنا به دلایل مختلفی مانند قدرت اتحادیه‌ها و تشکل‌های کارگری، قانون حداقل دستمزد، وجود تورم در سطح جامعه، افزایش نرخ ارز و ... افزایش یابد. در صورتی که افزایش د ستمزدها با افزایش بهره‌وری و بازدهی نیروی کار همراه نباشد، افزایش دستمزدها، هزینه‌های بنگاه‌ها را افزایش خواهد داد و به تدریج باعث بروز تورم در سطح جامعه می‌شود.

نرخ ارز حقیقی: نرخ ارز حقیقی معمولاً به عنوان یکی از شاخص‌های رقابت‌پذیری خارجی مطرح است (جعفری صمیمی و قبادی، ۱۳۹۵). هنگامی که ارزش پول یک کشور افزایش می‌یابد، کالاهای تولیدی این کشور در خارج، گران‌تر می شود و کالاهای خارجی در آن کشور ارزان‌تر خواهد شد. افزایش ارزش پول یک کشور باعث می شود که تولیدکنندگان داخلی نتوانند کالاهای خود را در خارج به راحتی به فروش برسانند و در داخل نیز باید در برابر کالاهای خارجی

1. Berthold and Gründler
2. Modigliani and Padoa-Schioppa
3. Grubb et al.
4. Kilian

به رقابت شـــدید بپردازند؛ چرا که قیمت کالاهای خارجی کمتر اســـت و بالعکس. افزایش قیمت مواد اولیه، کالاهای واســـطه‌ای و تجهیزات ســـرمایه‌ای منجر به افزایش قیمت تمام شـــده تولیدات خواهد شـد (برتولد و گراندلر، ۲۰۱۳). در نهایت، افزایش قیمت تمام شـده تولیدات منجر به ایجاد تورم می‌شود. در نتیجه اولین قربانی تغییر نرخ ارز، بخش تولید و بنگاه‌های تولیدی خواهند بود.

نرخ ســود بانکی: نقش بانک مرکزی در بروز تورم، یک موضـوع مهم با سـابقه طولانی است که توسط برنانکه و میشکین[1] (۱۹۹۷) و کیلیان (۲۰۰۹) مورد ارزیابی مجدد قرار گرفته است. آن‌ها ثابت کردند تورم ابتدا به ســاکن، یک عنصــر و پدیده پولی اســت. ایده اصــلی پشــت این رویکرد، نظریه تورم تنبل[2] مطرح شـده توسـط نلسـون[3] (۱۹۹۶) اسـت که عنوان می‌کند اگر یک سیاست پولی انبساطی قوی، منجر به یک افزایش پایدار و مداوم در تورم شود، تورم می‌تواند ناشی از تحریک تقاضا در مدل‌های پویا باشد. به علاوه، نرخ‌های بهره بالاتر، هزینه‌های سرمایه را افزایش می‌دهد و منجر به افزایش در هزینه‌های تولید، افزایش قیمت محصولات و کاهش انبا شت سرمایه می‌شود.

تحریم: تحریم اقتصــادی از دو کانال روی بهای تمام شــده تاثیرگذار اســت. اول اینکه با تحریم اقتصــادی، هزینه ورود برخی از کالاهای وارداتی واســطه‌ای و ســرمایه‌ای و قطعات افزایش می یابد و از این طریق بر قیمت اثر می گذارد. دوم اینکه، اگرچه ممکن اســـت با همان قیمت، کالاهای اقتصادی را بتوان وارد کرد اما این واردات به صورت مستقیم امکان‌پذیر نیست و بایستی در چند مرحله وارد شـود و این مسـئله هزینه معاملاتی را افزایش می‌دهد (فیشـهندلر و همکاران[4]، ۲۰۱۷). این امر نهایتاً منجر به افزایش ســطح قیمت‌ها و ایجاد تورم می‌شــود. همچنین در شــرایط تحریم، به دلیل نااطمینانی از آینده تولید و نرخ ارز، تقاضــا برای خرید کالا و ارز افزایش خواهد یافت که منجر به تورم خواهد شد.

کسری بودجه: برونو[5] (۱۹۹۵) معتقد بود تمامی بحران‌های تورمی به دلیل عدم تعادل در امور مالی دولت اتفاق می‌افتد. به عقیده وی، بحران‌های تورمی ریشه در بروز کسری بودجه قبل از

1. Bernanke and Mishkin
2. Sluggish Inflation
3. Nelson
4. Fischhendler et al.
5. Bruno

بحران دارد. افزایش هزینه های دولت به هر دلیلی (کاهش درآمدها، افزایش هزینه ها یا هردو)، منجر به بروز کسری بودجه خواهد شد که دولت به منظور از بین بردن کسری بودجه رو به اعمال سیاست‌های پولی از طریق افزایش حجم پول یا سیاست‌های مالی از طریق افزایش مالیات خواهد آورد. با اعمال سیاست پولی انبساطی، تقاضای کل افزایش و به دنبال آن تورم نیز افزایش خواهد یافت (تیواری و همکاران[1]، ۲۰۱۵).

۲-۵- پیشینه تحقیق

در رابطه با پیش‌بینی و بررسی عوامل موثر بر نرخ تورم در دنیا مقالات متعددی با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی، نگارش شده است. برخی محققان برای بررسی عوامل موثر بر تورم و پیش‌بینی آن از روش میانگین‌گیری پویا یا بیزین استفاده کرده‌اند. دوجاو و لوسانیام[2] (۲۰۲۲) برای پیش‌بینی نرخ تورم در مغلوستان با استفاده از روش بیزی به شناسایی پیش‌بینی‌کننده های تورم و پیش‌بینی تورم در مغولستان، یکی از اقتصادهای وابسته به کالا می‌پردازد. در این تحقیق اولاً، متغیرهای خارجی (یعنی رشد چین، تورم چین و تغییر قیمت نفت) نقش مهمی در پیش‌بینی تورم بازی می‌کنند و در طول زمان و در افق های پیش‌بینی به‌طور قابل توجهی تغییر می‌کنند. دوم، در میان متغیرهای داخلی، تورم دستمزد و رشد نقدینگی بهترین پیش‌بینی‌کننده‌ها برای افق‌های پیش‌بینی کوتاه و بلندتر هستند. سوم، استفاده از روش DMA منجر به بهبود قابل توجهی در عملکرد پیش‌بینی شده و DMA(2,15) با عوامل فراموش‌کننده انتخاب شده بهترین عملکرد در پیش‌بینی تورم برای مغولستان را داشته است. همچنین دراچال[3] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای به مدل‌سازی نرخ تورم در ایالات متحده و لهستان با استفاده از میانگین‌گیری مدل پویا (DMA) پرداخته است که نتایج این بررسی نشان داد که در مورد ایالات متحده، روش DMA کاملاً مفید است و پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به روش‌های جایگزین ارائه می‌کند. به طور خاص، تمام ویژگی های DMA (به عنوان مثال، میانگین‌گیری مدل، پارامترهای متغیر با زمان، وزن‌های به‌روز شده به صورت پویا در میانگین‌گیری مدل) کیفیت پیش‌بینی را بهبود می‌بخشد. اما تحلیل مشابه برای لهستان به چنین نتایجی منتهی نمی شود. از آنجایی که دو نوع مدل برای ایالات

1. Tiwari et al.
2. Doojav and Luvsannyam
3. Drachal

متحده (با سری‌های زمانی بلند و کوتاه) در نظر گرفته شده است می‌توان شک کرد که مشکل اعمال DMA در اقتصاد لهستان از طول سری‌های زمانی موجود ناشی می‌شود. همچنین محمدی و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله‌ای به مقایسه پیش‌بینی نرخ تورم مصرف‌کننده ایران با استفاده از تعداد بسیاری متغیر پیش‌بینی‌کننده طی دوره زمانی ۹۶-۱۳۶۹ پرداختند. متغیرهای مورد استفاده شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان متغیر وابسته و ۱۰۷ متغیر مستقل (پیش‌بینی‌کننده) بوده که در نه بلوک (بلوک قیمتی، بلوک تقاضا، بلوک دولت، بلوک خارجی، بلوک ستاده، بلوک پولی، بلوک مالی، بلوک انرژی و بلوک نیروی‌کار) به منظور استخراج عوامل گنجانده شده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که پیش‌بینی مدل‌های گزینشی‌نمودن (DMS) و متوسط‌گیری الگوی پویا (DMA) نسبت به سایر روش‌های پیش‌بینی سنتی دارای عملکرد کاراتری برای نرخ تورم ایران هستند. یافته‌ها حاکی از آن‌است که در تمامی افق‌های پیش‌بینی، بلوک‌های پولی و قیمتی دارای بیشترین تعداد در استفاده از مدل بهینه در طول زمان بوده و کمترین تعداد نیز به بلوک دولت اختصاص داشته است. بابایی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل موثر بر تورم با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۰ پرداختند. نتایج تحقیق بر اساس خروجی مدل‌های TVP، DMS، DMA بیانگر این واقعیت است که نرخ رشد نقدینگی ۱۹، نرخ رشد اقتصادی ۷، نرخ بیکاری ۸، نرخ ارز ۳۱، تغییرات نرخ سود تسهیلات بانکی ۱۴، نرخ رشد درآمدهای نفتی ۱۵، نااطمینانی تورم ۱۴ و نرخ رشد کسری بودجه ۴ دوره از ۱۰۰ دوره زمانی تحت بررسی همگی دارای تاثیر معنی‌داری بر تورم هستند. بر این اساس می‌توان بیان داشت که نرخ ارز، رشد نقدینگی و درآمدهای نفتی مهم‌ترین شاخص‌های موثر بر تورم در دوره مورد بررسی بوده‌اند.

برخی محققان نیز به بررسی و پیش‌بینی نرخ تورم با استفاده از روش رگرسیون معمولی پرداختند. ماندالینچی[1] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به پیش‌بینی نرخ تورم در کشورهای نوظهور طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۷۹ پرداخت. این مقاله به ارزیابی مدل‌های پیش‌بینی خارج نمونه‌ای مختلف اقتصادسنجی برای پیش‌بینی نرخ تورم در سه بعد زمان، بازارهای نوظهور (EMs) و مدل‌ها می‌پردازد. مدل‌های در نظر گرفته شده شامل مدل‌های تک متغیره و چند متغیره، مدل‌های

[1]. Mandalinci

پارامترهای ثابت و متغیر در زمان، مدل‌های نوسانات ثابت و تصادفی، مدل‌هایی با استفاده از مجموعه داده‌های کوچک و بزرگ هستند. نتایج نشان می‌دهد که عملکرد پیش‌بینی مدل‌های مختلف به طور قابل توجهی در هر دو بعد زمان و مقطع تغییر می‌کند. مشابه یافته‌های اخیر در ادبیات کشورهای توسعه‌یافته، مدل‌هایی که نوسانات تصادفی و پارامترهای متغیر در زمان را در نظر می‌گیرند، پیش‌بینی‌های دقیق‌تری برای تورم نسبت به کشورهای نوظهور ارائه می‌دهند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که قابلیت پیش‌بینی تورم با استقلال بانک مرکزی همبستگی منفی دارد. نظیری و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی نقش متغیرهای اقتصاد کلان بر وقوع تورم رکودی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۳ پرداختند. در این مطالعه اثر متغیرهای کسری بودجه دولت، قیمت نفت، درآمدهای نفتی، حجم پول، نرخ سود بانکی، بهره‌وری نیروی کار، نرخ دستمزد، نرخ ارز، تحریم و آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی بر تورم رکودی ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار متغیرهای حجم پول، نرخ ارز، نرخ دستمزد و تحریم و اثر منفی و معنی‌دار قیمت نفت، درآمدهای نفتی، نرخ سود بانکی و بهره‌وری نیروی کار بر تورم رکودی است.

برخی محققان نیز برای پیش‌بینی تورم از روش‌های تلفیقی یا جدیدتر استفاده کرده‌اند. البناساوی و الیس[1] (۲۰۲۲) در مقاله‌ای اثرات ساختار اقتصادی و سیاسی را بر تورم در کشورهای منتخب با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل شده بیانگر این است که تورم بالاتر با افزایش اندازه بخش منابع طبیعی، اقتصاد سایه، بی‌ثباتی سیاسی بیشتر و سیستم‌های سیاسی کمتر دموکراتیک همراه بوده است. این نتایج برای نمونه‌های فرعی کشورهای درحال‌توسعه نیز صادق بوده است. المرحوبی[2] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر تورم را با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته در ۹۴ کشور در دوره ۲۰۱۴-۱۹۷۰ بررسی کرده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی بر تورم تأثیر منفی دارد. همچنین، از منظر سیاست‌گذاری، یافته‌ها نشان می‌دهند که توسعه ناشی از پیچیدگی بازار، یک جزء مهم پیچیدگی اقتصادی است که سبب تخصصی شدن صادرات و کاهش تورم خواهد شد، که هدف حیاتی

1. Elbahnasawy and Ellis
2. Al Marhubi

سیاست‌های اقتصاد کلان است. ایزدخواستی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی عوامل اثرگذار بر تورم با تأکید بر اقتصاد دانش‌بنیان در کشورهای صادرکننده نفت طی بازه زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۱ و با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) پرداختند. نتایج حاصل شده بیانگر این است که وقفه تورم، نرخ رشد نقدینگی، تفاضل رشد تولید ناخالص داخلی از رشد نقدینگی، باز بودن اقتصاد و مخارج مصرفی دولت در سناریوهای مختلف اثر مثبت و رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، رژیم نهادی و مشوق‌های اقتصادی، سرمایه انسانی، تحقیقات و پیچیدگی بازار اثر منفی بر نرخ تورم داشته‌اند. شاخص فناوری اطلاعات و ارتباط اثرات معنی‌داری بر تورم نداشته است.

همان‌طور که گفته شد در تحقیقات پیشین از روش‌های متعددی برای بررسی و پیش‌بینی تورم در کشورهای مختلف استفاده شده است. در این تحقیق برای بررسی عوامل موثر بر تورم از متغیرهای کلان اقتصادی کمتر بکار گرفته شده در تحقیقات پیشین، و روش میانگین‌گیری بیزی استفاده می شود تا مهمترین مولفه‌های تاثیرگذار بر تورم در ایران مشخص شده و امکان پیش‌بینی نرخ تورم برای دوره‌های آتی وجود داشته باشد. همچنین برای بررسی دقت پیش‌بینی انجام شده با روش بیزی، به مقایسه این روش با انواع روش‌های مختلف پیش‌بینی پرداخته می‌شود تا در نهایت بهترین الگو برای پیش‌بینی نرخ تورم ایران حاصل شود.

۳- پیش‌بینی تورم

۳-۱- منحنی فیلیپس تعمیم یافته

بسیاری از مدل‌های پیش‌بینی تورم مبتنی بر منحنی فیلیپس هستند که در آن تورم فعلی تنها به نرخ بیکاری و تاخیرهای تورم و بیکاری بستگی دارد. مقالات نویسندگانی مانند استاک و واتسون (۱۹۹۹) شامل پیش‌بینی‌کننده‌های اضافی هستند که منجر به منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته می‌شود. منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته[1] به عنوان نقطه شروع در نظر گرفته می‌شود. تمام مدل‌های استفاده شده در این مقاله بر اساس معادله (۱) ساخته شده‌اند:

$$y_t = \emptyset + x'_{t-1}\beta + \sum_{j=1}^{p}\gamma_j y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن y_t نرخ تورمی است که به صورت $\ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})$ تعریف می‌شود و P_t نیز شاخص قیمت

[1]. Generalized Phillips Curve

است. همچنین x_t بردار پیش‌بینی‌کننده‌ها است. این معادله با استفاده از اطلاعات داده شده در طول دوره t-1 اقدام به پیش‌بینی در زمان t می‌کند. هنگام پیش‌بینی دوره‌های آینده (h>1)، می‌توان از روش مستقیم پیش‌بینی استفاده و y_t و ε_t را با y_{t+h-1} و ε_{t+h-1} در معادله (۱) جایگزین کرد.

۳-۲- مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان

در پژوهش‌های اقتصاد کلان تجربی اغلب از مدل‌های پارامتر متغیر در زمان[1] (TVP) استفاده می‌شود که با استفاده از روش‌های فضا حالت[2] مانند فیلتر کالمن[3] تخمین زده می‌شود. برای یک بازه زمانی شامل t=1,…,T داریم:

$$y_t = z_t\theta_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t \quad (۳)$$

در این معادله، y_t تورم، $z_t = [1, x_{t-1}, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}]$ یک بردار m×1 از پیش‌بینی‌کننده‌های تورم ا ست (شامل وقفه‌های تورم)، $\theta_t = [\phi_{t-1}, \beta_{t-1}, \gamma_{t-1}, \dots, \gamma_{t-p}]$ بردار m×1 ضرایب (حالت)، $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$ و $\eta_t \sim N(0, Q_t)$. خطاهای ε_t و η_t در تمام وقفه‌ها به طور متقابل مستقل فرض می‌شوند. اگر تعداد متغیرهای توضیحی در z_t زیاد باشد، چنین مدل‌هایی اغلب می‌توانند بیش از حد در نمونه برازش کنند و بنابراین، پیش‌بینی ضعیفی دارند.

مدل های تعمیم یافته (۲) و (۳) در قالب TVP-VARها نیز شامل مجموعه متغیر های توضیحی یکسانی در همه زمان‌ها می‌شوند. گرن و همکاران (۲۰۰۸) برای پیش‌بینی تورم، از مدلی استفاده کردند که معادله اندازه‌گیری (۲) را به صورت زیر تغییر می‌دهد:

$$y_t = \sum_{j=1}^{m} s_j\, \theta_{jt} z_{jt} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که در آن θ_{jt} و z_{jt} عناصر jام θ_t و z_t هستند. ویژگی اضافه شده به مدل این است که $s_j \in \{0,1\}$. با این شرایط به هر پیش‌بینی‌کننده تورم اجازه بررسی می‌دهد. (اگر $s_j = 1$) یا حذف شود (اگر $s_j = 0$ باشد)، اما s_j در طول زمان تغییر نمی‌کند. یعنی این مدل یا شامل یک پیش‌بینی‌کننده در تمام مقاطع زمانی است یا آن را در تمام مقاطع زمانی استثنا می‌کند. این شرط اجازه نمی‌دهد که مجموعه پیش‌بینی‌کننده‌ها در طول زمان تغییر کند. این درمان کلیدی توسط روش DMA ارائه

[1]. Time Varying Parameter
[2]. State Space
[3]. Kalman Filter

شده است.

۳-۳- مدل متوسط‌گیری پویا

برای تعریف کاری که در این مقاله انجام می‌شـود، فرض کنید مجموعه‌ای از مدل‌های K داریم که با داشتن زیر مجموعه‌های مختلف z_t به عنوان پیش‌بینی‌کننده مشخص می شوند. با نشان دادن $z^{(k)}$ برای سری k=1,…,K، مدل‌های قبلی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = z_t^{(k)}\theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)} \quad (۵)$$

$$\theta_{t+1}^{(k)} = \theta_t^{(k)} + \eta_t^{(k)} \quad (۶)$$

که در آن $\varepsilon_t^{(k)} \sim N(0, H_t^{(k)})$ و $\eta_t^{(k)} \sim N(0, Q_t^{(k)})$. این واقعیت که ما به مدل های مختلف اجازه می‌دهیم در هر نقطه از زمان وجود داشـته باشـند و میانگین‌گیری مدل را انجام می‌دهیم، اصطلاح مدل متوسط‌گیری پویا[1] (DMA) را توجیه می‌کند. به طور دقیق، هنگام پیش‌بینی متغیرها در زمان t با اسـتفاده از اطلاعات زمان t-1، DMA شـامل محاسـبه $\Pr(L_t = k|y^{t-1})$ برای k=1,…,K و میانگین‌گیری پیش‌بینی‌ها در بین مدل‌ها با اسـتفاده از این احتمالات اسـت. مدل انتخاب پویا[2] DMS نیز شـامل انتخاب مدل یکه با بالاترین مقدار برای $\Pr(L_t = k|y^{t-1})$ و استفاده از آن برای پیش‌بینی است. جزئیات محاسبه $\Pr(L_t = k|y^{t-1})$ در ادامه ارائه می‌شود.

الگوهایی مانند الگوی (۴) به طور بالقوه در اقتصاد کلان تجربی بسیار مورد توجه بوده‌اند، زیرا آن‌ها اجازه می‌دهند مجموعه پیش‌بینی‌کننده‌های تورم در طول زمان تغییر کند و همچنین اجازه می‌دهند تا اثرات حاشـیه‌ای پیش‌بینی‌کنندگان در طول زمان تغییر کند. مشـکلات چنین چارچوبی این است که بسیاری از مدل‌ها می‌توانند تعداد زیادی پارامتر داشته باشند (و از این رو، ریسـک بیش از حد پارامتری شـدن را دارند) و بار محاسـباتی وقتی که K بزرگ اسـت به وجود می‌آید نشان می‌دهد که تخمین می‌تواند زمان زیادی طول بکشد (یک اشکال بالقوه جدی هنگام پیش‌بینی در زمان واقعی).

برای درک منبع و ماهیت این مشـکلات، در نظر بگیرید که چگونه محقق می‌تواند مدل ارائه شـده (۴) را تکمیل کند. برای نحوه ورود/خروج پیش‌بینی‌کننده‌های مدل در زمان واقعی به

---

[1]. Dynamic Model Averaging
[2]. Dynamic Model Selection

یک سری ویژگی‌ها نیاز است. یک راه ساده برای انجام این کار از طریق یک ماتریس انتقال P، با عناصر $p_{ij} = \Pr(L_t = i|L_{t-1} = j)$ برای i,j=1,…,k است. استنتاج بیزی در چنین مدلی از نظر تئوری تا حدودی ساده است، اما از نظر محاسباتی غیرممکن است زیرا P معمولاً یک ماتریس با درجه‌های بالا است. موردی را در نظر بگیرید که در آن تعداد m پیش‌بینی‌کننده بالقوه داریم و مدل‌های ما بر اساس اینکه هر کدام مشمول یا حذف می‌شوند، تعریف می‌شوند. سپس داریم $K = 2^m$ و P یک ماتریس K×K است. در صورتی‌که m بسیار کوچک باشد، P پارامترهای زیادی خواهد داشت که استنتاج بسیار غیردقیق و محاسبه بسیار کند خواهد بود. بنابراین، یک رویکرد بیزی کامل به DMA می‌تواند بسیار دشوار باشد. در این مقاله، ما از تقریب‌های پیشنهاد شده توسط رافتری و همکاران[1] (۲۰۱۰) در یک کاربرد صنعتی استفاده می‌کنیم. این تقریب‌ها این مزیت بزرگ را دارند که می‌توان از روش فضا–حالت استاندارد (مانند فیلتر کالمن) استفاده کرد که امکان پیش‌بینی سریع در زمان واقعی را فراهم می‌کند.

تقریب‌های استفاده شده توسط رافتری و همکاران (۲۰۱۰) شامل دو پارامتر λ و α است که به عنوان عوامل فراموش شده[2] نامیده می‌شوند و مقدار آن‌ها به‌صورت ثابت کمتر از یک است. برای توضیح نقش این عوامل، ابتدا مدل فضا حالت استاندارد در (۲) و (۳) را در نظر بگیرید. برای مقادیر داده شده H_t و Q_t، از فیلتر کردن و هموار سازی نتایج استاندارد می‌توان برای انجام تخمین بازگشتی یا پیش‌بینی استفاده کرد. یعنی فیلتر کالمن با این نتیجه شروع می‌شود که:

$$\theta_{t-1}|y^{t-1} \sim N(\hat{\theta}_{t-1}, \sum_{t-1|t-1}) \qquad (۷)$$

که در آن پارامترهای $\hat{\theta}_{t-1}$ و $\sum_{t-1|t-1}$ استاندارد هستند. البته در اینجا این پارامترها به H_t و Q_t بستگی دارند. سپس فیلتر کالمن از فرمول ذیل استفاده می‌کند.

$$\theta_t|y^{t-1} \sim N(\hat{\theta}_{t-1}, \sum_{t|t-1}) \qquad (۸)$$

که در آن:

$$\sum_{t|t-1} = \sum_{t-1|t-1} + Q_t$$

چنین رویکردی مدت‌هاست که در ادبیات مدل فضا حالت استفاده می‌شود که به تحقیقات

---

1. Raftery et al.
2. Forgetting Factors

فاگین[1] (۱۹۶۴) و جازوینسکی[2] (۱۹۷۰) بر می‌گردد. کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۵) توجیه مفصلی از این تقریب ارائه می‌دهند و رویکرد حاصل را به روش‌های آماری مرتبط می‌کنند. یک راه جایگزین برای تفسیر λ این است که باید توجه داشت که به اندازه مقدار موثر $\frac{1}{1-\lambda}$ دلالت دارد. به طور معمول مقدار λ نزدیک به یک استخراج می‌شود که بیانگر تکامل تدریجی ضرایب است. رافتری و همکاران (۲۰۱۰) مقدار λ را ۰/۹۹ محاسبه کرده‌اند.

۳-٤- متغیرهای تحقیق

برای پیش‌بینی نرخ تورم در ایران از داده‌های فصلی طی بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۹ استفاده شده است. برای پیش‌بینی نرخ تورم به روش میانگین‌گیری بیزی از متغیرهای تاثیرگذار زیر بر اساس مبانی نظری استفاده شده است. با توجه به تعریف متغیرها و نحوه محاسبه آن‌ها، مدل تحقیق از نوع Linear-Linear است[3].

جدول ۱: متغیرهای مدل

متغیر	توضیح
Inf	درصد تغییر در شاخص قیمت‌ها (CPI)
G	درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی
Unemp	نرخ بیکاری (درصد)
FixInv	درصد تغییر در سرمایه‌گذاری ثابت خصوصی
Rent	درصد تغییر در نرخ اجاره مسکن
M	درصد تغییر در نقدینگی
I	نرخ بهره (سود بانکی)
Hstart	درصد رشد تعداد واحدهای مسکونی نوساز
Tepix	درصد تغییر در شاخص بورس اوراق بهادار تهران
Exp	درصد تغییر در هزینه زندگی خانوار
Wage	درصد رشد نرخ دستمزد کارگران

منبع: بانک مرکزی و مرکز آمار ایران

برای ا ستخراج داده‌های مورد نیاز تحقیق از پایگاه‌های اطلاعاتی بانک مرکزی ایران، مرکز آمار، بانک جهانی و سازمان بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. با توجه به اینکه نرخ

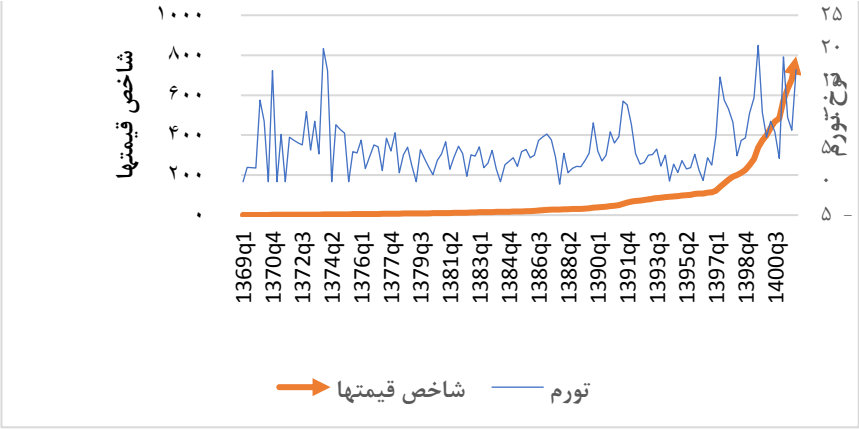
---

1. Fagin
2. Jazwinsky
3. برای مطالعه بیشتر مراجعه کنید به کتاب تحلیل‌های اقتصادسنجی، نوشته ویلیام اچ گرین، فصل دوم.

تورم فصلی توسط مراجع رسمی اعلام نمی‌شود بنابراین برای محاسبه نرخ تورم فصلی، از درصد تغییر شاخص قیمت‌ها (CPI) بصورت فصلی که توسط بانک مرکزی اعلام می‌شود استفاده شده است. این پژوهش علاوه بر تحقیق پیمایشی، تحقیق پسا رویدادی در حوزه تحقیقات اثباتی اقتصادی و مبتنی بر اطلاعات تاریخی واقعی است. در این تحقیق پس از استخراج اطلاعات کافی از نمونه‌ها و استخراج و محاسبه ارزش هر یک از متغیرها، با استفاده از نرم‌افزارهای EXCEL و STATA18 به تجزیه و تحلیل یافته‌ها و محاسبه ضرایب متغیرها پرداخته شده است.

٤- نتایج و بحث

نمودار ذیل، روند تغییرات شاخص قیمت‌ها و نرخ تورم طی سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۶۹ را نشان می‌دهد.

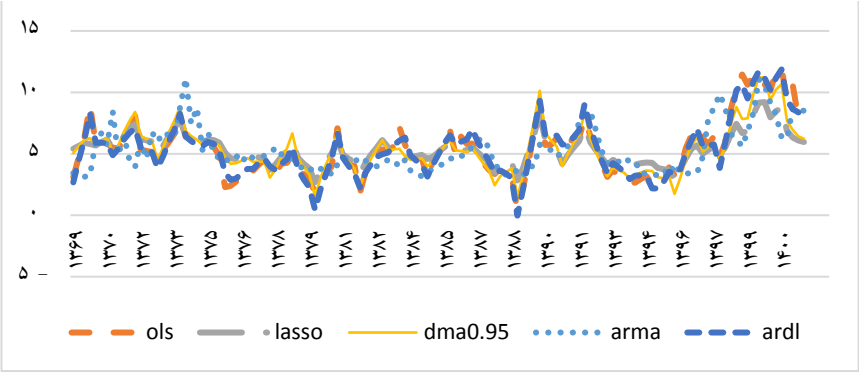


نمودار ۱: روند تغییرات شاخص قیمت‌ها و نرخ تورم در ایران

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

شاخص قیمت‌ها یا همان CPI در نمودار فوق بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ است که همان‌طور که مشخص است مقدار برای پایان سال ۱۴۰۱ به حدود عدد ۸۰۰ رسیده است. همچنین همان‌طور که نمودار (۱) نشان می‌دهد نرخ تورم فصلی در ابتدای دهه ۷۰ و انتهای دهه ۹۰ نوسانات زیادی داشته است اما می‌توان گفت میانگین تورم فصلی در بازه مورد بررسی حدود ۵/۳ درصد بوده است. نوسانات شدید نرخ تورم در چند سال اخیر موجب شده تا پیش‌بینی نرخ تورم کمی مشکل شده و خطای پیش‌بینی افزایش یابد.

جدول (۲) عملکرد پیش‌بینی کننده‌های تورم و نمودار (۲) مقایسه مقادیر پیش‌بینی‌شده داخل نمونه‌ای را نشان می‌دهد. در این تحقیق از روش های حداقل مربعات معمولی (OLS)، خودرگرسیون میانگین متحرک (ARMA)، خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL)، میانگین‌گیری پویای بیزی (DMA) و رگرسیون لاسو (Lasso) جهت پیش‌بینی و مقایسه دقت پیش‌بینی نرخ تورم استفاده شده است. برای مقایسه خطای پیش‌بینی نیز از معیار جذر میانگین مربعات خطا (RMSE) استفاده شده است.



نمودار ۲: مقایسه پیش بینی تورم داخل نمونه‌ای توسط پیش‌بینی کننده‌ها

منبع: یافته‌های تحقق

جدول ۱: متغیرهای مدل

متغیر	توضیح
Inf	درصد تغییر در شاخص قیمت‌ها (CPI)
G	درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی
Unemp	نرخ بیکاری (درصد)
FixInv	درصد تغییر در سرمایه‌گذاری ثابت خصوصی
Rent	درصد تغییر در نرخ اجاره مسکن
M	درصد تغییر در نقدینگی
I	نرخ بهره (سود بانکی)
Hstart	درصد رشد تعداد واحدهای مسکونی نوساز
Tepix	درصد تغییر در شاخص بورس اوراق بهادار تهران
Exp	درصد تغییر در هزینه زندگی خانوار
Wage	درصد رشد نرخ دستمزد کارگران

منبع: بانک مرکزی و مرکز آمار ایران

جدول ۲: مقایسه عملکرد مقادیر پیش‌بینی با مقادیر واقعی تورم

مدل	1401Q1	1401Q2	1401Q3	1401Q4	RMSE
تورم واقعی	۱۸/۷۴	۹/۶۶	۷/۷۳	۱۶/۸۴	–
OLS	۹/۴۰	۱۰/۶۰	۷/۹۷	۷/۸۶	۳/۵۰
ARMA (4,1)	۶/۲۳	۸/۷۰	۸/۴۸	۸/۵۰	۳/۷۸
ARDL (1)	۸/۳۱	۸/۶۳	۶/۶۵	۸/۶۱	۳/۶۲
DMA ($\alpha = \lambda = 0.99$)	۱۰/۷	۱۰/۳	۸/۱	۹/۵۴	۳/۴۸
DMA ($\alpha = \lambda = 0.95$)	۱۰/۸	۱۰/۲	۸/۰۵	۹/۷۹	۳/۴۵
Lasso	۱۰/۸۷	۸/۳۲	۶/۱۰	۸/۵۹	۳/۵۴

ماخذ: یافته‌های تحقیق

مقدار عوامل فراموش شده برای مدل میانگین‌گیری پویای بیزی (DMA) همچون مطالعات رافتری و همکاران (۲۰۱۰)، کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۵)، بلمونته و کوپ (۲۰۱۳) و ناصر و علایی (۲۰۱۸) به صورت ($\alpha = \lambda = 0.99$) در نظر گرفته شده است.

همچنین مطابق مطالعات دراچل (۲۰۱۶)، باور و همکاران (۲۰۱۶)، فریرا و پالما (۲۰۱۵) و فیلیپو (۲۰۱۵) برای عوامل فراموش شده مقدار ($\alpha = \lambda = 0.95$) نیز در نظر گرفته شده است.

همان‌طور که مشخص است روش DMA خطای پیش‌بینی کمتری نسبت به سایر روش‌ها دارد. روش ARMA نیز با در نظر گرفتن کاراترین وقفه‌ها، دارای بیشترین میزان خطا است به این معنا که پیش‌بینی نرخ تورم بدون در نظر گرفتن متغیرهای مستقل تاثیرگذار، خطای پیش‌بینی بیشتری دارد. از بین دو روش DMA محاسبه شده نیز روش DMA با فرض $\alpha = \lambda = 0.95$ (یعنی ضرایب حرکت سریعی در زمان دارند) عملکرد بهتری در پیش‌بینی نرخ تورم داشته است. برای برآورد روش میانگین‌گیری بیزی در نرم‌افزار STATA از دستور رگرسیون میانگین‌گیری بیزی استفاده شده است.

جدول (۳) میزان تاثیرگذاری متغیرهای در نظر گرفته شده برای پیش‌بینی نرخ تورم را نشان می‌دهد تا مشخص شود کدام متغیرها تاثیر بیشتری بر تورم دارند.

جدول ۳: میزان تاثیرگذاری متغیرها بر نرخ تورم

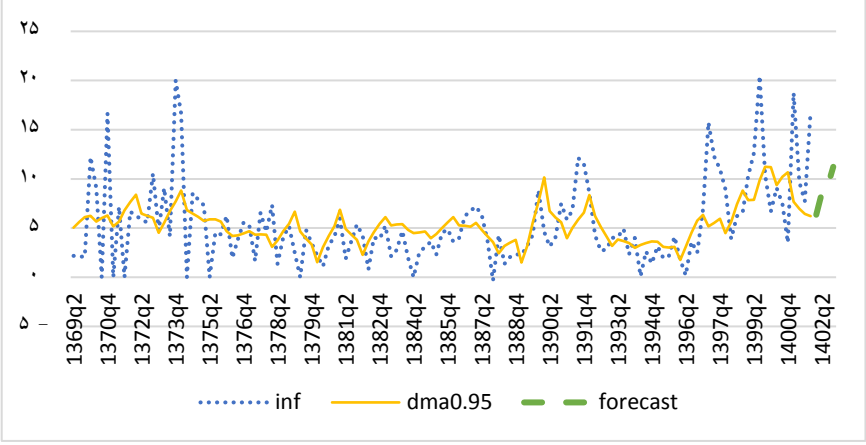
متغیرها	ضریب	PIP
Exp	۰/۷۳	۰/۹۹
Unemp	-۰/۳۰	۰/۴۶

متغیرها	ضریب	PIP
Wage	۰/۱۰	۰/۲۴
Hstart	۰/۰۱۹	۰/۱۶
M	۰/۰۰۸	۰/۱۳
G	۰/۰۰۴	۰/۱۲
FixInv	۰/۰۰۱	۰/۱۱
Rent	۰/۰۰۱	۰/۱۱
I	۰/۰۰۰۱	۰/۱۰
Tepix	۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۹

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول (۳) نشان می‌دهد متغیرهای Exp یا همان نرخ رشد هزینه‌های مصرفی خانوارها، نرخ بیکاری و نرخ دستمزد کارگران بیشترین تاثیر را بر نرخ تورم در ایران و در طی سال‌های ۶۹ تا ۱۴۰۱ داشته‌اند. شاخص PIP نیز احتمال تاثیرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته را در مدل‌های میانگین‌گیری بیزی نشان می‌دهد.

نمودار ذیل، روند پیش‌بینی روش DMA برای دوره مورد بررسی در مقایسه با نرخ تورم واقعی و همچنین پیش‌بینی ۴ فصل جلوتر (سال ۱۴۰۲) را نشان می‌دهد. در این تحقیق دوره ۱۴۰۱:۴ – ۱۳۹۶:۱ دوره تخمین و مقایسه پیش‌بینی‌کننده ها و دوره ۱۴۰۲:۴ – ۱۴۰۲:۱ دوره پیش‌بینی با استفاده از روش بیزی است.



نمودار ۳: مقایسه نرخ تورم واقعی و مقدار پیش‌بینی شده با روش DMA

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نمودار (۳) نشان می‌دهد پیش‌بینی نرخ تورم با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی همسو و هم‌جهت با نرخ تورم واقعی بوده و توانسته است پیش‌بینی مناسبی انجام دهد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

پیش‌بینی تورم یکی از مهم‌ترین، اما دشوارترین مسائل در اقتصاد کلان است. رویکردهای مختلف بسیاری نیز در این زمینه پیشنهاد شده است. شاید محبوب‌ترین این رویکردها آن‌هایی باشند که مبتنی بر منحنی فیلیپس هستند؛ اما چارچوب کلی شامل یک متغیر وابسته مانند تورم (یا تغییر در تورم) و متغیرهای توضیحی از جمله وقفه‌های تورم، نرخ بیکاری و سایر عوامل پیش‌بینی‌کننده است. در این بین، روش‌های بازگشتی و مبتنی بر رگرسیون تا حدودی موفقیت‌آمیزتر بوده‌اند. بر اساس نظر استاک و واتسون (۲۰۰۸) از مهمترین مشکلاتی که مدل‌های گذشته (مدل‌های سنتی منطبق بر فروض محدودکننده کلاسیکی) برای پیش‌بینی داشتند این بود که نمی‌توانستند پیش‌بینی درستی در طول زمان انجام دهند و گاه مشاهده شده بود که برخی مدل‌ها می‌توانستند پیش‌بینی را تنها در دوران رکود به خوبی تخمین بزنند و برخی دیگر از مدل‌ها پیش‌بینی را تنها در دوران رونق بهتر تخمین می‌زدند و این باعث شده بود که مدلی را نتوان برشمرد که این مشکل را حل کند به طوری که قادر باشد در تمامی مقاطع زمانی (رونق و رکود) پیش‌بینی‌های قابل اعتمادتری را ارائه دهد. برای رفع این مشکل از روش میانگین‌گیری بیزی استفاده کردند. علاوه بر این یکی از مزایای مهم این روش نسبت به سایر روش‌های سنتی و متعارف سری زمانی نظیر حداقل مربعات معمولی (OLS) این است که در این رهیافت نیازی به بررسی آزمون‌های ریشه واحد در مورد متغیرهای سری زمانی نیست و هیچ ضرورتی در مورد پایایی متغیر در سطح نیست. از این رو، در این رهیافت محقق نباید نگران ناپایایی متغیرها و تفاضل‌گیری متغیرهای سری زمانی باشد.

هدف کلی این مطالعه پیش‌بینی نرخ تورم با استفاده از متغیرهای اقتصادی تاثیرگذار بر آن بود. در این تحقیق سعی بر آن بود که با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی بهترین مدل برآوردی که توانایی پیش‌بینی تورم در ایران را دارد مورد بررسی قرار گیرد. در همین راستا ابتدا به بررسی مطالعات قبلی انجام شده در این زمینه پرداخته و سپس مهمترین متغیرهای اقتصادی تاثیرگذار بر

تورم شناسایی و جهت پیش‌بینی نرخ تورم به کار گرفته شدند. برای این منظور از داده‌های فصلی متغیرها طی بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۹ استفاده شد. در این تحقیق از روش‌های حداقل مربعات معمولی (OLS)، خودرگرسیون میانگین متحرک (ARMA)، خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL)، میانگین‌گیری پویای بیزی (DMA) و رگرسیون لاسو (Lasso) جهت پیش‌بینی و مقایسه دقت پیش‌بینی نرخ تورم استفاده شد. نتایج پیش‌بینی نشان داد روش DMA خطای پیش‌بینی کمتری نسبت به سایر روش‌ها دارد. روش ARMA نیز با در نظر گرفتن کاراترین وقفه‌ها، دارای بیشترین میزان خطا است به این معنا که پیش‌بینی نرخ تورم بدون در نظر گرفتن متغیرهای مستقل تاثیرگذار، خطای پیش‌بینی بیشتری دارد. از بین دو روش DMA محاسبه شده نیز روش DMA با فرض $\alpha = \lambda = 0.95$ (یعنی ضرایب حرکت سریعی در زمان دارند) عملکرد بهتری در پیش‌بینی نرخ تورم داشته است. همچنین متغیرهای Exp یا همان نرخ رشد هزینه‌های مصرفی خانوارها، نرخ بیکاری و نرخ دستمزد کارگران بیشترین تاثیر را بر نرخ تورم داشته‌اند.

بنابراین بر اساس نتایج حاصل شده در این تحقیق می‌توان گفت توجه به پارامترهای اقتصادی رفتاری خانوارها در انتخاب سیاست بهینه مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. عواملی همچون افزایش قیمت خواربار مصرفی خانوارها، افزایش بالای دستمزد کارگران، افزایش حجم پولی، افزایش نرخ بهره و افزایش نرخ اجاره مسکونی قطعا موجب شکل‌گیری انتظارات تورمی در جامعه شده و می‌تواند موجب بی‌ثباتی و تغییرات تورم آتی از مسیر تعادلی شود. کنترل بر بازار خواربار مصرفی خانوارها، کنترل بر بازار مسکن، اصلاح الگوی دستمزدی در کشور، کنترل نرخ بهره در بانک‌ها، استفاده از سیاست‌های پولی انقباضی می‌تواند موجب کنترل و کاهش انتظارات تورمی نزد مردم شود.

References

Al Marhubi, F. (2021). Economic Complexity and Inflation: An Empirical Analysis. *Atlantic Economic Journal*, **49**: 259-271.

Ang, A., & Bekaert, G., & Wei, M. (2007). Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?. *Journal of Monetary Economics*, **54**: 1163-1212.

Atkeson, A., & Ohanian, L. (2001). Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, **25**: 2-11.

Babaei, M., & Tavakolan, H., & Shakeri, A. (2018). Predicting the Effect of Factors Affecting Inflation using Dynamic Averaging Models. *Economic Research*, **18**(71): 261-311. (In Persian).

Bernanke, B., & Mishkin, F. (1997). Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?. *NBER Working Paper* No.5893.

Berthold, N., & Grundler, K. (2013). The Determinants of Stagflation in a Panel of Countries. Julius Maximilian University of Würzburg, Chair of Economic Order and Social Policy, *Discussion Paper Series* 117.

Cashin, P., Mohaddes, K., Raissi, M., & Raissi, M. (2014). The Differential Effects of Oil Demand and Supply Shocks on the Global Economy, *Energy Econ* **44**(1): 113-134.

Doojav, G-O., & Luvsannyam, D. (2022). Forecasting Inflation in Mongolia: A Dynamic Model Averaging Approach. *Journal of Time Series Econometrics*, **15**(1): 27-48.

Drachal, K. (2020). Forecasting the Inflation Rate in Poland and U.S. using Dynamic Model Averaging. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, **XXIII**(2): 18-34.

Elbahnasawy, N., & Ellis, M. (2022). Inflation and the Structure of Economic and Political Systems. *Structural Change and Economic Dynamics*, **60**: 59-74.

Fagin, S. (1964). Recursive Linear Regression Theory, Optimal Filter Theory, and Error Analyses of Optimal Systems. *IEEE International Convention Record*, Part i: 216-240.

Fischhendler, I., Herman, L., & Maoz, N. (2017). The Political Economy of Energy Sanctions: Insights from a Global Outlook 1938–2017. *Energy Research and Social Science*, **34**(1): 62-71.

Güntner, J. (2013). How Do Oil Producers Respond to Oil Demand Shocks?. *Economics Working Papers*, Department of Economics. Johannes Kepler University Linz, Austria.

Groen, J., Paap, R., & Ravazzolo, F. (2013). Real-Time Inflation Forecasting in a Changing World. *Journal of Business and Economic Statistics*, **31**(1): 29-44.

Izadkhasti, H., Negintaji, Z., & Najafi, M. (2022). Investigating the Factors Affecting on Inflation with Emphasis on Knowledge based Economy in Oil Exporting Countries. *Stable Economy Journal*, **3**(3): 50-71. (In Persian).

Jafari Samimi, A., Azami, K., & Azizian, J. (2015). The Uncertain Effect of Macroeconomic Variables (Exchange Rate, Inflation and Growth Rate) on Imports of Selected Countries Currently Developing (Including Iran). *Quantitative Economics*, **12**(3): 27-49. (In Persian).

Jazwinski, A. (1970). *Stochastic Processes and Filtering Theory*. New York: Academic Press.

Kafaee, M., & Ghasemi, H. (2012). Investigating Factors Affecting Iran's Inflation using the Bayesian Averaging Approach. *Economics and Modelling*, **2**(7&8): 27-58. (In Persian).

Kilian, L. (2009). Oil Price Shocks, Monetary Policy and Stagflation. *CEPR Discussion Papers* No. 7324.

Koop, G., & Korobilis, D. (2015). Forecasting Inflation using Dynamic Model Averaging. *International Economic Review*, **53**(3): 867-886.

Lovch, Y., & Laborda, A. (2018). Monetary Policy Shocks, Inflation Persistence, and Long Memory. *Journal of Macroeconomics*, **55**(1): 117-127.

Mandalinci, Z. (2017). Forecasting Inflation in Emerging Markets: An Evaluation of Alternative Models. *International Journal of Forecasting*, **33**(4): 1082-1104.

Mohammadi, T., Bahrami, J., & FahimiFar, F. (2021). Comparing the Forecast of Iran's Consumer Inflation Rate using a Large Number of Predictor Variables. *Quantitative Economics*, **18**(6): 159-190. (In Persian).

Naziri, M., ShahAbadi, A., & Nemati, M. (2018). The Role of Macroeconomic Variables on the Occurrence of Stagnant Inflation in Iran's Economy. *Economic Policy*, **10**(20): 35-70. (In Persian).

Raftery, A., Karny, M., & Ettler, P. (2010). Online Prediction under Model Uncertainty via Dynamic Model Averaging Application to a Cold Rolling Mill. *Technical Report* 525, Department of Statistics, University of Washington.

Salisu, A., & Isah, K. (2018). Predicting US Inflation: Evidence from a New Approach. *Economic Modelling*, **71**(C): 1-25.

Stock, J., & Watson, M. (1999). Forecasting Inflation. *Journal of Monetary Economics*, **44**: 293-335.

Stock, J., & Watson, M. (2008). Phillips Curve Inflation Forecasts. *NBER Working Paper* No. 14322.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 334-364

Analysis of the micro-effects of macroeconomic variables on firm profit by the system dynamics method: A case study of Taban Hoor Energy Management Company

Zainab Khorram[1], Zarir Negintaji[*2]

Received: 29-04-2023 Accepted: 05-08-2023

Extended Abstract

Purpose: The net profit in economic enterprises is the result of financial and economic investment activities. These activities may be affected by internal and external environmental factors. In this research, the effect of macroeconomic variables on the profitability of Omid Taban Energy Management Company, as one of the large and active companies in the country's energy industry, has been investigated based on the company's financial statements from 2017 to 2021. This is done with the system dynamics method. Firstly, we present the current state of the variables of the economic environment of companies in the field of electricity industry, the theoretical foundations and the literature on the analysis of the profit mechanism of the economic company as well as the methodology of system dynamics. After that, the system dynamics model of the company's profitability is simulated in a basic scenario with the continuation of the existing situation and under several other scenarios. The method of system dynamics proposed by Forster is used, and the model presented in the ithink software is simulated, thus examining the possibility of using the concept of system dynamics in the financial system and modeling a real scenario.

Methodology: In this research, the basics of the dynamics method have been matched with the principles of accounting, in addition to providing a new model for financial events. The capabilities of the proposed research method can be used for modeling and simulating financial processes. In this section, the simultaneous modeling of the cost and revenue parts of the company and their effects on each other are discussed. Finally, with the help of the dynamic model in an integrated and dynamic manner and by considering scenarios for exogenous variables, the effects of macro variables on the profit function of the company are evaluated. The model of the company's

[1]. MA of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.. Email: z.khorram76@gmail.com

[2]. Corresponding Author. Assistant Professor, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: zarir_negintaji@yahoo.com

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn & Winter 2023, P: 334-364

dynamic system profitability developed in this research consists of five independent and interrelated parts. They include net profit, assets, liabilities and obligations, macroeconomic variables and financial ratios**.**

Results and discussion: The simulation of the model in the basic state shows that, according to the items listed in the company's profit and the loss statement in 2015, the company's net profit is equal to 809,448 million Rials and about 11,299,897 million Rials in 2014. Also, by applying a 10% inflation shock in the economy, the net profit will reach 16,160,970 million Rials. According to the results, assuming a 10% gas price shock, the net profit in 2021 was 11,167,581 million. With a 10% electricity price shock, the net profit was equal to 15,217,118 million Rials. Assuming a 10% energy price shock, the net profit in 2021 would be 14,092,176 million Rials. Therefore, it can be concluded that, with the increase in the price of energy, the increase in the company's income due to the increase in the price of electricity is greater than the increase in the cost of electricity production due to the increase in the price of gas. As a result, the profit of the company increases. In general, according to the modeling done, among the investigated variables, inflation seems to has had a more positive effect on the profitability of Omid Tabanhor Energy Management Company than the other variables because the rate of return on the company's assets grows more than the company's expenses**.**

Conclusions and policy implications: The results of the study showed that inflation and the increase in energy prices have a positive relationship with the profitability of the company, but the exchange rate has no significant relationship. Also, the results of the simulation of the key variables of the study showed that the proposed method, i.e. modeling financial operations based on a dynamic approach, can help managers to analyze the effect of variables based on behavioral patterns by simulating the trend of variables in future periods. It can also achieve useful information by simulating behavior financial variables in the future.

Keywords: Net profit, System dynamics, Business environment variables, Macroeconomic variables, Financial modeling

JEL Classification: G17, G11, D22, C63, C61.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۳۳۴-۳۶۴

تحلیل آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر سود بنگاه به روش پویایی‌شناسی سیستمی (مطالعه موردی شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور)

زینب خرم[۱]، زریر نگین‌تاجی*[۲]

دریافت: ۰۹-۰۲-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۴-۰۵-۱۴۰۲

چکیده

سود خالص در بنگاه‌های اقتصادی نتیجه سرمایه‌گذاری‌های مالی و اقتصادی آن‌ها است که به طور معمول تحت تأثیر متغیرهای محیطی قرار دارد. در این پژوهش اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر سودآوری شرکت مدیریت انرژی امید تابان به‌عنوان یکی از شرکت‌های بزرگ و فعال در صنعت انرژی کشور، بر اساس صورت‌های مالی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ شرکت و به روش پویایی شناسی سیستمی بررسی شده است. در این راستا ابتدا با تعریف حساب‌های مالی در قالب متغیرهای حالت و نرخ، اثرگذاری رویدادهای حسابداری بر یکدیگر در قالب الگوی پویایی شناسی به کمک نرم‌افزار ithink 9 مدل سازی شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که تورم و افزایش قیمت انرژی با سودآوری شرکت رابطه مثبت دارد اما اثر نرخ ارز معنی‌دار نیست. همچنین نتایج حاصل از شبیه سازی متغیرهای کلیدی مطالعه نشان داد که روش پیشنهادی ضمن، مدل‌سازی عملیات مالی بر اساس رویکرد پویا، با شبیه‌سازی روند متغیرها در دوره‌های آینده به مدیران کمک می‌کند تا اثرگذاری متغیرها را بر اساس الگوهای رفتاری مورد تحلیل قرار دهند و با شبیه‌سازی رفتار متغیرهای مالی در آینده، اطلاعات مفیدی را به دست آورند.

واژگان کلیدی: سود خالص، پویایی شناسی سیستم، متغیرهای محیط کسب و کار، متغیرهای کلان اقتصادی، مدل‌سازی مالی

طبقه‌بندی JEL: G17, G11, D22, C63, C61

[۱]. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. zkhorram76@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. استادیار اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. z_negintaji@sbu.ac.ir

۱- مقدمه

سود نا شی از کسب‌وکار یک بنگاه به عنوان یکی از معیارهای موفقیت آن، از عوامل مهم تداوم فعالیت بنگاه تلقی می شود و نقش مهمی در ساختار و پیشرفت اقتصادی آن دارد (مکری و جنگی، ۱۳۹۷). به عبارت دیگر، سود بنگاه عاملی کلیدی برای سنجش توانایی بنگاه در رویارویی منا سب با شوک‌های منفی و موثر در پایداری سیستم ا ست. درآمد و هزینه بنگاه جدا از اینکه به اقدامات، ت صمیم‌ها و سیا ست‌های درون بنگاه وابسته ا ست، از متغیرهای کلان اقت صادی ازجمله نرخ ارز، نرخ سود بانکی، نرخ تورم، رشد اقتصادی و ... تأثیر می‌پذیرد و از طریق تغییر در هزینه‌ها و درآمدهای بنگاه باعث تغییر در سود حسابداری آن می‌شود. بنابراین، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر هزینه و درآمدها و درنهایت سود بنگاه، یکی از چالش‌های کلیدی مدیریت بنگاه در سطح خرد است. بسیاری از مدیران بنگاه‌های صنعتی از دانش و تخصص مسائل درون بنگاه برخوردار بوده و درزمینه فنی و صنعتی مجرب هستند، اما شناخت کافی از مسائل اقتصادی و چگونگی اثرگذاری آن، بر عملکرد بنگاه خود ندارند. این مسئله به‌خصوص در محیط بی‌ثبات اقت صاد کلان باعث می شود مدیران کنترل اقت صادی بنگاه خود را از د ست بدهند. در ک شورهای درحال‌تو سعه از جمله ایران، درجه بالایی از بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقت صادی وجود دارد. در این کشورها نو سان در نرخ ارز، نرخ تورم و سایر متغیرهای مهم کلان نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی بی‌شتر ا ست که این امر با افزایش نااطمینانی محیط فعالیت بنگاه‌ها، ت صمیم‌گیری در حوزه سرمایه‌گذاری بلندمدت مدیران این بخش‌های اقتصادی را با چالش مواجه می‌کند (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱).

در میان حامل‌های انرژی، برق در قیاس با سایر انواع انرژی به دلیل مزایایی چون اقت صادی بودن، پایین بودن عوارض و ضایعات جانبی و همچنین قابلیت استفاده در زمینه‌های متعدد مورد توجه قرار گرفته است. نقش کلیدی برق در اقتصاد ملی و تأثیر بسزای آن به‌عنوان یک زیرساخت اساسی در توسعه سایر بخش‌ها انکارناپذیر است. ازیک‌طرف، پیشی گرفتن نرخ رشد تقاضای برق از نرخ رشد عرضه آن (که عموماً به دلیل افزایش روزافزون مشترکان و توسعه کشاورزی، صنعت و خدمات و عدم توجه کافی به مدیریت مصرف برق است) و از طرف دیگر، نیاز به زمان زیاد و لزوم سرمایه‌گذاری فراوان در نیروگاه‌ها برای توسعه ظرفیت‌های تولید، انتقال

و توزیع، از جمله عوامل موثر بر کمبود و قطع برق است (ورهرامی و موحدیان، ۱۳۹۵). با توجه به اینکه احداث و بهره‌برداری از نیروگاه های جدید به سرمایه‌ی فراوانی نیاز دارد، ورود بخش خصوصی به این حوزه امری ضروری است، چراکه تأمین مالی امروزه از مهم‌ترین نیازهای ساخت نیروگاه‌ها است. باید این نکته را در نظر گرفت که هدف بخش خصوصی نیز کسب حداکثر سود بوده و تصمیمات آن‌ها تابع سیگنال‌های اقتصادی و سود و زیان است. در این پژوهش چگونگی تاثیرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور مورد بررسی قرار گرفته است. این شرکت از شرکت‌های بزرگ بورسی و فعال درزمینه سرمایه‌گذاری در حوزه انرژی (برق) است و خود نیز زیرمجموعه هلدینگ مدیریت سرمایه‌گذاری امید است. شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور یک هلدینگ سرمایه‌گذاری درزمینه تولید برق است. این شرکت با توجه به دارا بودن بخشی از سهام نیروگاه سیکل ترکیبی ارومیه با ظرفیت ۱,۱۲۴ مگاوات و نیروگاه سیکل ترکیبی شهید باکری سمنان با ظرفیت ۳۲۴ مگاوات، نیروگاه سیکل ترکیبی گیلان با ظرفیت ۱,۳۰۵ مگاوات و نیروگاه مقیاس کوچک کاسپین با ظرفیت ۲۵ مگاوات، نیروگاه سیکل ترکیبی هریس به ظرفیت ۴۹۰ مگاوات و نیروگاه بادی منجیل با ظرفیت ۹۲ مگاوات دارای مالکیت سهم یک‌درصدی از نیروگاه‌های کشور است. در حال حاضر شرکت در حال سرمایه‌گذاری در طرح توسعه بخش بخار نیروگاه های سیکل ترکیبی ارومیه و افزایش ظرفیت نیروگاه بادی منجیل و سرمایه‌گذاری در نیروگاه‌های سیکل ترکیبی جدید ازجمله بلوک دوم نیروگاه سیکل ترکیبی سیرجان و اتمام پروژه ۱۸ مگاواتی نیروگاه جاسک است. هدف از این مطالعه، بررسی تأثیر مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ بهره بانکی بر عملکرد مالی و سودآوری شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور و شناسایی رابطه علت و معلولی بین آن‌ها است. در این مطالعه سعی شده با مدل سازی آثار متغیرهای کلان بر بخش خرد اقتصاد، با نگاهی ابتکاری و نوآورانه، با استفاده از روش پویای سیستمی و با رویکردی جامع، آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر شرکت‌های مورد مطالعه را برای افق آتی شبیه‌سازی کند که این جنبه نوآوری مطالعه حاضر است. در این راستا، ابتدا وضعیت فعلی متغیرهای محیط اقتصادی بنگاه‌های حوزه صنعت برق، مبانی نظری و ادبیات موضوع در خصوص تحلیل سازوکار سود بنگاه اقتصادی و همچنین روش‌شناسی پویایی‌سیستمی ارائه می‌شود. پس‌ازآن مدل پویایی سیستمی سودآوری بنگاه تدوین و

با شبیه سازی آن در سناریو پایه با ادامه و ضعیت موجود و نیز تحت چند سناریوی دیگر برر سی می‌شود. لازم به ذکر است که در این مقاله از روش پویایی‌شناسی سیستم پیشنهادی توسط فورستر[1] (۱۹۶۸) و برای شبیه‌سازی مدل از نرم‌افزار ithink استفاده شده که به بررسی امکان استفاده از مفهوم پویایی‌شناسی سیستم در سیستم مالی و مدل‌سازی یک سناریوی واقعی پرداخته است.

۲- ادبیات موضوع

در این بخش، ابتدا ادبیات نظری در مورد مفهوم سودآوری به‌عنوان شاخص ارز یابی و ضعیت بنگاه بررسی می شود. سپس در قسمت دوم، پیشینه پژوهش که شامل تحقیقات داخلی و خارجی است، ارائه خواهد شد.

۲-۱- مبانی نظری

سوددهی بنگاه‌های اقتصادی به‌عنوان معیاری از عملکرد شرکت‌ها و نتیجه فعالیت مالی آن‌ها یکی از دغدغه‌های اصلی فعالان اقتصادی و سرمایه‌گذاران در امر تجزیه‌وتحلیل‌های بنیادی است (احسانی و کی‌قبادی، ۱۳۹۷). مفهوم سود با توجه به دیدگاه‌های مختلف می‌تواند به گونه‌های متفاوتی تفسیر شود و دارای انواع متعددی از قبیل سود حسابداری، سود اقتصادی، سود ناخالص، سود عملیاتی، سود خالص و ... ا ست که هرکدام دارای کاربرد خا صی بوده و به اتخاذ تصمیمات اقتصادی و مالی مختلف می‌انجامد. مفهوم سود اقتصادی به سال ۱۸۸۰ بر می‌گردد، زمانی که آلفرد مارشال[2] (۱۸۸۰) اقتصاددان بیان کرد که ارزش ایجادشده توسط شرکت طی هر دوره نه‌تنها باید هزینه‌های ثابت‌شده در دفاتر حسابداری را در برگیرد بلکه باید هزینه فرصت سرمایه به کار رفته شده توسط شرکت را نیز لحاظ نماید (سلیمانی و معماریان،۱۳۹۱). هدف تولیدکننده، حداکثر سازی سود است که در دو مرحله صورت می‌گیرد. در مرحله‌ی اول، تولیدکننده هزینه (TC) دستیابی به سطح معین تولید ($\bar{q}$) که تابعی از n عامل تولید (x_i) است را حداقل می‌کند که با رابطه (۱) نشان‌داده می‌شود:

$$Min\ TC:\ S.t: \bar{q} = q(x_1 \ldots . x_n) \qquad (۱)$$

در مرحلهٔ دوم با توجه به هزینه‌ی بهینه‌سازی شده در مرحله‌ی اول، بنگاه سود خود را

---

1. Forrester, JW (1968)
2. Marshall, AL (1880)

حداکثر می‌کند (Max π) که نمایش ریاضی آن به‌صورت معادله (۲) است:

$$Max\ \pi = TR - TC^{*} \qquad (۲)$$

که در آن π سود، TR درآمد کل و TC هزینه کل بنگاه است. برای حداقل سازی هزینه کل با توجه به دو عامل تولید (L,K)، لازم است شرایط مرتبه اول را نوشت که در آن wL کل دستمزد نیروی کار و rK کل هزینه سرمایه است:

$$Min\ TC = wL + rK. \qquad st: \qquad \bar{q}_1 = q(L.K)) \qquad (۳)$$

با حل آن مقادیر بهینه‌ی عوامل تولیدِ حداقل‌کننده هزینه، به‌دست می‌آید، که با رابطه (۴) نشان داده شده است:

$$L^{*c} = L^{*c}(w.r.\bar{q}) \qquad K^{*c} = K^{*c}(w.r.\bar{q}) \qquad (۴)$$

که در آن مقدار بهینه‌ی نیروی کار (L^{*c}) و مقدار بهینه سرمایه (K^{*c})، هزینه را با توجه به مقدار تولید ثابت ($\bar{q}$) حداقل می‌کند. تابع هزینه کل بلندمدت (LTC^{*c}) را می‌توان به صورت رابطه‌های (۵) و (۶) نشان داد:

$$LTC^{*c} = wL^{*c} + rK^{*c} \qquad (۵)$$

$$LTC^{*c} = LTC^{*c}(w.r.\bar{q}) \qquad (۶)$$

رابطه (۵) را می‌توان به صورت (۷) نوشت:

$$LTC^{*} = wL^{*}(w.r.\bar{q}) + rK^{*}(w.r.\bar{q}) \qquad (۷)$$

با فرض وجود بازار رقابت کامل، قیمت عوامل ثابت بوده و به ازای هر مقدار معین تولید، مقدار هزینه بهینه منحصر به فردی به‌دست می‌آید که در آن مقادیر بهینه استخدام عوامل تولید L^{*c} و K^{*c} و میزان هزینه بهینه بلندمدت معادل $LTC^{*}(w.r.q)$ و مقدار تولید $\bar{q}$ است (داوودی، ۱۳۹۳).

اثر گذاری متغیر های محیط اقتصادی بر بخش خرد: یکی از الگو های تحلیل متغیر های محیطی بر عملکرد بنگاه ها، مدل پستل[1] است (وایزسرو و همکاران، ۲۰۲۱)[2]. تجزیه‌وتحلیل پستل یک چارچوب استراتژیک است که برای ارزیابی محیط خارجی یک

[1]. PESTEL
[2]. Wisetsr W. et al. (2021)

کسب‌وکار با تجزیه فرصت‌ها و تهدیدات به عوامل سیاسی[1]، عوامل اقتصادی[2]، عوامل اجتماعی[3]، فناوری[4]، عوامل محیطی[5] و حقوقی[6] استفاده می‌شود. مهم‌ترین عامل موضوع بحث پژوهش حاضر متغیرهای کلان اقتصادی است که به نوعی آینه شرایط و وضعیت کلی یک جامعه است. بسیاری از تصمیمات اصلی و کلان شرکت‌ها با درنظرگرفتن متغیرهای کلان اقتصادی و سیاسی صورت می‌گیرد (عرب‌مازار یزدی و خوری، ۱۳۹۴).

۲-۲- پیشینه پژوهش

مطالعه بال و براون[7] (۱۹۶۸) نشان داد که سود گزارش شده شرکت‌ها تا حد زیادی تحت تأثیر تغییر شرایط اقتصادی است. محققان بسیاری سعی کردند عوامل مؤثر بر سودآوری شرکت‌ها را شناسایی کنند. از سوی دیگر، ارقام و اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی قبل از هر چیزی مبنایی برای تصمیم‌گیری‌های مالی و اقتصادی هستند. از محدودیت‌های موجود در این تصمیم‌ها، تأثیر شرایط اقتصادی بر عملکرد آن‌ها و تأثیر عواملی همچون تورم، نرخ ارز، رشد اقتصادی، نرخ سود بانکی و آثار هر یک از این متغیرها بر واحدهای اقتصادی و اقلام موجود در صورت‌های مالی است که برای این تصمیم‌ها حائز اهمیت‌اند. برای مثال آثار ناشی از تغییر سطح قیمت‌ها و کاهش مستمر ارزش پول باعث انباشت دارایی‌هایی باقیمت‌های متفاوت می‌شود که در ساختار مالی واحدهای صنعتی مشاهده می‌شوند و در ارائه صورت‌های مالی به آن‌ها توجه نمی‌شود. در شرایط تورمی و به دلیل ارتباط استراتژی‌های اساسی مدیران بنگاه‌ها با تصمیم‌های سهامداران و سایر ذی‌نفعان، به یک مبنای اطلاعاتی یکسان نیاز است تا به مدیران در شرایط نامتعادل جهت تصمیم‌گیری‌های مالی کمک کند (سجادی و همکاران، ۱۳۸۶). رجبی (۱۳۹۵) در پژوهشی با استفاده از داده‌های واقعی یک شرکت تولیدی، متغیرهای کلیدی در افق ۱۴۰۰ را شبیه سازی کرد. نتایج مطالعه وی نشان داد، الگوی رفتاری متغیر مطالبات مشکوک‌الوصول نه‌تنها به‌صورت آنی و هم‌زمان نیست، بلکه دارای تابع توزیع نمایی وتوام با تأخیر زمانی است و تغییرات

---

1. Political Factors
2. Economic Factors
3. Social Factors
4. Technological Factors
5. Environmental Factors
6. Legal Factors
7. Ball and Brown (1968)

آن با متغیرهای نرخ فروش، بازگشت سرمایه و حساب‌های دریافتنی ارتباط معنی‌داری دارد. ابراهیمی (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بنیادین (مانند تولید ناخالص داخلی، کسری حقیقی بودجه دولت، حجم حقیقی پول، نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت، نرخ تورم، نرخ حقیقی ارز و ...) بر قیمت سهام پرداخته است. در این مطالعه با پردازش داده‌های ماهانه دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۴، ده الگوریتم وزن دهی بر داده‌ها اعمال شد. نتایج اجرای ده مدل وزن‌دهی مختلف بر روی‌داده‌ها نشان‌داد که سه متغیر نرخ تورم، تراز تجاری و تولید ناخالص داخلی واقعی متغیرهای مهم در تعیین شاخص سهام هستند. گلی و بخارایان (۱۴۰۰)، به بررسی تأثیر بحران مالی بر ارتباط بین ریسک اعتباری و سودآوری شرکت‌ها پرداختند. داده‌های مورداستفاده در این پژوهش، شامل نمونه‌ای از ۱۲۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، در طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ است. در این پژوهش برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون چند متغیره به روش داده‌های ترکیبی استفاده‌شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش حاکی از این است که ریسک اعتباری بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مستقیم و معنی‌داری دارد.

استرمن[1] (۲۰۰۰) از اولین کسانی است که یک الگوی ۵ مرحله‌ای جهت مدل‌سازی رویدادهای مالی با به‌کارگیری مدل‌های پویای سیستمی ارائه‌کرده است. از نظر یاماگوچی[2] (۲۰۰۳) استفاده از روش پویایی‌شناسی سیستمی در مدل‌سازی رویدادهای مالی و حسابداری مستلزم رعایت ۶ اصل است: ۱) صورت‌های مالی و سیستم حسابداری مجموعه‌ای از متغیرهای حالت و نرخ است که با یکدیگر ارتباط داشته و بر هم تأثیر می‌گذارند. ۲) ترازنامه حاصلِ مجموعه تراکنش‌هایی است که بر روی متغیرهای حالت در یک دوره زمانی مشخص اتفاق می‌افتد. ۳) صورت سود و زیان و صورت جریان وجوه نقد نشان‌دهنده مجموعه‌ای از تراکنش‌ها در بین متغیرهای نرخ هستند که نتیجه عملکرد آن‌ها درنهایت بر متغیرهای سطح در ترازنامه نشان داده می‌شود. ۴) مقدار متغیرهای سطح صرفاً توسط متغیرهای نرخ تغییر می‌کنند که به‌صورت مجموعه‌ای از جریان‌های ورودی و خروجی است. ۵) مقدار ورودی و خروجی به‌طور مستقیم و

1. Sterman, J.D (2000)
2. Yamaguchi, K (2003)

غیرمستقیم توسط بازخورد تحت تأثیر قرار می‌گیرد. ۶) هرگونه عملیات مالی در حسابداری دوطرفه، حداقل بر دو حساب تأثیر می‌گذارد تا تعادل در معادله حسابداری ایجاد شود. بنابراین بر اساس حجم متغیر نرخ، از مقدار یک متغیر سطح کاسته شده و به همان نسبت به متغیر سطح دیگری اضافه می‌شود. قریشی (۲۰۰۷) در مقاله‌ای، یک مدل پویایی سیستم را برای شناسایی نوع سرمایه‌گذاری، سیاست‌های تأمین مالی و تقسیم سود که ممکن است به حداکثر کردن ارزش شرکت کمک کند، طراحی کرده است. این مطالعه به‌طور هم‌زمان ترکیب‌های مختلفی از این سیاست‌ها را آزمایش می‌کند که ممکن است به حداکثر کردن ارزش شرکت کمک کند. او پیشنهاد می‌کند سرمایه‌گذاری مناسب در دارایی‌های مولد و ساختار سرمایه با بدهی کم، نقش پررنگ‌تری برای به حداکثر رساندن ارزش شرکت ایفا می‌کنند. همچنین ملس (۲۰۰۸)[1] در مقاله‌ی مدل سازی حسابداری مالی به روش پویایی سیستم، بیان می‌کند که یک مدل حسابداری دینامیک می‌تواند جهت برنامه‌ریزی راهبردی و کنترل اهداف استفاده شود و یک مدل پویایی سیستم یکپارچه برای دستیابی به این اهداف طراحی شود. نایر و رودریگز (۲۰۱۳)[2]، یک مدل پویایی سیستم را برای حسابداری مالی یک بنگاه تولید سیستم الکترونیکی فرضی طراحی کردند و آثار افزایش تولید را بر تغییرات در اقلام مهم صورت‌های مالی موردبررسی قراردادند. آیما و همکاران (۲۰۲۰)[3]، یک مدل دینامیکی جهت تجزیه‌وتحلیل ساختار سرمایه یک شرکت نفتی شبیه سازی کردند. این مدل از سه بخش مالی، تولیدی و ارزش‌گذاری تشکیل شده است. بخش مالی شامل صورت‌های مالی یکپارچه و متغیرهای تصمیم، بخش تولید شامل فرآیندهای تولید فیزیکی نفت و گاز و انرژی‌های تجدید پذیر است و بخش ارزش‌گذاری شرکت، ارزش شرکت را بر اساس روش ارزش‌گذاری جریان نقدی تنزیل‌شده (DCF)[4] تخمین می‌زند. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد بدهی در ترکیب ساختار سرمایه، ارزش شرکت به ازای هر سهم افزایش می‌یابد و بالعکس بنابراین شرکت می‌تواند از افزایش نسبت بدهی در ترکیب ساختار سرمایه برای بهبود ارزش شرکت استفاده کند.

---

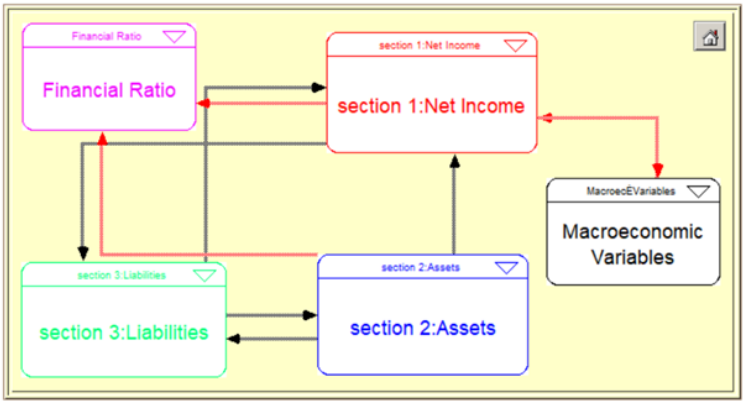
1. Melse (2008)
2. Nair and Rodrigues (2013)
3. Aima et al. (2020)
4. Discounted Cash Flow

در مجموع، با توجه به مطالعات بررسی شده در پژوهش حاضر، دو رویکرد کلی دیده می‌شود: رویکرد اول؛ با فرض ثبات سایر شرایط اقتصادی و محیطی موثر بر بنگاه‌ها و درنظرگرفتن فروض مختلف صرفاً با دید مالی به بررسی متغیرهای مؤثر بر سودآوری پرداخته و معادله های سنجی تخمین‌زده می شود. در رویکرد دوم؛ پژوهش‌هایی هستند که به بررسی اثر متغیرهای کلان بر عملکرد مالی و سودآوری بنگاه‌های اقتصادی پرداخته‌اند. در این پژوهش‌ها روابط موجود میان متغیرهای اقتصادی و سودآوری برآورد شده، اما تمرکز چندانی بر اجزای صورت‌های مالی و کانال تأثیرپذیری سودآوری از متغیرهای اقتصادی نشده است. درواقع تنها برای تعیین نوع رابطه بین متغیرهای اقتصادی و سودآوری الگویی برآورد اما دینامیک درونی صورت‌های مالی مغفول واقع شده که این مسئله با توجه به دینامیک درونی اجزای صورت‌های مالی و تأثیرپذیری هر یک از اقلام صورت‌های مالی از یکدیگر، تا حدودی ممکن است نتایج آن‌ها با تردید همراه کند. مقاله حاضر با نگاهی ابتکاری، با استفاده از روش پویایی‌سیستم و با رویکردی جامع و کل‌نگر، آثار متغیرهای محیط اقتصادی کسب‌وکار بر شرکت مورد مطالعه را شبیه سازی کرده و بنابراین از این نقطه‌نظر دارای نوآوری است و می‌تواند نیروگاه های فعال در صنعت برق و هلدینگ های سرمایه‌گذاری را به تصمیم‌سازی صحیح‌تر در جهت رسیدن به حداکثر سود هدایت کند.

۳- تدوین و برآورد الگوی سیستم سودآوری بنگاه

در این پژوهش، برای ایجاد یک مدل جامع از شرکت، ابتدا روابط مالی و معادله های استاندارد حسابداری مدل‌سازی و سپس تصمیم‌ها و متغیرهای عملیاتی حاکم بر متغیرهای مالی وارد مدل و درنهایت با استفاده از تحلیل علی معکوس، مدل پویایی‌شناسی سیستم مالی شرکت در نرم‌افزار *ithink* ترسیم شد. مهم‌ترین بخش مدل، زیرسیستم مالی است، چراکه هدف نهایی، موفقیت مالی بلندمدت بنگاه است. عملیات مالی یکی از فرآیندهای مهم در هر سازمان محسوب می‌شود که اثرگذاری خود را بر سایر بخش‌ها در قالب جریان‌های مالی و روابط علی و معلولی نشان می‌دهد. درواقع با به‌کارگیری مفاهیم پویایی‌شناسی‌سیستم در مباحث مالی، ضمن ایجاد روابط علی و معلولی در بین متغیرهای مالی و استفاده از حلقه بازخورد، اثرگذاری آن‌ها بر یکدیگر در قالب الگوهای رفتاری به صورت پویا مدل‌سازی می‌شود تا ضمن تغییر فرآیندهای مالی از

حالت ایستا به پویا، اطلاعات مفیدی را برای تصمیم‌گیری فراهم کند. این روش به مدیران کمک می‌کند تا ساختار و وقایع را بر اساس اثرگذاری متغیرها بر یکدیگر در قالب جریان اطلاعات، گردش نقدینگی با توجه به پیوندهای علی و معلولی مدل‌سازی کرده و با به‌کارگیری ابزار شبیه‌سازی، سیاست‌های مختلف را مورد ارزیابی قرار دهند (استرمن،۲۰۰۰). در این پژوهش مبانی روش پویایی‌شناسی با اصول حسابداری منطبق شده تا علاوه بر ارائه یک الگوی جدید در مدل‌سازی رویدادهای مالی، از قابلیت‌های روش پیشنهادی پژوهش برای مدل‌سازی و شبیه‌سازی فرآیندهای مالی استفاده شود. در این بخش، به مدل‌سازی هم‌زمان دو بخش هزینه‌ای و درآمدی بنگاه و بررسی آثار آن‌ها بر یکدیگر پرداخته می‌شود، که درنهایت با کمک مدل دینامیکی به‌صورت یکپارچه و پویا و با در نظرگیری سناریوهایی برای متغیرهای برون‌زا آثار متغیرهای کلان بر تابع سود بنگاه هلدینگ سرمایه‌گذاری تولید برق شرکت مدیریت انرژی امید تابان‌هور شبیه سازی می شود. مدل پویایی سیستم سودآوری بنگاه که در این پژوهش تدوین شده از پنج بخش مستقل و به هم مرتبط که در نمودار زیر دیده می‌شود شامل سود خالص[1]، دارایی‌ها، بدهی‌ها و تعهدات[2]، متغیرهای اقتصاد کلان و نسبت‌های مالی تشکیل‌شده است.



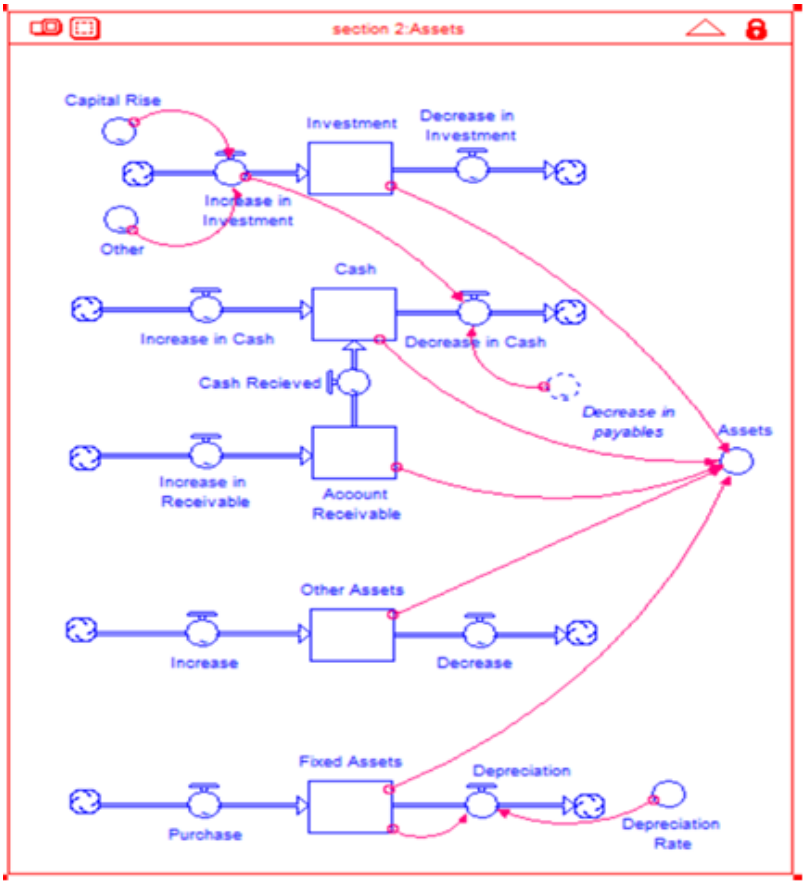
نمودار ۱: ساختار کلان مدل دینامیکی سودآوری بنگاه

منبع: خروجی لایه کاربردی نرم‌افزار ithink9

برای شبیه سازی سود بنگاه لازم است صورت وضعیت مالی شرکت شبیه‌سازی شود که

[1]. Net Income
[2]. Liabilities

طبق معادله اساسی حسابداری در دو بخش جداگانه دارایی‌ها و بدهی‌ها و تعهدات مدل‌سازی شده اســـت. در بخش دارایی ها، مجموع دارایی های جاری و غیر جاری شـــرکت طبق نمودار (۲) مدل‌سازی شده است. بخش دارایی‌ها شامل پنج انباره از اقلام کلی دارایی‌ها هستند: سرمایه‌گذاری، حساب‌ها و اسناد دریافتنی[1]، موجودی نقد[2]، دارایی‌های ثابت و سایر دارایی‌ها.



نمودار ۲: ساختار پویای سیستم بخش دارایی‌ها

منبع: خروجی لایه کاربردی نرم‌افزار ithink9

ســـرمایه گذاری به معنی تخصـــیص منابع مالی به یک یا چند دارایی مختلف (اعم از

[1]. Account Receivables
[2]. Cash

سرمایه‌گذاری در اوراق، سهام شرکت، املاک و ...) به امید به دست آوردن منابع باارزش‌تر در آینده است. سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت به‌عنوان یک قلم از دارایی جاری و سرمایه‌گذاری بلندمدت در قسمت دارایی‌های غیرجاری ثبت می‌شود. از سویی دیگر افزایش سرمایه یکی از راه‌های تامین مالی شرکت‌ها است که در ترازنامه در قسمت سرمایه شرکت ثبت می‌شود. از رایج‌ترین روش‌های افزایش سرمایه در ایران می‌توان به ۱) از محل اندوخته یا سود انباشته شرکت ۲) از محل آورده نقدی و مطالبات حال شده سهامداران ۳) از محل تجدید ارزیابی دارایی‌ها است. همان‌طور که در نمودار ۳ مشاهده می شود افزایش سرمایه یکی از منابع ورودی به سرمایه‌گذاری است. در قسمت دیگر خروجی از مخزن اسناد دریافتنی، اسنادی است که در طول دوره زمانی خاص خود و در موعد مقرر نقد می شوند و تبدیل به موجودی وجوه نقد شده و وارد سازمان می شود این اقلام از طریق جریان ورودی با عنوان وجوه نقد دریافت شده[1] وارد مخزن موجودی نقد می‌شود. بر این اساس هرقدر حساب‌های دریافتنی بیشتر شود، موجودی نقد نیز بیشتر خواهد شد که اثر آن به صورت افزایشی است اما از طرفی هرقدر که زمان وصول حساب‌های دریافتنی طولانی‌تر شود، میزان وجوه نقد نیز کاهش می‌یابد؛ بنابراین تأثیر آن نیز بر این متغیر به‌صورت کاهشی است (رجبی، ۱۳۹۵)[2]. با توجه به این‌که تمام معامله‌ها در اقتصاد بازار باید در نهایت به‌صورت نقدی پرداخت شود و معاملات مربوط به پول نقد بخش بزرگی از معاملات را تشکیل می‌دهد. از این رو، وجه نقد بزرگ‌ترین گروه در بین انباره به‌حساب می‌آید. سایر گروه‌های عمده با اقلامی مانند حساب‌ها (دریافتنی یا پرداختنی) و هزینه‌ها (پیش‌پرداخت یا تعهدی) با سایر معادله‌ها مرتبط هستند. موجودی نقد دارایی است که هر زمان امکان استفاده از آن در یک سازمان وجود دارد، اما برای استفاده از اسناد دریافتنی به ضرورت باید تا موعد سررسید منتظر ماند. جریان خروجی از وجه نقد یا کاهش در موجودی نقد[3] به هزینه مالیات و بخشی دیگر به هزینه‌های عملیاتی و بهره اختصاص

---

[1]. Cash Received

[2]. در برخی موارد اسنادی وجود دارند که اگر در موعد مقرر دریافت نشود، به شکل اسناد سوخت شده (Writing off) در خواهند آمد و به عنوان خروجی دیگر از مخزن اسناد دریافتنی ایجاد می‌شود اما با توجه به این که شرکت مورد مطالعه در پژوهش حاضر در طی سال‌های گذشته اسناد نکول شده نداشته، بنابراین در مدل سازی وارد نشده است.

[3]. Decrease in Cash

داده می‌شود. تأثیر و برآیند این عملیات در صورت‌حساب سود و زیان نشان داده شده است.

جدول ۱: جدول متغیرهای بخش دارایی‌ها

نام متغیر	توضیحات
Capital Rise	افزایش سرمایه
Investment	سرمایه‌گذاری
Cash	وجه نقد
Account Receviable	حساب‌های دریافتی
Assets	دارایی‌ها
Cash Received	وجوه نقد دریافت شده
Other Assetes	سایر دارایی‌ها
Fixed Assetes	دارایی‌های ثابت
Purchase	خرید
Depreciation	استهلاک
Depreciation Rate	نرخ استهلاک

منبع: یافته‌های پژوهش

در بخش بعدی مدل سازی اهم اقلام بخش بدهی و حقوق صاحبان سهام مدل سازی شد. نمودار۳ ساختار این بخش را نشان می‌دهد. بدهی‌های شرکت شامل حساب‌ها و اسناد پرداختنی کوتاه‌مدت و بلندمدت، پیش‌پرداخت‌ها، ذخیره مزایای پایان خدمت کارکنان، تسهیلات مالی، مالیات پرداختنی و سود سهام پرداختنی می‌شود. همچنین سرمایه، اندوخته قانونی، اندوخته سرمایه‌ای، سود انباشته و سهام خزانه اقلام سازنده انباره حقوق صاحبان سهام است. یکی از اقلام اصلی بدهی‌ها، تسهیلات مالی دریافتی است که شامل وام‌های بانکی است. از سوی دیگر برخی تعهدات مالی مدت‌دار[1]، برای پرداخت به شرکت‌های طرف قرارداد و سایر شرکت‌ها وجود دارد که بدیهی است این تعهدات دارای موعد سرر سید خاص خود هستند. همان‌طور که در نمودار ۳ مشاهده می‌شود بدهی به بانک به‌عنوان یک انباره با جریان تسهیلات دریافتی افزایش‌یافته و با بازپرداخت آن، جریان خروجی از آن شکل می‌گیرد. شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور در طی سال‌های مورد مطالعه، تنها در سال ۱۳۹۹ تسهیلات مالی دریافت کرده است.

یکی دیگر از اقلامی که در این بخش آمده مالیات پرداختنی[2] است. این قلم نیز در بخش

[1]. Incurring Obligations
[2]. Tax

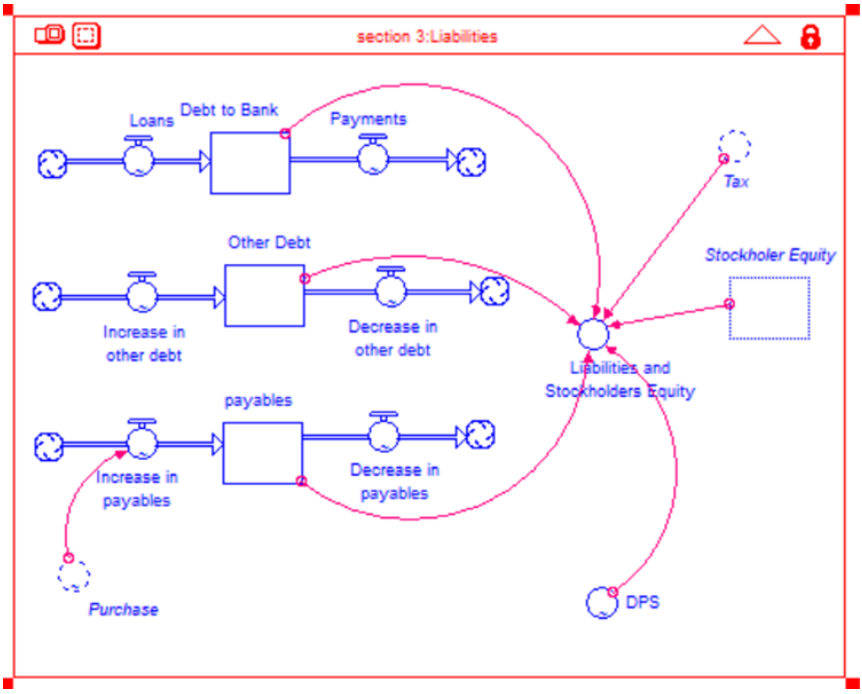
صورت سود و زیان، مدل‌سازی شده است. بنابراین مدل سازی متغیر مالیات در بخش مدل سازی صورت سود و زیان (نمودار ۴) انجام شده است. فرآیندی مشابه اسناد دریافتنی که در بخش قبل توضیح داده شد برای حساب‌ها و اسناد پرداختنی به‌عنوان یک‌قلم از بدهی نیز وجود دارد. همان‌طور که در نمودار ۳ مشاهده می‌شود هرزمان که خریدی در شرکت صورت پذیرد اگر نقدی باشد از وجوه نقد شرکت کم شده و اگر نسیه باشد حساب‌های پرداختنی افزایش می‌یابد و با پرداخت آن‌ها، موجودی نقد شرکت کاهش می‌یابد. به همین دلیل بین پرداخت اسناد پرداختنی[1] یا کاهش در اسناد پرداختنی[2] به عنوان خروجی این مخزن و جریان خروجی از مخزن موجودی نقد شرکت[3] ارتباط وجود دارد. حقوق صاحبان سهام[4] مدل یکی دیگر از مخزن‌های ترازنامه است، موجودی سرمایه اضافی پرداخت شده که ارزش وجوه نقد دریافتی از فروش سهام شرکت را دنبال می‌کند که در مدل حاضر در بخش صورت سود و زیان مدل سازی شده و در این بخش به‌عنوان یک قلم از بدهی وارد شده است.

قلم مربوط به ذخیره مزایای پایان خدمت کارکنان و پیش دریافت‌ها به دلیل جزیی‌بودن به صورت مجزا مدل سازی نشده و موجودی سایر بدهی‌ها[5] از حاصل جمع این دو قلم از ترازنامه است.

سود انباشته[6] که تفاوت بین سود خالص شرکت و سود سهام پرداختی به صاحبان شرکت را هرساله انباشته می‌کند. درواقع موجودی سود انباشته از نرخ لحظه‌ای هر جریان درآمد و هزینه به‌عنوان جریان ورودی خود به جای درآمدها یا هزینه‌های گزارش شده که مدل نیز محاسبه می‌کند، استفاده می‌کند. این تضمین می‌کند که معادله ترازنامه برای هر مرحله زمانی مدل به‌جای زمانی که مقادیر گزارش می‌شوند، برقرار است. در مدل حاضر موجودی سود انباشته مجموع سودهای خالص کسب‌شده از ابتدای فعالیت شرکت که بین سهامداران توزیع نشده است در انباره سود انباشته ذخیره می‌شود که در نمودار ۳ نمایش داده شده است.

---

1. Meeting Obligations
2. Decrease in Payables
3. Decrease in Cash
4. Stockholder Equity
5. Other Debts
6. Accumulated Retained Earning



نمودار ۳: ساختار پویای سیستم بخش بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام

منبع: خروجی لایه کاربردی نرم‌افزار ithink9

در بخش بعدی صورت سود و زیان شرکت مدل‌سازی خواهد شد. به‌منظور شبیه‌سازی سود خالص شرکت، ابتدا لازم است جریان‌های درآمدی و هزینه‌ای شبیه‌سازی شود تا از تفاضل این دو قلم سود شرکت محا سبه شود. در ادامه طبق جریان درآمدی و هزینه‌ای شرکت و تعریف روابط علی و معلولی بین متغیرهای اصلی و تدوین معادله‌های مدل‌سازی بخش سود با استفاده از داده‌های مالی طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور انجام شد.

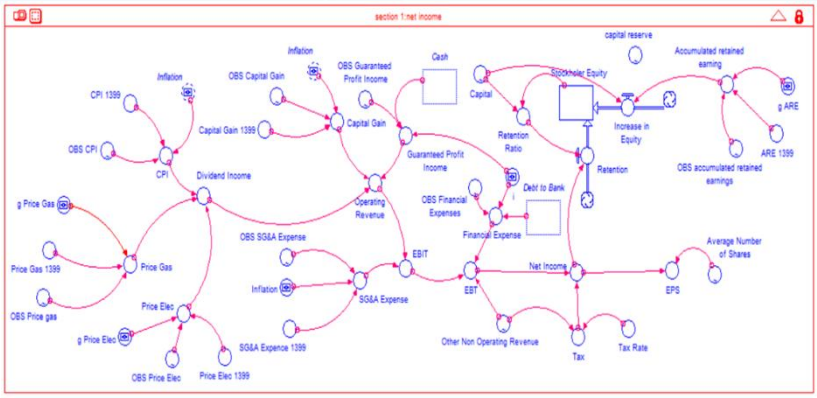
جدول ۲: متغیرهای بخش بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام

نام متغیر	توضیحات
Debt to Bank	بدهی به بانک
Loans	وام‌ها
Payments	پرداخت شده‌ها
Other Debt	سایر بدهی‌ها
Increase in Other Debt	افزایش در سایر بدهی‌ها
Decrease in Other Debt	کاهش در سایر بدهی‌ها
Payables	پرداختنی‌ها
Debt	بدهی
Accumulated Retained Earning	سود انباشته
Liabilities and Stockholder Equity	بدهی و حقوق صاحبان سهام
DPS	سود تقسیمی سهام

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار۴ ساختار مدل پویای عملیات گردش مالی شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور را با توجه به صورت سود و زیان نشان می‌دهد. با توجه به اینکه شرکت اصلی هیچ‌گونه محصولی تولید نمی‌کند، درآمد عملیاتی آن از محل سود سرمایه‌گذاری‌ها است. همان‌طور که مشاهده می‌شود درآمد عملیاتی[1] شرکت از حاصل جمع درآمد سود سهام[2] و درآمد سود تضمین‌شده[3] و سود (زیان) حاصل از فروش سرمایه‌گذاری‌ها[4] به دست می‌آید. در ادامه پس از طراحی نمودارهای علی و معلولی، ارتباط بین برخی متغیرها باید بر اساس معادله‌های درون بخشی تعیین می‌شود.

1. Operating Revenue
2. Divided Income
3. Guaranteed Profit Revenue
4. Capital Gain



نمودار ۱: ساختار پویای سیستم بخش سود خالص

منبع: خروجی لایه کاربردی نرم‌افزارithink9

جدول ۱: متغیرهای بخش سود خالص

نام متغیر	توضیحات
Price Gas	قیمت گاز
Price Elec	قیمت برق
Inflation	تورم
CPI	شاخص قیمت مصرف‌کننده
Divided Income	درآمد سود سهام
Capital Gain	درآمد حاصل از فروش سرمایه‌گذاری‌ها
Guaranteed Profit Revenue	درآمد سود تضمین‌شده
Operating Revenue	درآمد عملیاتی
SG&A Expense	هزینه فروش، اداری و عمومی
EBIT	سود قبل از بهره و مالیات
EBT	سود قبل از مالیات
Other No Operating Revenue	سایر درآمدهای غیرعملیاتی
Financial Expense	هزینه مالی
i	نرخ سود بانکی
Capital	سرمایه
Retention	اندوخته قانونی
Retention Ratio	نسبت اندوخته قانونی
Stockholder Equity	حقوق صاحبان سهام
Net Profit	سود خالص
Tax	مالیات
Tax Rate	نرخ مالیات

بازده حقوق صاحبان سهام	ROE
سود هر سهم	EPS
میانگین تعداد سهام	Average Number of Shares

منبع: یافته‌های پژوهش

٤- شبیه‌سازی سود خالص در حالت پایه

شبیه‌سازی متغیرهای هدف بررسی پژوهش در حالت شبیه‌سازی پایه صورت می‌پذیرد. شبیه سازی پایه مدل بر اساس شرایط اولیه موجود که برای متغیرهای سطح در هنگام کالیبراسیون در نظر گرفته‌شده است صورت می‌پذیرد و این شبیه‌سازی رفتار متغیرهای موردبررسی را در حالت موجود و با در نظر گرفتن ادامه شرایط موجود نشان می‌دهد. شبیه‌سازی تحت سناریوهای مختلف، رفتار متغیرهای مدل را درصورتی‌که شرایط موجود تغییر یابد نشان خواهد داد و این امر زمینه‌ای مناسب برای درک پویایی‌های درون سیستم موردبررسی خواهد بود. بر اساس تعریف شبیه‌سازی، به گفته شانون[1] (۱۹۷۵)، "شبیه‌سازی فرایند طراحی یک مدل از یک سیستم واقعی و انجام آزمایش‌ها توسط این مدل برای درک رفتار سیستم یا ارزیابی استراتژی‌های مختلف (در محدوده با معیار یا مجموعه‌ای از معیارها) برای عملکرد سیستم انجام می‌شود".

آمار، اطلاعات و داده‌های موردا ستفاده در این پژوهش بر اساس آخرین صورت‌های مالی منتشره شرکت امید تابان هور در سال ۱۴۰۰ است. در جدول ۴ شبیه سازی متغیر سود خالص و بدهی و تعهدات ارائه و با تغییر گام زمانی نتایج شبیه‌سازی مقایسه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، خطای انتگرال‌گیری مدل با مقدار گام زمانی به‌اندازه یک‌صدم بسیار ناچیز است. به‌طوری‌که نصف کردن اندازه گام زمانی تغییری حتی کمتر از یک درصد در نتایج شبیه‌سازی در طول سالی که متغیرهای مدل شبیه‌سازی شده‌اند، ایجاد کرده است.

جدول ٤: شبیه‌سازی دو متغیر مدل با گام زمانی ۱۰۰ و ۲۰۰ و ارزیابی خطای انتگرال‌گیری

سال/ اندازه گام زمانی	سود خالص		درصد خطا	بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام		درصد خطا
	Dt=۰/۰۱	Dt=۰/۰۰۵		Dt=۰/۰۱	Dt=۰/۰۰۵	
۱۳۹۵	۸۷۹۱۰۱	۸۷۹۱۰۱	۰/۰۰۰	۶۷۴۲۷۹۵	۶۷۴۲۷۹۵	۰/۰۰۰
۱۳۹۶	۹۵۵۶۳۰	۹۵۵۶۳۰	۰/۰۰۰	۹۱۶۲۸۳۸	۹۱۶۰۷۹۸	-۰/۰۲۲

[1]. Shannon R.E. (1975)

سال/ اندازه گام زمانی	سود خالص		درصد خطا	بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام		درصد خطا
	Dt=۰/۰۱	Dt=۰/۰۰۵		Dt=۰/۰۱	Dt=۰/۰۰۵	
۱۳۹۷	۷۳۳۷۵۵	۷۳۳۷۵۵	۰/۰۰۰	۱۱۸۱۰۶۵۷	۱۱۸۱۳۱۹۶	۰/۰۲۱
۱۳۹۸	۱۲۲۱۸۸۷	۱۲۲۱۸۸۷	۰/۰۰۰	۱۷۵۸۸۳۷۰	۱۷۶۰۳۰۹۲	۰/۰۸۴
۱۳۹۹	۱۰۴۴۷۸۰۰	۱۰۴۴۷۸۰۰	-۰/۰۰۱	۲۵۰۹۸۵۰۸	۲۵۱۱۶۸۴۵	۰/۰۷۳

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس مدل پویایی سودآوری بنگاه

آزمون دیگری که به‌منظور بررسی اعتبار مدل صورت می‌گیرد، آزمون باز تولید رفتار[1] خواهد بود که بر اساس آن اگر شرایط اولیه مدل با شرایط سیستم واقعی یکسان باشد مدل باید قادر به تولید اطلاعاتی مشابه با رفتار متغیرها در دنیای واقعی باشد. تمامی روش‌های آماری که انطباق نقطه به نقطه دو سری آماری را بررسی می‌نمایند، مانند آزمون‌های برابری میانگین و واریانس بین دو سری زمانی، برای انجام آزمون‌های رفتاری قابل‌استفاده است. در آزمون‌های مذکور فرض صفر مبنی بر برابری میانگین و واریانس در دو سری زمانی موردبررسی است. برای انجام این آزمون رفتار متغیرهای مدل با الگوهای رفتاری که با استفاده از داده‌های واقعی به‌دست‌آمده است آزمون می شود. برای این منظور داده‌های واقعی سال ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹با داده‌های شبیه سازی شده با یکدیگر مقایسه شد که نتایج آن برحسب سود خالص، دارایی‌ها و بدهی‌های شرکت در جداول (۲) و (۳) نشان داده شده است.

جدول ۵: آزمون برابری میانگین بین سری‌های زمانی شبیه‌سازی و تحقق‌یافته سود خالص

روش	درجه آزادی	مقدار شاخص	احتمال
t-test	۸	-۰/۰۴۶۲۶۸	۰/۹۶۴۲
Satterthwaite- Welch t-test	۷/۹۷۲۸۳۳	-۰/۰۴۶۲۶۸	۰/۹۶۴۲
Anova F-test	(۱ ،۸)	۰/۰۰۲۱۴۱	۰/۹۶۴۲
Welch F-test	(۷/۹۷۲۸۳۳ ،۱)	۰/۰۰۲۱۴۱	۰/۹۶۴۲

منبع: خروجی نرم‌افزار EViews12

[1]. Behavior Reproduction

جدول ٦: آزمون برابری واریانس بین سری‌های زمانی شبیه‌سازی و تحقق‌یافته سود خالص

روش	درجه آزادی	مقدار شاخص	احتمال
F-test	(۴ ،۴)	۱/۱۲۳۹۸۴	۰/۹۱۲۵
Siegel- Tukey		۰/۸۳۵۵۷۳	۰/۴۰۳۴
Bartlett	۱	۰/۰۱۲۱۳۶	۰/۹۱۲۳
Levene	(۱ ،۸)	۰/۰۱۱۵۰۴	۰/۹۱۷۲
Brown-Forsythe	(۱ ،۸)	۰/۰۰۴۷۲۹	۰/۹۴۶۹

منبع: خروجی نرم‌افزار EViews12

یکی از آماره‌های استنباطی برای سنجش برابری واریانس در چند جامعه مستقل، استفاده از آماره لون و اجرای آزمونی به نام آزمون لون[1] است. فرض صفر در آزمون لون، یکسان بودن واریانس‌ها ا ست. طبق نتایج آزمون، مقدار احتمال آماره بزرگ‌تر ۰/۰۵ ا ست در نتیجه فرض برابر بودن واریانس دو جامعه رد نمی‌شود. بنابراین متغیر موردنظر نزدیک به ارقام واقعی شبیه‌سازی‌شده‌اند و به‌خوبی با رفتار واقعی سیستم مطابقت دارد. اگر از میانه به‌جای میانگین در آماره لون استفاده شود، آماره حاصل را براون- فورسید[2] و روش آزمون را آزمون براون-فورسید می‌نامند. پس از درک اعتبار آزمون‌های مطرح‌شده، در ادامه به شبیه‌سازی مدل در حالت پایه پرداخته خواهد شد.

1. Levene
2. Brown-Forsythe

سود خالص شرکت در وضعیت فعلی متغیرهای اقتصادی، در سال ۱۳۹۵ معادل ۸۰۹،۴۴۸ میلیون ریال بوده و در سال ۱۴۰۰ حدود ۱۱،۲۹۹،۸۹۷میلیون ریال است. نمودار ۱ شبیه‌سازی متغیر سود خالص را طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که در سال ۱۳۹۹، شرکت گوهر انرژی سیرجان به‌صورت اقساطی به شرکت توسعه آهن و فولاد گل گوهر و شرکت مدیریت تولید برق گیلان نیز به شرکت توسعه مسیر برق گیلان واگذار شد و سود ناشی از فروش این نیروگاه‌ها به‌عنوان قلم سود حاصل از فروش سرمایه‌گذاری‌ها شناسایی شد. بنابراین جهش سود خالص شرکت در طی سال ۱۳۹۹ در نمودار ۵ ناشی از افزایش درآمد عملیاتی شرکت از محل سود حاصل از فروش این سرمایه‌گذاری‌ها است. برای این‌که بتوان به سوال اصلی پژوهش پاسخ داد شاخص مهم بخش مالی که سودآوری است در نظر گرفته و در ادامه تحت شوک‌های اقتصادی شبیه‌سازی می‌شود.

نمودار ۵: شبیه‌سازی پایه روند تغییرات سود خالص شرکت (میلیون ریال)

منبع: خروجی لایه کاربردی نرم‌افزار ithink 9

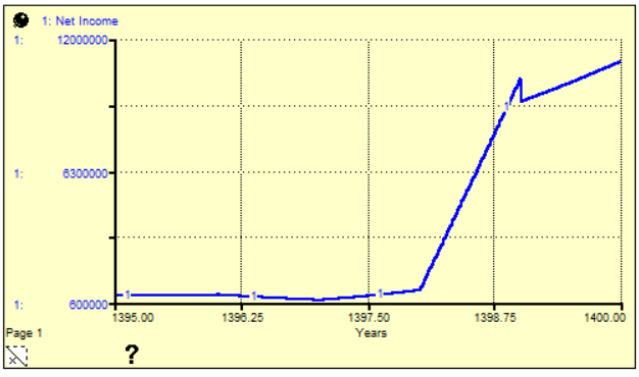
در ادامه به شبیه سازی مدل تحت سناریوهای مختلف به‌منظور تحلیل حساسیت متغیرهای کلیدی مدل پرداخته خواهد شد.

۵- تحلیل حساسیت مدل

۵-۱- شبیه‌سازی سود خالص با فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت گاز طبیعی

نمودار ۶ روند سود خالص شرکت را با فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت گاز طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ نشان می‌دهد. همان‌طور که در قسمت قبلی گزارش شد در حالت پایه سود خالص شرکت در سال ۱۴۰۰ معادل ۱۱،۲۹۹،۸۹۷ میلیون ریال بوده است. این در حالی است که با فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت گاز سود خالص به ۱۱،۱۶۷،۵۸۱ میلیون ریال خواهد بود. طبق این نتایج، با افزایش قیمت گاز طبیعی به‌عنوان سوخت مصرفی و افزایش هزینه تولید نیروگاه‌ها و اثرپذیری غیرمستقیم درآمد سود سهام شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور از این نیروگاه‌ها، سود خالص شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور به میزان بسیار کمی کاهش می‌یابد.

لازم به ذکر است که از سال ۱۳۹۱ بر اساس توافق صورت‌گرفته بین شرکت توانیر با سازمان هدفمندی یارانه‌ها هزینه سوخت مصرفی از هزینه تولید حذف و به‌حساب توانیر منتقل‌شده است. بر این اساس و طبق نتایج به‌دست آمده در نمودار ۶، ادعای شرکت‌های نیروگاهی مبنی بر عدم پرداخت هزینه سوخت به دولت و از سوی دیگر کسر نمودن بهای سوخت مصرفی از قیمت برق خریداری‌شده توسط دولت، در شبیه‌سازی‌های انجام‌شده توسط این پژوهش تصدیق می‌شود. در واقع تولید برق از گاز به‌عنوان یکی از نهاده‌های تولید، حق‌العمل کاری بوده که درازای آن پولی پرداخت‌نشده و در هزینه‌ها لحاظ نمی‌شود و به همین دلیل قیمت سوخت در سود مالی بنگاه تأثیر چندانی ندارد.



نمودار ٦: شبیه‌سازی روند تغییرات سودخالص شرکت با شوک ۱۰ درصدی قیمت گاز (میلیون ریال)

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس نتایج خروجی لایه کاربردی نرم‌افزار ithink 9

۵-۲- شبیه‌سازی سود خالص با فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت برق

نمودار ۷ روند سود خالص شرکت را با فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت برق نشان می‌دهد. طبق نتایج درصورت شوک ۱۰ درصدی قیمت برق، سود خالص در سال ۱۴۰۰ معادل ۱۵،۲۱۷،۱۱۸ میلیون ریال خواهد بود که نسبت به حالت پایه افزایش حدود ۴،۰۰۰،۰۰۰ میلیون ریالی خواهد داشت. همان‌طور که ملاحظه می‌شود با افزایش قیمت برق، درآمد نیروگاه‌ها افزایش می‌یابد و سپس با تاثیر غیرمستقیم این افزایش درآمد نیروگاه‌ها بر درآمد سود سهام شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور، سود خالص افزایش قابل‌توجهی خواهد یافت.

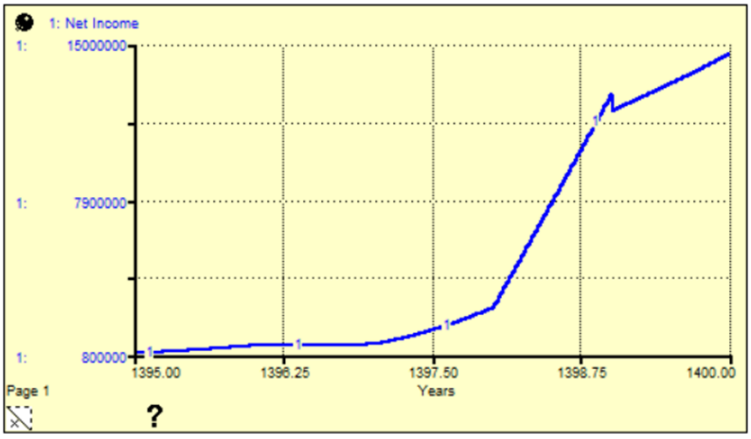
نمودار ۷: شبیه‌سازی روند تغییرات سود خالص شرکت با شوک ۱۰ درصدی قیمت برق (میلیون ریال)

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس نتایج خروجی لایه کاربردی نرم‌افزار ithink 9

۵-۳- شبیه‌سازی سود خالص با فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت انرژی

هدف از شبیه سازی سناریو حاضر این است که در صورت شوک قیمت انرژی و افزایش هم‌زمان قیمت برق به‌عنوان کالای نهایی و قیمت گاز به‌عنوان سوخت مصرفی و درنتیجه افزایش هم‌زمان هزینه‌ها و درآمد نیروگاه‌های تولید برق، سود شرکت چه تغییری خواهد کرد. نمودار ۸ تغییر در سودآوری شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور را در شرایط شوک ۱۰ درصدی قیمت انرژی نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در این حالت برآیند هم‌زمان افزایش قیمت گاز و برق مثبت بوده و درنتیجه سود خالص افزایش می‌یابد. با فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت انرژی سود خالص در سال ۱۴۰۰ به ۱۴،۰۹۲،۱۷۶ میلیون ریال می‌رسد. این در حالی است که در حالت

پایه و با فرض ادامه روند موجود وضعیت متغیرهای اقتصادی سود خالص شرکت در سال ۱۴۰۰ معادل۱۱،۲۹۹،۸۹۷ است. بنابراین مجدد مشخص می شود که افزایش قیمت سوخت تاثیر ناچیزی بر سود مالی دارد اما به‌شدت به افزایش قیمت برق واکنش نشان می‌دهد. بنابراین فرضیه دوم پژوهش مبنی بر اینکه "افزایش قیمت انرژی بیشترین تأثیر را بر هزینه تمام‌شده شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور دارد" طبق نتایج مدل قابل تائید نیست. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد با افزایش قیمت انرژی، درآمد شرکت بیشتر از هزینه‌ها تحت تأثیر قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر در نیروگاه‌های تولید برق، درآمد شرکت به سبب افزایش قیمت برق، نسبت به افزایش بهای تمام شده تولید برق ناشی از افزایش قیمت گاز، بیشتر است.



نمودار ۸: شبیه‌سازی روند تغییرات سود خالص شرکت با شوک ۱۰ درصدی قیمت برق و گاز (میلیون ریال)

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس نتایج خروجی لایه کاربردی نرم‌افزار ithink 9

٤-٥- شبیه‌سازی سود خالص با فرض شوک ۱۰ درصدی تورم

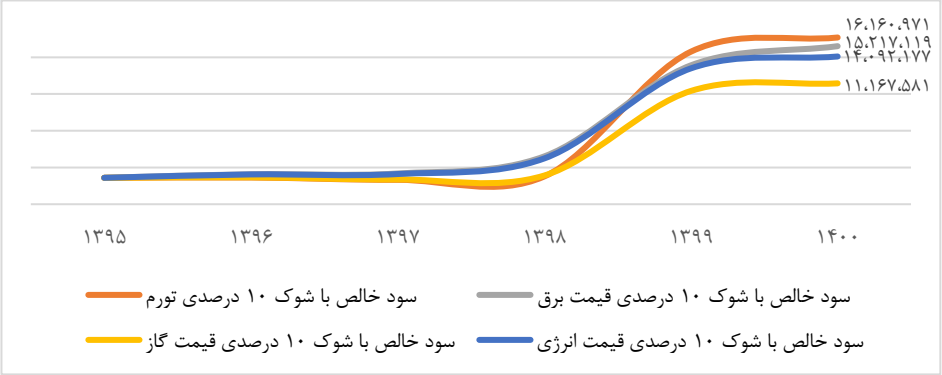
در حالت پایه مدل، با ا ستناد بر اینکه اقلام صورت‌های مالی به قیمت جاری ثبت می شوند بنابراین اثر متغیرهای اقتصادی مانند تورم در این اقلام اعمال‌شده است.حال در این بخش، اثر شوک ۱۰ درصدی تورم بر سود خالص شرکت بررسی شد. نمودار ۹ روند تغییرات سود خالص را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در این حالت سود خالص به ۱۶،۱۶۰،۹۷۰ میلیون ریال خواهد رسید. بنابراین طبق نتایج می‌توان گفت افزایش تورم به نفع شرکت بوده چراکه همواره میزان بازده دارایی‌های سرمایه‌ای شرکت بیشتر از هزینه‌های شرکت رشد می‌کند. یعنی اثر

تورم بر رشد هزینه‌های شرکت کمتر از اثر آن بر رشد درآمدهای شرکت است و فرضیه اول پژوهش تائید نمی‌شود چراکه برآیند تورم برای شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور منجر به افزایش سود خالص شرکت می‌شود.

نمودار ۹: شبیه‌سازی روند تغییرات سودخالص شرکت با شوک ۱۰درصدی تورم (میلیون ریال)

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس نتایج خروجی لایه کاربردی نرم‌افزار ithink 9

در ادامه نمودار ۱۰ وضعیت شبیه‌سازی سود بنگاه را در حالت سناریو پایه، با فرض شوک ۱۰ درصدی تورم در کشور، فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت برق، شوک ۱۰ درصدی قیمت گاز و شوک ۱۰ درصدی هم‌زمان قیمت گاز و برق در طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ نشان می‌دهد و امکان مشاهده و مقایسه تأثیر هر یک از سناریوهای مذکور را می‌دهد.



نمودار ۱۰: شبیه‌سازی سود بنگاه در حالت پایه و سناریوهای مختلف شوک متغیرهای اقتصادی (میلیون ریال)

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس نتایج مدل پویایی‌شناسی سیستم سود بنگاه

٦- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش آثار متغیرهای محیطی کسب‌وکار بر روی اجزای درآمد و هزینه شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور را به روش پویایی‌شناسی سیستمی شبیه‌سازی کرده و از روش پویایی‌شناسی سیستم به‌عنوان رویکردی نوین برای مدل‌سازی رویدادهای مالی و حسابداری استفاده‌شده است. برای این منظور ابتدا با تعریف حساب‌های مالی در قالب متغیرهای حالت و نرخ، اثرگذاری رویدادهای حسابداری بر یکدیگر بر اساس روابط علی و معلولی و در قالب الگوی پویایی شناسی با استفاده از نرم‌افزار ithink 9 مدل سازی شد. نتایج حاصل از شبیه سازی متغیرهای کلیدی مطالعه نشان داد که روش پیشنهادی ضمن مدل سازی عملیات مالی بر اساس رویکرد پویا، با شبیه‌سازی روند متغیرها به مدیران کمک می کند تا اثرگذاری متغیرها را بر اساس الگوهای رفتاری مورد تحلیل قرار دهند و با شبیه‌سازی رفتار متغیرهای مالی در آینده، اطلاعات مفیدی را برای تصمیم گیری مدیران فراهم می کند و همچنین می توان نتایج حاصله را به سایر بنگاه‌های هم‌رده تعمیم داد. مدل نهایی پژوهش، یک رویکرد سیستماتیک در کنار یک روش شبیه‌سازی برای مدیریت استراتژیک و برنامه‌ریزی شرکتی در شرکت‌های واقعی ارائه می کند. آنچه درنتیجه مدل محقق توصیه می کند این است که در طراحی سیاست‌های مدیریتی، درک رابطه آن‌ها با سود شرکت مهم است و مدیران برای استراتژی‌ها و سیاست‌های خود باید به اطلاعات موجود در سیستم اعتماد کنند. از این طریق می‌توان اطلاعات زیادی را از انباره‌های موجود در سیستم پویا

برای عملکرد بهتر مدیریت به دست آورد (خالدی[1]، ۲۰۱۵).

شبیه‌سازی مدل در حالت پایه نشان می‌دهد سود خالص شرکت طبق اقلام مندرج در صورت سود و زیان شرکت در سال ۱۳۹۵ معادل ۸۰۹،۴۴۸ میلیون ریال بوده و در سال ۱۴۰۰ حدود ۱۱،۲۹۹،۸۹۷ میلیون ریال است و با اعمال شوک ۱۰ درصدی تورم در اقتصاد، سود خالص به ۱۶،۱۶۰،۹۷۰ میلیون ریال خواهد رسید. طبق نتایج، با فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت گاز سود خالص در سال ۱۴۰۰ به ۱۱،۱۶۷،۵۸۱ میلیون ، با شوک ۱۰ درصدی قیمت برق، سود خالص معادل ۱۵،۲۱۷،۱۱۸ میلیون ریال و با فرض شوک ۱۰ درصدی قیمت انرژی، سود خالص در سال ۱۴۰۰ به ۱۴،۰۹۲،۱۷۶ میلیون ریال خواهد شد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت با افزایش قیمت انرژی، افزایش درآمد شرکت ناشی از افزایش قیمت برق، نسبت به افزایش بهای تمام شده تولید برق ناشی از افزایش قیمت گاز، بیشتر است و درنتیجه سود شرکت افزایش می‌یابد. در مجموع با توجه به مدل‌سازی انجام‌شده، از بین متغیرهای مورد بررسی تورم نسبت به سایر متغیرها اثر مستقیم بیشتری بر سودآوری شرکت مدیریت انرژی امید تابان هور داشته باشد چرا که میزان بازده دارایی سرمایه‌ای شرکت بیشتر از هزینه‌های شرکت رشد می‌کند. با توجه به بررسی‌های انجام‌شده جهت بهبود عملکرد مالی شرکت و سودآوری بیشتر سهامداران، پیشنهاد می شود که ظرفیت تولیدی متناسب با سطح پیک مصرف، تشکیل بازار بورس برق و نیز امکان رقابت میان شرکت‌های عرضه‌کننده در سطح خرده‌فروشی ایجاد شود. با توجه به نتایج حاصل از پژوهش، پیشنهادهای زیر برای مطالعات بعدی ارائه می‌شود:

۱) جهت طراحی الگو جامع کسب‌وکار و با توجه به این که این پژوهش تنها به تأثیر متغیرهای اقتصادی مؤثر بر عملکرد مالی کسب‌وکار پرداخته، پیشنهاد می شود، اثر سایر متغیرهای مؤثر طبق چارچوب تجزیه و تحلیل *Pestel* شامل متغیرهای سیاسی، اجتماعی، قانونی و ... را در مطالعات آتی مورد بررسی قرار دهند.

۲) مدل حاضر به علت محدودیت‌های پژوهش صورت جریان وجوه نقد مدل‌سازی نشده و فقط دو صورت ترازنامه و سود وزیان مدل سازی شد، بنابراین می‌توان با مدل سازی این صورت مالی، مدل کامل‌تر و واقعی‌تری استخراج کرد. همچنین یکی از متغیرهای مؤثر بر سودآوری

[1]. Khaledi, H. (2015)

شرکت‌ها پرتفوی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در بازار بورس و وضعیت بازار سرمایه به‌عنوان شاخص کلان اقتصادی است که در این پژوهش به آن پرداخته نشده است و می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی باشد.

References

Aima, Kh. & Davidsen (2020). A System Dynamics Model of Capital Structure Policy for Firm Value Maximization, Systems Research and Behavioral Science. *International Federation for Systems Research*, 100-125.

Arab Mazar Yazdi, A. & Khoury, M. (2014). Investigation of the Effect of Macroeconomic Variables on the Dividend Policy of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Auditing Knowledge*, **14**(58). (In Persian)

Ball, R. and Brown, P. (1968). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 17-159

Davoodi. P. (2013). *Economics*. Publications of Imam Khomeini Educational and Research Institute (RA). **1**: 279-283. (In Persian)

Ebrahimi. M. (2018). Investigation of the Impact of Macroeconomic Variables on the Iranian Stock Market Using Data Mining Algorithms, *Financial Economics Quarterly*, **13**(49): 283-309. (In Persian)

Ehsani, A. & Ki-Ghobadi, A.R. (2017). A Study of the Effect of Exchange Rate Fluctuations, Inflation Rate and Gross Domestic Product on Companies' Profitability. *Accounting and Economic Science Quarterly*, Year, 71-84

Forrester, JW. (1968). *Industrial Dynamics*. MIT Press. 5th Edition, Chapter 14th, 130.

Goli Toani. Y. & Bukharayan Khorasani, M. (1400). Investigating the Effect of Financial Crisis on the Relationship between Credit Risk and Profitability of Companies. *National Conference on New Approaches in Accounting and Finance*, Aliabad. (In Persian) https://civilica.com/doc/1245466

Heidary. H. & Bashiri, B. (2017). Relationship between Real Exchange Rate Uncertainty and Stock Price Index in Tehran Stock Exchange: Observations Based on VAR-GARCH Model, *Economic Modeling Research Quarterly*, (9): 71-92. (In Persian)

Ismaili Nia. A. Mohammadi, T. & Zamani, A. (2012). Study of Changes in the Price Elasticity of Electricity Demand in the Household Sector in Iran Using the Kalman Filter Method. *Economic Sciences Quarterly*, **7**(25): 175-147. (In Persian)

Khaledi, H. (2015). A Generic System Dynamics Model of Firm Internal Processes. *North Business College Complex*, https://www.researchgate.net/publication /282576350.

Macry, F. & Amirhoshang, J. (2017). Effective Factors on the Profitability of Various Industries with an Emphasis on Financing Methods (a Selection of Companies Active in the Stock Market). Defense *Economy Quarterly*, **3**(10): 108-81, (In Persian)

Melse, E. (2008). The Financial Accounting Model from a System Dynamics Perspective. *MPRA*, 24-76.

Nair, GK. & Rodrigues, LLR. (2013). Dynamics of Financial Systems: A System Dynamics Approach. *International Journal of Economics and Financial*, **3**(1): 14-26. https://www.researchgate.net/publication/282918949

Robert Shannon (1975). *The Science and Art of Systems Simulation*. translated by: Arab Mazar, A.A. (1371). Academic Publishing Center. (In Persian).

Rajabi, A. (2016). System Dynamics, a New Approach in Modeling Accounting Financial Events and Financial Decisions. *Experimental Accounting Research*, **7**(28): 21-42. (In Persian).

Sajjadi. H. Dastgir, M. & others. (2016). Effective Factors on the Profitability of Companies Listed on the Stock Exchange. *Journal of Economic Research*, (80): 49-73. (In Persian)

Soleimani, A. & Memarian, Sh. (2013). Relationship between Economic Profit and Accounting with Equity in top Companies Accepted in Tehran Capital Market. *Economic Magazine - Bimonthly Review of Economic Issues and Policies*, (7 and 8): 92 -75. (In Persian)

Sterman, J.D. (2000). *Business Dynamics: Systems Thinking and Modeling for a Complex World*. McGraw-Hill, Boston.Higher Education. 867

Varahrami, V. & Mohdian, M. (2016). Fitting the Electricity Demand Function of the Household Sector in Selected Cities of Tehran Province Using the Dynamic Panel Method. E*conomic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development)*, **17**(2):121-144 (In Persian)

Wisetsri, W. Cavaliere, L. Mittal, P. & Chakravarthi, K. (2021). The Impact of Marketing Practices on NGO Performance: The Pestel Model Effect. *Turkish Online Journal of Qualitative Inquiry*, https://www.researchgate.net/publication/353202079.

Yamaguchi, K. (2003). Principle of Accounting System Dynamics-Modeling Corporate Financial Statement. *International Conference of the System Dynamics Society*, 20-24.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 365-399

Present bias and individual financial behaviors: An application of behavioral economics

Heshmatulah Asgari*[1], Mohaddeseh Pouralimardan[2]

Received: 05-04-2023 Accepted: 21-08-2023

Extended Abstract

Purpose: Present bias, the tendency of people to discount their future preferences in favor of more immediate gratification, is one of the most common behavioral biases in financial and economic issues which is derived from the economic theory of self-control (Xiao & Porto, 2019). The research on financial and economic issues has shown that people with present bias have high discount rates (Benhabib et al., 2010), spend more than usual, save less (Pinger, 2017; Goda et al., 2019), invest less (Kim & Nguyen, 2022), have higher debt (Meier & Sprenger, 2010), are not committed to repaying their outstanding debt (Kuchler & Pagel, 2021), and it is even possible for those who have poor financial management due to limited resources to do more budgeting and less planning (Xiao & O'Neill, 2019). Therefore, with regard to the present bias of people, it is hypothesized that people with present bias have less correct financial behaviors. This arises from a previous research about the impact of present bias on everyday financial behavior. Hence, following Xiao and Porto (2019), the present study seeks to investigate the relationship between present bias and a set of financial behaviors regarding spending, borrowing, saving and money management.

Methodology: The examined sample was selected through convenience sampling using paper questionnaires among the staff and faculty members of the University of Ilam. A total of 202 staff and faculty members completed the questionnaire. Using the method of Xiao and Porto (2019), an exploratory factor analysis was done to reduce the variable number and the name-dependent variables according to the concept of financial behaviors. Ordinary least square was used to analyze the associations between the variables. For each financial behavior variable, as a dependent variable, there were three models. In model (1), only the present bias variable was the independent variable. In model (2), the present bias squared term was added to detect if there was any nonlinear pattern. In model (3), the control variables were added to examine if the present bias variables still displayed associations when these control

[1]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, Ilam University, Ilam, Iran. Email: h.asgari@ilam.ac.ir

[2]. MA of Economics, Department of Economics, Ilam University, Ilam, Iran. Email: m.pouralimardan@yahoo.com

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: P: 365-399

variables were added. Based on fourteen financial behaviors and according to the exploratory factor analysis, the dependent variables were classified into managerial behavior, impatient behavior, naive behavior (according to Xiao and Porto, 2019), thrifty behavior and borrowing behavior. The independent variable was the present bias variable measured by the question "I intend to live in the present more and do not consider the future". The participants responded on a 1-5 scale. The control variables included age, monthly income, gender and education.

Results and discussion: Examining models (1) and (2) showed a negative and significant association between present bias and managerial behavior. It means that, when present bias increases relatively, individual's money management behavior becomes weaker. This result confirmed the association in two stages (models), but, in Xiao and Porto (2019), this association was confirmed only in one stage (model) without the presence of other variables. Therefore, the result of this study is more robust than that of Xiao and Porto (2019). Examining the association between present bias and impatience behavior in model (1) showed that there is a positive and significant association between present bias and impatience behavior. But, in models (2) and (3), the coefficient of present bias was negative, and the squared coefficient of bias showed a positive number, which indicates a U-shaped association between present bias and impatient behavior. To some extent, the hypothesis of a positive relationship between present bias and impatient behavior was confirmed. This means that the association is initially negative and then positive. At lower levels of bias, the tendency to spend decreases with the increase of bias, and, at much higher levels of bias, the tendency to spend increases with the increase of bias. This result is not completely consistent with the findings of Xiao and Porto (2019). In their study, there was a positive and significant association between present bias and impatient behavior in three stages (models). Thrifty behavior, as a new variable not identified in Xiao and Porto (2019), is the tendency to choose affordable goods by the individual. The estimation results of models (1) and (3) showed a negative and significant relationship between present bias and the tendency to choose affordable goods. In other words, as present bias increases relatively, the tendency to buy affordable goods decreases. Regarding the relationship between present bias and naive behavior, as well as preset bias and borrowing behavior, significant effects were not found in models (1), (2) and (3).

Conclusions and policy implications: The purpose of this study was to investigate the relationship between present bias and a set of financial behaviors through the convenience sampling of the staff and faculty members of Ilam University. The results of the research showed that there is a negative and significant association between present bias and money management behavior. There is a U-shaped association between present bias and impatient behavior. There is also a negative and significant association between present bias and thrifty behavior. The results of this study can promote effective financial decisions at the individual level and contain messages for activists, planners, and policymakers in the financial and economic fields. The results may help to formulate, implement, or modify policies.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn & Winter 2023, P: 365-399

Keywords: Present bias, Financial behavior, Impatient behavior, Thrifty behavior, Behavioral economics

JEL Classification: D91, D14, D12.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۳۶۵-۳۹۹

سوگیری به حال و رفتارهای مالی فردی (کاربردی از اقتصاد رفتاری)

حشمت‌اله عسگری*[۱]، محدثه پورعلی‌مردان[۲]

دریافت: ۱۶-۰۱-۱۴۰۲ **پذیرش: ۳۰-۰۵-۱۴۰۲**

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی ارتباط بین سوگیری به حال و مجموعه‌ای از رفتارهای مالی در حوزه هزینه کرد، پس انداز، استقراض، مدیریت پول و غیره توسط افراد است. داده‌های پژوهش حاضر، از طریق پرسشنامه و نمونه‌گیری در دسترس از اعضای هیئت علمی و کارکنان دانشگاه ایلام گردآوری شده است. تجزیه و تحلیل چهارده مورد از رفتارهای مالی از طریق تحلیل عاملی اکتشافی به شناسایی پنج رفتار مالی تحت عناوین؛ رفتار مدیریتی، رفتار بی‌صبرانه، رفتار صرفه‌جویی، رفتار استقراضی و رفتار ساده لوحانه منجر شد. ارتباط بین سوگیری به حال و پنج رفتار مالی از طریق رگرسیون حداقل مربعات معمولی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که، بین سوگیری به حال و رفتار مدیریت پول یک ارتباط منفی و معنی‌دار وجود دارد. بدین معنی که هرچقدر سوگیری به حال در افراد بیشتر باشد، افراد رفتارهای مدیریتی ضعیف‌تری از خود نشان می‌دهند. بین سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه یک ارتباط U شکل وجود دارد، بدین معنی که این ارتباط در ابتدا منفی و سپس مثبت است؛ یعنی در سطوح پایین‌تر سوگیری، با افزایش سوگیری تمایل به هزینه کرد کاهش پیدا می‌کند و در سطوح خیلی بالاتر سوگیری، با افزایش سوگیری تمایل به هزینه کرد بیشتر می‌شود. رابطه بین رفتار صرفه‌جویی با سوگیری به حال منفی و معنی‌داری است، اما بین سوگیری به حال و رفتار استقراضی و همچنین بین سوگیری به حال و رفتار ساده‌لوحانه رابطه معنی‌داری یافت نشد.

واژگان کلیدی: سوگیری به حال، رفتار مالی، رفتار بی‌صبرانه، رفتار صرفه‌جویی، اقتصاد رفتاری

طبقه‌بندی JEL: D91, D14, D12

[۱]. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. h.asgari@ilam.ac.ir

[۲]. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. m.pouralimardan@yahoo.com

۱- مقدمه

حوزه اقتصادی و مالی متعارف طی چند دهه گذشته، براساس این فرض که مردم تصمیمات عقلانی و منطقی می‌گیرند و در پیش بینی‌های خود در مورد آینده بدون سوگیری هستند، تکامل یافته است. در این حوزه سرمایه‌گذاران، افرادی عقلایی در نظر گرفته می‌شوند که تصمیمات اقتصادی را با احتیاط انجام می‌دهند. در این حالت فرض می‌شود که افراد باورها و اطلاعات جدید را به موقع و در زمان مناسب بروز رسانی می‌کنند (کامونه و ایبنریسول[۱]، ۲۰۲۲). اما بعدها با در نظر گرفتن احتمال خطای رفتاری افراد در مباحث مالی و اقتصادی نظریاتی پدیدار شد که بر اساس آن رفتار افراد همیشه عقلایی و منطقی نیست و انسان‌ها با عقلانیت محدود مواجه هستند. از جمله این نظریات نظریه عقلانیت محدود هربرت سایمون[۲] است، او معتقد بود که افراد دارای ظرفیت محدودی برای پردازش و بروزرسانی اطلاعات هستند و تمام اطلاعات موجود را در نظر نمی‌گیرند (گرادینارو[۳]، ۲۰۱۴). درنظر نگرفتن اطلاعات در چهارچوب عقلانیت محدود مبنای اساسی اقتصاد رفتاری شناخته می‌شود. نظریه‌پردازانی همچون تالر[۴] و کانمن[۵] نشان دادند، فرد در تصمیمات اقتصادی و مالی مانند سرمایه‌گذاری، پس انداز، مصرف و غیره با خطاهای شناختی و احساسی مواجه است. یکی از خطاهای متداول رفتاری در مباحث مالی و اقتصادی که ریشه در نظریه اقتصادی خودکنترلی تالر و شفرین[۶] (۱۹۸۴) دارد، سوگیری به حال افراد نامیده می‌شود، که به صورت جایگزینی پاداش‌های ناچیز در زمان حال، به جای پاداش‌های بزرگتر در زمان آینده تعریف می شود (شیائو و پورتو[۷]، ۲۰۱۹). تحقیقات در سطح اقتصادی و مالی نشان داده است که افراد دچار سوگیری به حال دارای نرخ‌های تنزیل بالایی هستند (بن حبیب و همکاران[۸]، ۲۰۱۰)، بیشتر از معمول هزینه می‌کنند، پس‌انداز کمتری دارند (پینگر[۹]، ۲۰۱۷، گودا و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۹)،

---

1. Kamoune and Ibenrissoul
2. Hrbet Simon
3. Gradinaru
4. Thaler
5. Kahneman
6. Thaler and Shefrin
7. Xiao and Porto
8. Benhabib et al.
9. Pinger
10. Goda et al.

سرمایه‌گذاری کمتری می‌کنند (کیم و نگوین[1]، ۲۰۲۲)، بدهی بالاتری دارند (میر و اسپرنگر[2]، ۲۰۱۰) و یا نسبت به بازپرداخت بدهی معوق خود پایبند نیستند (کاچلر و پگل[3]، ۲۰۲۱)، حتی احتمال دارد با توجه به منابع محدود مدیریت مالی ضعیفی از خود نشان دهند، به طوری‌که بیشتر رفتار بودجه‌ریزی و کمتر برنامه‌ریزی انجام دهند (شیائو و انیل[4]، ۲۰۱۸). بنابراین با توجه به نتایجی که متعاقب حال‌گرایی افراد به وجود می‌آید؛ این فرضیه اصلی مطرح می‌شود که افراد دچار سوگیری به حال رفتارهای صحیح مالی کمتری از خود نشان می‌دهند. به همین خاطر این ضرورت به دنبال تحقیقات پیشین بوجود می‌آید که بررسی کنیم سوگیری به حال تا چه اندازه بر رفتارهای مالی روزمره افراد، تأثیرگذار است. از این رو در پژوهش حاضر با پیروی از روش شیائو و پورتو (۲۰۱۹)، ارتباط بین سوگیری به حال و مجموعه‌ای از رفتارهای مالی در در مورد خرج کردن، استقراض، پس‌انداز و مدیریت پول مورد بررسی قرار می‌گیرد.

پژوهش حاضر در مقایسه با پژوهش‌های قبلی چندین نوآوری دارد؛ ۱) از معیار ساده و مستقیم سوگیری به حال استفاده شده است، این درحالیست که در هیچکدام از پژوهش‌های داخلی پیشین از این نوع سوگیری در سطح فردی استفاده‌نشده است ۲) این پژوهش، به جای تمرکز بر رفتار مالی گروهی (نظری پور و رحمانی، ۱۴۰۱) و تکنیکال فردی سرمایه‌گذاران در بازار بورس، که مورد توجه پژوهش‌های (به عنوان نمونه: سعادت زاده و همکاران، ۱۴۰۰، کوه‌کن و همکاران، ۱۴۰۰) قرارگرفته است، به بررسی تاثیر سوگیری به حال بر مجموعه‌ایی از رفتارهای مالی روزمره افراد شاغل، شامل خرج کردن، پس انداز، استقراض و مدیریت پول می‌پردازد ۳) برای درنظرگرفتن رفتارهای مالی به عنوان متغیرهای وابسته از الگوهای از قبل تعیین شده و شناسایی شده بر اساس فریه و پاننبرگ (۲۰۱۹) استفاده نمی شود، بلکه از تحلیل عاملی اکتشافی برای شناسایی عامل‌های جدید استفاده شده است. از آن‌جا که که درک ارتباط بین سوگیری به حال و رفتارهای مالی از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است، نتایج پژوهش حاضر می‌تواند مورد استفاده فعالان و برنامه‌ریزان و سیاستگذاران در حوزه مالی و اقتصادی قرار گیرد.

---

1. Kim and Nguyen
2. Meier and Sprenger
3. Kuchler and Pagel
4. Xiao and O'Neill

۲- مبانی نظری

در این بخش نظریات مرتبط با سوگیری به حال و ارتباط آن با رفتارهای مالی توضیح داده می‌شود.

۲-۱- سوگیری به حال

با توجه به پژوهش‌های گذشته، سازوکار درونی سوگیری به حال با مفهوم کلی نرخ تنزیل مرتبط است (آناتناسونگ[1]، ۲۰۱۹). مفهوم تنزیل طی سالیان متمادی توسط نظریه پردازان متعددی دچار تغییر و تحول بوده است. اولین کسی که مدل استاندارد اقتصادی مطلوبیت با تنزیل را ارائه داد ساموئلسون[2] (۱۹۳۷) بود، مدل مطلوبیت دارای تنزیل وی، تا مدتها مورد تایید اقتصاددانان و نظریه پردازان تصمیم[3] بود (تورو سیلاس و رامباد[4]، ۲۰۰۴). بعد از آن تالر و شفرین در سال ۱۹۸۱ نظریه اقتصادی خودکنترلی[5] را ارائه دادند که مفاهیم به کار برده شده در آن پیش زمینه مناسبی را برای نقد این مدل ارائه کرد، آن‌ها انتخاب بین زمانی را به عنوان یک مشکل در این نظریه بررسی کردند. با انتشار مقاله بعدی تالر، با عنوان "برخی شواهد تجربی در مورد ناسازگاری پویا" در سال ۱۹۸۱، نقد صریح مدل ساموئلسون آغاز شد. تالر مدل وی را مورد نقد و بررسی قرار داد و پس از نقد وی بود که تعداد فزاینده‌ای از پژوهش‌ها، تابع تنزیل هذلولی را جایگزین تابع تنزیل ثابت (استاندارد) و تابع تنزیل نمایی کردند. یافته‌های تجربی در خصوص نرخ تنزیل بیانگر آن است که، مردم آینده را با نرخ‌های هذلولی و نه نمایی تنزیل می‌کنند، یا به طور کلی‌تر، آینده دور را با نرخ‌های کمتری نسبت به آینده نزدیک تنزیل می‌کنند (توروسیلاس و رامباد، ۲۰۰۴). به همین دلیل، سازوکار درونی سوگیری به حال به مدل‌های تنزیل هذلولی (توسط چانگ و هرنشتاین[6]، ۱۹۶۷؛ آینسلی[7]، ۱۹۷۵) نسبت داده می‌شود (آناتناسونگ، ۲۰۱۹).

با توجه به توضیحاتی که ارائه شد می‌توان دریافت که سوگیری به حال، ریشه در نظریه

---

1. Anantanasuwong
2. Samuelson
3. Theorists of Decision
4. Torrecillas and Rambaud

۵. در این نظریه، تالر و شفرین معتقدند که مفهوم خودکنترلی متناقض است و آن را به عنوان یک مدل انتخاب بین زمانی معرفی کرده‌اند که در آن فرد به عنوان یک سازمان همزمان یک برنامه ریز آینده نگر و یک انجام دهنده کوته نگر است و دقیقاً به همین دلیل تناقض بین زمانی انتخاب‌ها رخ می‌دهد.

6. Chung and Herrnstein, 1967
7. Ainslie, 1975

اقتصادی خودکنترلی تالر و شفرین (۱۹۸۱) دارد (شیائو و پورتو، ۲۰۱۹). در اصطلاح اقتصادی، سوگیری به حال، شکل خاصی از غیرمنطقی بودن است، زیرا بر تناقض زمانی انتخاب‌ها دلالت دارد (گیل و همکاران[1]، ۲۰۱۸). در اصطلاح کلی، سوگیری به حال به‌صورت تمایل به داشتن پاداش‌های ناچیز در زمان حال، به جای پاداش‌های بزرگتر در زمان آینده تعریف می‌شود. این تمایل اغلب به عنوان یک شکل افراطی از بی حوصلگی یا ترجیح قوی برای نتایج فوری به جای نتایج دیرهنگام بیان می‌شود (دیرر[2]، ۲۰۲۰).

۲-۲- ارتباط بین سوگیری به حال و رفتارهای مالی

مخارج و پس انداز: به طور معمول در پژوهش‌های نظری و تجربی رفتار مصرفی ناشی از سوگیری به حال افراد در کنار رفتار پس انداز افراد تجزیه و تحلیل می شود. تالر و شفرین (۱۹۸۱) مفهوم سوگیری به حال در پس انداز را از طریق رفتار پس انداز فردی تشریح می‌کنند. با توجه به اینکه افراد تمایل زیادی به خرج کردن پول در زمان فعلی داشته و پاداش‌های فوری را ترجیح می‌دهند، ذهنیت آن‌ها این است که می‌توانند راه‌های دیگری برای پس‌انداز پول در آینده پیدا کنند و همین باعث می شود بلافاصله پول را خرج کنند. مصرف‌کنندگان دچار سوگیری به حال، هزینه کردن را به پس انداز ترجیح می‌دهند (چن[3]، ۲۰۲۲) و متعاقب آن کمتر احتمال دارد پس انداز داشته باشند و یا برای زمان بازنشستگی به میزان قابل توجهی پس انداز کنند (هورن و کیس[4]، ۲۰۲۰، براون و پریویترو[5]، ۲۰۱۴). اما در رفتار اقتصادی، فرد تمایل به پس انداز و به نوعی صرفه‌جویی در هزینه دارد و این موضوع بیانگر آن است که هرچقدر حال گرایی افراد کمتر باشد تمایل به صرفه‌جویی در هزینه‌ها توسط فرد بیشتر است و بالعکس.

استقراض: نتایج پژوهش‌های (لایبسون[6]، ۱۹۹۷ و فهر[7]، ۲۰۰۲، هایدوز و کوزگی[8]، ۲۰۰۸)[9]

1. Gill et al.
2. Direr
3. Chen
4. Horn and Kiss
5. Brown and Previtero
6. Laibson
7. Fehr
8. Heidhues and Koszegi

۹. توضیح کامل‌تر در پژوهش میر و اسپرینگر (۲۰۱۰) ذکر شده است.

نشان می‌دهد که سوگیری به حال منجر به استقراض و گرفتن وام بیشتر می شود، در راستای همین نظریات میر و اسپرینگر (۲۰۱۰) نشان می‌دهند که افراد دارای سوگیری به حال سطوح بدهی بالاتری در حساب‌های خود دارند، به طوری که نشان می‌دهند دستر سی آنی به اعتبار ارائه شده توسط کارت‌های اعتباری دارای قابلیت بدهکار شدن حساب، افراد دچار سوگیری به حال را به قرض گرفتن بیشتر سوق می‌دهد.

مدیریت پول: مدیریت پول به مواردی همچون به تعویق نیانداختن پرداخت‌های روزمره، داشتن برنامه‌ریزی قبلی برای برنامه‌های بلندمدت، عادت به نوشتن دخل و خرج و جستجوی اطلاعات در خصوص کالاها اشاره دارد (شیائو و پورتو، ۲۰۱۹). از آنجا که مفهوم به تعویق انداختن، همسو با سوگیری به حال است افرادی که در مسائل مالی پرداخت به موقع را به تعویق می‌اندازند دچار سوگیری به حال هستند. افراد دچار سوگیری به حال به دلیل توجه به رضایت آنی و نه بلندمدت، رفتار برنامه‌ریزی بلندمدت کمتری از خود نشان می‌دهند. به عنوان نمونه، گودا و همکاران (۲۰۱۹) نشان می‌دهند سوگیری به حال بر رفتار برنامه ریزی برای بازنشستگی تأثیرگذار است. به طور کلی، افرادی که در خرج کردن پول برنامه‌ریزی معینی ندارند، اطلاعات خود را به روز نمی‌کنند؛ به همین خاطر، کمتر به مقوله مدیریت پول توجه می‌کنند.

۳- پیشینه پژوهش

تاکنون موضوع اکثر پژوهش‌های داخلی شناسایی سوگیری در رفتار و تصمیمات معاملاتی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار در شهرهای مختلف بوده است (به عنوان نمونه: سعادت زاده حصار و همکاران، ۱۴۰۰،کوه کن و همکاران، ۱۴۰۰). موضوع پژوهش نظری‌پور و رحمانی (۱۴۰۱) بررسی نقش حسابداری ذهنی در مخارج افراطی خانوار است که به دلیل پرداختن به نقش تقویت خودکنترلی در مخارج غیرضرور، نقطه مقابل پژوهش حاضر است.

بررسی ارتباط سوگیری به حال با رفتارهای مالی افراد در زمینه‌های مختلف (نه فقط در چهارچوب سرمایه‌گذاری در بورس) بیشتر موضوع مطالعه‌های خارجی بوده که نتایج این پژوهش‌ها نشان می‌دهد که سوگیری به حال تاثیر بسزایی در رفتارهای مالی همچون مخارج، استقراض، پس انداز و مدیریت پول و غیره دارد.

فاگرستروم و هانتولا[1] (۲۰۱۳) با استفاده از یک مدل مطلوبیت با تنزیل هذلولی[2]، ۲۱ شرکت‌کننده را در نظر گرفته‌اند که برای یک برند جدید تلفن همراه دو انتخاب دارند، یا انتخاب کنند که پول خود را پس‌انداز کرده و در آینده تلفن همراه را دریافت‌کنند یا اینکه اکنون تلفن همراه را به صورت اعتباری دریافت کنند. نتایج نشان داده است که دانش‌آموزان حاضر بودند به جای اینکه منتظر صرفه‌جویی در هزینه و خرید گوشی بدون بهره بنشینند، هزینه‌ای با بهره بالا بپردازند (نزدیک به ۴۰٪). این داده‌ها نشان داده که در برخی موارد دسترسی فوری به یک محصول بسیار مطلوب مانند تلفن همراه ممکن است باعث هزینه‌های اعتباری با نرخ بهره بسیار بالا شود. آن تعدادی که دسترسی فوری را ترجیح نمی‌دادند معمولا از کارت اعتباری استفاده نمی‌کردند.

پیگولم و ریبونی[3] (۲۰۱۵) سوگیری به حال در تصمیمات سیاستمداران برای تصویب بودجه دولت در مجلس ملی را مورد بررسی قرار داده‌اند، آنها به این نتیجه دست یافتند که سوگیری به حال در تصمیمات بودجه سیاستمداران وجود دارد، به این صورت که تمایل دارند هزینه‌های جاری دولت را افزایش دهند و تصور می‌کنند این رویکرد یک دیدگاه بین زمانی بی نقص است و بدین ترتیب تمایل دارند که تصمیمات کاهش هزینه‌های دولت را در دوره‌های بعدی اجرایی کنند. این نتیجه تبیین کننده مشکلات خودکنترلی و آینده نگری ضعیف سیاستمداران است.

گارلینگ و همکاران[4] (۲۰۲۰) به بررسی این سوال می‌پردازند که تنزیل زمانی سوگیری به حال اندازه‌گیری شده با معیارهای احساس کمبود مالی[5]، نگرش نسبت به استقراض و مشارکت مالی و دانش، چگونه احتمال استقراض جوانان را برای خرید محصولات مصرفی مورد نظر تعیین می‌کند. نتایج نشان داده است که کمبود منابع مالی (که موجب سوگیری به حال در افراد می‌شود)

---

1. Fagerstrøm and Hantula

۲. در پژوهش نامبرده تنزیل هذلولی همان مفهوم سوگیری به حال است؛ یعنی تمایل به پاداش‌های فوری و کوچک به جای پاداش‌های بلندمدت و بزرگتر.

3. Piguillem and Riboni

4. Gärling et al.

5. Feelings of Financial Deficit

احتمال اســتقراض را افزایش می‌دهد. هر دو مشــارکت و دانش مالی و نگرش منفی نســبت به اســتقراض نیز انتخاب ماه‌های پرداخت اقســاط را کاهش داده و در نتیجه هزینه بازپرداخت ماهانه افزایش پیدا کرده است.

کاچلر و پگل (۲۰۲۱) برای توضــیح ســوگیری به حال افراد با اســتفاده از داده‌های یک سرویس مالی آنلاین نشان داده‌اند که بسیاری از مصرف‌کنندگان به بازپرداخت بدهی خود پایبند نیســتند. نتایج همچنین نشــان می‌دهد ســوگیری و ســاده‌لوحی بیشــتر منجر به این شــده اســت که مصرف‌کنندگان به بازپرداخت بدهی پایبندی ضعیف‌تری داشته باشند، به علاوه، مخارج مصرفی افراد به دریافت حقوق حساس بوده است که این بیانگر بی صبری افراد دچار سوگیری به حال در کوتاه مدت است و این حساسیت به منابع موجود تنها برای افرادی که از بی صبری خود در آینده آگاه هستند، کاهش پیدا کرده است.

آهن و نام[1] (۲۰۲۲) با بکارگیری یک نمونه داخلی از مصــرف‌کنندگان، به بررســی تاثیر پرداخت از طریق تلفن همراه بر رفتارهای مالی به ویژه خرج کردن پول بیش از توان مالی فرد می‌پردازند. در این پژوهش، خرج کردن بیش از توان مالی در پرداخت‌های اعتباری، به بدهکار کردن حساب بانکی و اعتباری فرد تا زمان شارژ کردن حساب در دوره بعدی اشاره دارد. یافته‌های این پژوهش نشان داد که کاربران پرداخت‌کننده از طریق تلفن همراه بیشتر از کاربرانی که از سایر روش‌های پرداخت اســتفاده می‌کنند، بدهکاری در حســاب دارند. همچنین با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌کننده دانش مالی، آن‌ها دریافتند که افزایش دانش مالی افراد به تشدید مصرف بیش از توان درآمدی و عدم مدیریت پول منجر می‌شود.

چاولا و ســوک[2] (۲۰۲۳) با بررســی وضــعیت ســوگیری به حال فردی و قدرت چانه‌زنی زوج‌ها از طریق منابع اقتصادی، الگوی پس‌انداز خانوارهای چینی را توضیح می‌دهند. در مدل این پژوهش پس‌انداز خانوار تابع ترجیحات چانه‌زنی و ترجیحات مخارج خانوار است. منابع اقتصادی (دارایی و درآمد) زنان به عنوان معیار قدرت چانه‌زنی درنظرگرفته شدند. نتایج پژوهش نشان داده اســت که، هرچقدر قدرت چانه زنی (به لحاظ منابع اقتصــادی؛ دارایی و درآمد) زنان بیشــتر باشــد،

[1]. Ahn and Nam
[2]. Chawla and Svec

پس انداز خانوار بالاتر است. اما ترجیحات مصرف در زمان حال توسط زنان تاثیر منفی بر پس انداز خانوار (زمانیکه زنان درخصوص پس انداز قدرت تصمیم دارند) دارد. این تاثیر منفی، سوگیری به حال در رفتارمالی زنان در خانوار تایید می‌کند.

آیکینک و همکاران[1] (۲۰۲۳) با انجام یک مطالعه مقطعی در میان سه گروه از کودکان، نوجوانان و بزرگسالان، به بررسی تاثیر سن بر انتخاب‌های بین زمانی پرداخته‌اند. آن‌ها همچنین به بررسی میزان تاثیر ساختار انتخاب بین زمانی (تغییر در تاخیرها ، پاداش نسبی و پاداش مطلق) بر انتخاب پاداش در گروه‌های سنی می‌پردازند. یافته‌های پژوهش نشان داده است که، سوگیری به حال در بین گروه‌های سنی متفاوت است. کودکان و نوجوانان انتخاب‌های با فوریت بیشتر را نسبت به بزرگسالان ترجیح می‌دهند. ساختار انتخاب بین زمانی بر انتخاب پاداش مورد انتظار در هر گروه سنی تأثیرگذار است.

٤- مدل پژوهش

با استفاده از روش شیائو و پورتو (۲۰۱۹)، در ابتدا برای کاهش تعداد متغیرها و نامگذاری متغیرهای وابسته با توجه به مفهوم رفتارهای مالی از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده می شود. بعد از شناسایی عامل‌ها به عنوان متغیرهای رفتارهای مرکب مالی، میانگین ساده رفتارهای مالی (در هر کدام از عامل‌ها) به عنوان داده‌های نهایی متغیرهای وابسته درنظر گرفته می‌شوند. سپس برای تجزیه و تحلیل ارتباط بین متغیرها از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌شود. برای هر متغیر رفتار مالی به عنوان متغیر وابسته، از سه مدل استفاده می شود. در مدل (۱)، تنها از متغیر سوگیری به حال به عنوان متغیر مستقل استفاده می شود. در مدل (۲)، متغیر مجذور سوگیری به حال برای تشخیص وجود الگوی غیرخطی اضافه شده است. در مدل (۳)، برای برر سی اثر متغیرهای کنترلی تعدادی متغیر کنترلی به مدل اضافه شده است. ذکر این نکته ضروری است که، گزارش نتایج در بخش برآورد مدل براساس شماره‌گذاری مدل‌های (۱) و (۲) و (۳) است و مدل (۳) به عنوان مدل نهایی در نظر گرفته می‌شود؛ بدین‌معنی که در صورت معنی‌دار نشدن هرکدام از متغیرها، آن‌ها از مدل نهایی حذف می‌شوند. به عبارت دیگر، ممکن است در تحلیل‌ها عینا نتایج مدل (۳) گزارش نشود،

[1]. Ikink et al.

اما به دلیل حضور متغیرهای کنترلی معنی‌دار تحت عنوان مدل (۳) نامگذاری شوند.

$$FB = a + b * PB + \varepsilon \quad (۱)$$

$$FB = a + b * PB + c * BP^2 + \varepsilon \quad (۲)$$

$$FB = a + b * PB + c * BP^2 + D * X + \varepsilon \quad (۳)$$

که در آن FB رفتار مالی، PB سوگیری به حال، BP^2 مجذور سوگیری به حال، X بردار متغیرهای کنترلی، ε جمله خطا. a, b، c، و D ضرایبی هستند که باید برآورد شوند. حداکثر یا حداقل مقدار PB را می‌توان پس از برآورد ضرایب محاسبه کرد. به عنوان مثال، برای مدل (۳) رابطه (۴) محاسبه می‌شود.

$$Max\ or\ Min\ of\ FB = -b/2c \quad (۴)$$

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار استتا ۱۷ استفاده شده است.

٤-١- متغیرهای پژوهش

متغیرهای وابسته: براساس چهارده رفتار مالی و بنابر تحلیل عاملی اکتشافی به پنج متغیر؛ رفتار مدیریتی، رفتار بی‌صبرانه، رفتار ساده لوحانه (براساس شیائو و پورتو، ۲۰۱۹)، رفتار صرفه‌جویی و رفتار استقراضی طبقه‌بندی می‌شوند. اما به طور کلی، چهارده رفتار مالی شامل چهار رفتار خرج کردن: ترجیح خرج کردن به جای پس انداز، خرج‌کردن آنی پول، تمایل به خرج کردن بدون برنامه‌ریزی و در نظرگرفتن مقرون به صرفه بودن هنگام خرید کالا. سه رفتار استقراضی شامل تمایل به وام با توجه به وضعیت درآمدی فعلی، تمایل به وام درصورت کم بودن نرخ بهره مورد انتظار و تمایل به استقراض از طریق کارت به کارت کردن پول از طریق اقوام و آشنایان. پنج رفتار مدیریت پولی شامل پرداخت به موقع قبوض، تنظیم خرج براساس درآمد تا آخرماه، داشتن برنامه مالی بلندمدت (مثل قسط وام، بازنشستگی و آینده فرزندان و غیره)، جستجوی اطلاعات و مقایسه هنگام انتخاب و خرید کالا، داشتن عادت تنظیم دخل‌وخرج (یادداشت حسابداری). دو رفتار مربوط به سرمایه‌گذاری شامل فرصت سرمایه‌گذاری براساس نرخ بازده ۵۰ در صد تو سط تبلیغات و فر صت سرمایه‌گذاری برا ساس بازده ۵۰ در صد تو سط اقوام و دو ستان. همه سوالات مربوط به رفتار مالی، به غیر از دو سوال فر صت سرمایه‌گذاری ۵۰ در صد و یک سوال تمایل به گرفتن وام با توجه به وضعیت فعلی، به شکل میزان موافقت در یک مقیاس

لیکرت پنج درجه‌ای (کاملا مخالفم (کد=۱)، مخالفم (کد=۲)، نظری ندارم (کد=۳)، موافقم (کد=۴) و کاملا موافقم (کد=۵) اندازه‌گیری شدند. دو سوال مرتبط با فرصت سرمایه‌گذاری به صورت بله (کد=۵)، خیر (کد=۱) و پس از کسب اطلاعات بیشتر درمورد پروژه سرمایه‌گذاری می‌کنم (کد=۳) اندازه‌گیری شد. یک سوال مرتبط با تمایل به وام به صورت بسیار مایلم (=۵)، مایلم (=۴)، نظری ندارم (=۳)، تمایل ندارم (=۲) و بسیار بی‌تمایلم (=۱) اندازه‌گیری شد.

متغیر مستقل: متغیر سوگیری به حال است که با این سوال اندازه‌گیری شد که «من تمایل دارم بیشتر در زمان حال زندگی کنم و به آینده فکر نکنم»، آزمودنی‌ها در یک مقیاس لیکرت پنج درجه‌ای به این سوال پاسخ دادند. این سوال میزان حال‌گرایی افراد را اندازه‌گیری می‌کند.

متغیرهای کنترلی: شامل سن: ۱۸ تا ۳۰، ۳۱ تا ۴۰، ۴۱ تا ۵۰، ۵۱ تا ۶۰ و بالاتر از ۶۰ (به ترتیب کد ۱ تا ۵)، درآمد ماهیانه: زیر ۱۵ میلیون تومان، ۱۵ تا ۳۰، ۳۱ تا ۴۵ و بالاتر از ۴۵ میلیون تومان (به ترتیب کد ۱ تا ۴)، جنسیت به صورت زن (=۰) و مرد (=۱) و تحصیلات (دیپلم، فوق دیپلم، لیسانس، فوق لیسانس و دکترا به ترتیب کد ۱ تا ۵) اندازه‌گیری شدند.

۵- داده‌های پژوهش

نمونه مورد بررسی از طریق نمونه‌گیری در دسترس با استفاده از پرسشنامه کاغذی در بین اعضای هیئت علمی و کارکنان دانشگاه ایلام بوده است. ۲۰۲ نفر از اعضای هیئت علمی و کارکنان دانشگاه سوال‌های پرسشنامه را تکمیل کردند. سوال‌های پرسشنامه شامل سوال‌هایی در مورد میزان حال‌گرایی فرد و مجموعه‌ای از چهارده رفتار مالی و همچنین اطلاعات تکمیلی فرد (سن، جنسیت، وضعیت تاهل، میزان درآمد ماهیانه و تحصیلات) بوده است.

٦- نتایج پژوهش

در این بخش در ابتدا آمار توصیفی همه متغیرهای پژوهش شرح داده می‌شود، سپس نتایج تحلیل عاملی اکتشافی برای ایجاد متغیرهای ترکیبی جدید ارائه خواهد شد. در نهایت، نتایج برآورد مدل‌های پژوهش تجزیه و تحلیل خواهد شد.

٦-١- آمار توصیفی

به طور کلی ۴۶ درصد نمونه در طیف سنی ۳۱ تا ۴۰ سال و ۳۸ درصد نمونه در طیف سنی

۴۱ تا ۵۰ سال هستند. ۶۲ در صد نمونه را مردان تشکیل دادند. ۷۷ در صد نمونه متاهل هستند. ۶۶ درصد نمونه درآمد بین ۱۵ تا ۳۰ میلیون تومان دارند. ۴۳ درصد مدرک فوق لیسانس و ۳۷ درصد مدرک دکترا دارند. میانگین متغیر سوگیری به حال نشان می‌دهد که سوگیری به حال در افراد بالاتر از میانگین است. براساس آمار توصیفی تمایل به رفتار استقراضی در آزمودنی‌ها وجود دارد به طوری‌که میانگین تمایل به وام برا ساس و ضعیت مالی فعلی در افراد ۳/۵ ا ست و تمایل به وام با نرخ بهره کمتر از حد مورد انتظار در افراد ۴/۰۲ است. این نتیجه برخلاف حد میانگین پژوهش شیائو و پورتو (۲۰۱۹) است که در نمونه آنها تمایل زیادی به گرفتن وام وجود نداشت. به طورکلی نمرات رفتارهای مالی بالاتر از حد میانگین هستند، به غیر از تمایل به استقراض از طریق کارت به کارت کردن پول توسط اقوام یا دوستان و همچنین سرمایه‌گذاری براساس بازده ۵۰ درصد براساس یک تبلیغ (آگهی).

جدول ۱: آمار توصیفی کل متغیرها (N =۲۰۲)

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
سن (کلی)	۲/۴۶	۰/۷۴	۱	۴
سن: ۱۸ تا ۳۰ سال	۰/۰۷	۰/۲۶	۰	۱
سن: ۳۱ تا ۴۰ سال	۰/۴۶	۰/۵	۰	۱
سن: ۴۱ تا ۵۰ سال	۰/۳۸	۰/۴۸	۰	۱
سن: ۵۱ تا ۶۰ سال	۰/۰۷	۰/۲۷	۰	۱
جنسیت (مرد)	۰/۶۲	۰/۴۸	۰	۱
وضعیت تاهل	۰/۷۷	۰/۴۱	۰	۱
وضعیت درآمد (کلی)	۱/۳۶	۰/۵۵	۱	۳
درآمد زیر ۱۵ میلیون تومان	۰/۶۶	۰/۴۷	۰	۱
درآمد ۱۵ تا ۳۰ میلیون تومان	۰/۲۹	۰/۴۵	۰	۱
درآمد ۳۱ تا ۴۵ میلیون تومان	۰/۰۳	۰/۱۸	۰	۱
تحصیلات (کلی)	۴/۱۳	۰/۸۲	۱	۵
تحصیلات: دیپلم	۰/۰۱۴	۰/۱۲	۰	۱
تحصیلات: فوق دیپلم	۰/۰۰۴۹	۰/۰۷	۰	۱
تحصیلات: لیسانس	۰/۱۷	۰/۳۸	۰	۱
تحصیلات: فوق لیسانس	۰/۴۳	۰/۴۹	۰	۱
تحصیلات: دکترا	۰/۳۷	۰/۴۸	۰	۱
سوگیری به حال	۲/۸۶	۱/۲۹	۱	۵
مقرون به صرفه	۴/۰۳	۰/۹۰	۱	۵

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
بدون برنامه بودن	۳/۷۴	۱/۰۶	۱	۵
پرداخت به موقع قبوض	۳/۹۹	۱/۱۳	۱	۵
برنامه مالی بلندمدت	۳/۶۳	۱/۰۸	۱	۵
تنظیم خرج مطابق با درآمد	۳/۴۷	۱/۱۸	۱	۵
جمع آوری اطلاعات	۳/۸۴	۰/۹۶	۱	۵
حساب کتاب	۳	۱/۲۷	۱	۵
رضایت از خرج	۳/۲۵	۱/۲۳	۱	۵
خرج کردن فوری	۳/۱۰	۱/۲۹	۱	۵
وام انتظاری	۴/۰۲	۱/۰۸	۱	۵
تمایل به وام گرفتن	۳/۵	۱/۳۲	۱	۵
کارت به کارت	۲/۰۶	۱/۰۷	۱	۵
سرمایه‌گذاری بر اساس تبلیغ آگهی	۲/۱۶	۱/۳۰	۱	۵
سرمایه‌گذاری بر اساس تبلیغ اقوام و دوستان	۲/۶۰	۱/۳۸	۱	۵

منبع: یافته‌های پژوهش

۶-۲- نتایج تحلیل عاملی اکتشافی

تحلیل عاملی اکتشافی بر روی پاسخ های ۲۰۲ نفر از نمونه حاضر، با استفاده از روش تجزیه مولفه‌های اصلی و چرخش واریماکس انجام شد. قبل از روش تحلیل عاملی لازم بود که در ابتدا از بالا بودن ضرایب همبستگی نمره سوال‌های پرسشنامه اطمینان حاصل شود. به همین منظور، شاخص‌های کفایت نمونه‌گیری کایزر، مایر و اوکلین و آزمون کرویت بارتلت برر سی شد. نتایج در جدول (۲) نشان می‌دهد که مقدار شاخص KMO، ۰/۶۲ است که قابل قبول است. مقدار قابل قبول برای شاخص KMO، بیشتر از ۰/۶ است. به علاوه، مقدار آماره کای اسکوئر برای آزمون کرویت بارتلت ۵۰۷/۳۶۷ و با درجه آزادی ۹۱ معنی‌دار است. بنابراین، کفایت نمونه‌گیری برای تحلیل عاملی اکتشافی رعایت شده است و انجام تحلیل عاملی قابل توجیه است.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های کفایت نمونه‌گیری و کرویت بارتلت

آزمون KMO	آزمون کرویت بارتلت	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
۰/۶۲	$x^2 = ۴۹۹/۹۹۳$	۹۱	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تحلیل به شناسایی ۵ عامل منجر شد که در مجموع ۶۰/۰۱ درصد از واریانس کل سوال‌های رفتارهای مالی را تبیین می‌کنند. از آن‌جا که مقدار واریانس کل بیشتر از ۶۰ درصد به

عنوان ملاک تعیین تعداد مولفه‌ها در نظر گرفته می‌شود[1] (حسینی و همکاران، ۱۴۰۰). عدد ۵ به عنوان تعداد نهایی عامل‌ها (همان متغیرهای وابسته) درنظر گرفته شد.

جدول ۳: مولفه‌های (متغیرهای وابسته) مستخرج از تحلیل عاملی رفتارهای مالی

متغیرهای وابسته	استخراج اولیه			استخراج بعد از چرخش واریماکس (کایزر نرمال)		
	مقدار ویژه	درصد واریانس	درصد تجمعی	مقدار ویژه	درصد واریانس	درصد تجمعی
رفتار مدیریتی	۲/۷۱	۱۹/۳۷	۱۹/۳۷	۲/۲۳	۱۵/۹۹	۱۵/۹۹
رفتار ساده لوحانه	۱/۷۶	۱۲/۶۴	۳۲/۰۱	۱/۷۵	۱۲/۵۲	۲۸/۵۱
رفتار بی‌صبرانه	۱/۶۶	۱۱/۹۰	۴۳/۹۱	۱/۷۱	۱۲/۲۸	۴۰/۷۹
رفتار استقراضی	۱/۲۴	۸/۸۹	۵۲/۸۰	۱/۵۹	۱۱/۴۲	۵۲/۲۱
رفتار صرفه‌جویی	۱/۰۰	۷/۲۱	۶۰/۰۱	۱/۰۹	۷/۸۰	۶۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در مرحله بعد، بارهای عاملی هرکدام از جملات رفتارهای مالی در جدول ۴ ارائه می‌شود. برای اختصاص هر سوال به یک مولفه (متغیر وابسته) بارهای عاملی بیشتر از ۰/۴ در نظر گرفته شد. چهارده جمله مبین رفتار مالی به پنج عامل که در واقع همان پنج متغیر وابسته هستند تحت عناوین؛ رفتار مدیریتی، رفتار ساده لوحانه، رفتار بی صبرانه، رفتار استقراضی و رفتار صرفه‌جویی استخراج شدند. به غیر از رفتار صرفه‌جویی که تک گویه درنظر گرفته شد، هرکدام از متغیرهای وابسته از طریق میانگین ساده رفتارها استخراج شدند.

همان‌طور که در ابتدای بخش معرفی مدل پژوهش توضیح داده شد، نامگذاری با توجه به مفاهیم رفتارها و همچنین تاحدی منطبق با نامگذاری شیائو و پورتو (۲۰۱۹) است. دو رفتار پرداخت قبوض و داشتن برنامه مالی بلندمدت در مطالعه شیائو و پورتو (۲۰۱۹) به دلیل اینکه در ذیل رفتار مدیریتی قرار نگرفتند به عنوان رفتار محتاطانه نامگذاری شدند اما در مطالعه حاضر این رفتار در زیرمجموعه رفتار مدیریتی قرار گرفت. بنابراین رفتار مدیریت پولی در این پژوهش وسیع‌تر از رفتارهای شناسایی شده در مطالعه شیائو و پورتو (۲۰۱۹) است و یافته جدید این پژوهش

[1]. برای شناسایی عامل‌های نهایی در تحلیل عاملی اکتشافی معمولا چندین روش وجود دارد: یکی از این روش‌ها معیار واریانس تجمعی تبیین شده در تحلیل عاملی است، میزان این معیار باید حداقل ۶۰ درصد واریانس عامل‌ها را تبیین کند و این میزان تعداد مولفه‌های قابل قبول را مشخص می‌کند.

محسوب می‌شود.

جدول ٤: ماتریس بارهای عاملی رفتارهای مالی روی مولفه‌های (متغیرهای وابسته) استخراج شده

سوال	رفتار مدیریتی	رفتار ساده‌لوحانه	رفتار بی‌صبرانه	رفتار استقراضی	رفتار صرفه‌جو
برنامه مالی بلندمدت	۷۰/۹۳				
تنظیم دخل و خرج	۷۰/۱۰				
جمع آوری اطلاعات	۶۵/۳۱				
حساب کتاب	۶۰/۲۷				
پرداخت قبوض	۵۵/۲۰				
فرصت سرمایه‌گذاری ۵۰ درصد توسط آگهی		۸۶/۱۲			
فرصت سرمایه‌گذاری ۵۰ درصد توسط دوستان		۸۳/۲۳			
کارت به کارت		۴۵/۶۳			
خرج کردن فوری			۸۷/۷۱		
رضایت از خرج			۸۱/۲۳		
تمایل به وام				۷۶/۲۸	
وام انتظاری				۷۴/۱۹	
بدون برنامه بودن				۵۷/۶۲	
صرفه‌جویی در هزینه					۷۶/۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش

از آنجایی‌که در سرمایه‌گذاری براساس بازده ۵۰ درصد براساس آگهی یا توصیه اقوام و دوستان، چنین نرخ بازدهی در بازار وجود ندارد، این دو رفتار مشابه شیائو و پورتو (۲۰۱۹) به عنوان رفتار ساده لوحانه نامگذاری شد (شیائو و پورتو، ۲۰۱۹). دو رفتار خرج کردن فوری و رضایت از خرج کردن، چون به دلیل تنزیل زمانی بوجود می‌آیند، بازتابی از رفتار بی‌صبرانه شناخته می شوند و مشابه شیائو و پورتو (۲۰۱۹) نامگذاری شده است. اما دو رفتار تمایل به وام و وام انتظاری به عنوان رفتار استقراضی نامگذاری شد و به عنوان یک عامل جدید درنظرگرفته شد. رفتار استقراضی در مطالعه شیائو و پورتو (۲۰۱۹) شناسایی نشد چون در نمونه آنها تمایل به وام در افراد وجود نداشت. رفتار صرفه‌جویی به دلیل بارعاملی زیاد حذف نشده است و به عنوان تک رفتار در تحلیل های بعدی تفسیر می‌شود و مرکب از میانگین چند رفتار مالی نیست، این عامل جدید است و در مطالعه شیائو و پورتو (۲۰۱۹) شناسایی نشده است. به دلیل اینکه دو رفتار (کارت

به کارت کردن پول و بدون برنامه بودن) از چهارده رفتار مالی در ذیل مفهوم غالب رفتارهای مالی مرکب قرار نگرفتند و تفسیر آن‌ها سخت بود از تجزیه و تحلیل‌ها در مراحل بعدی حذف شدند.

۶-۳- نتایج برآورد

در این بخش نتایج برآورد متغیر سوگیری به حال و رفتارهای مالی (مدیریتی، بی صبرانه و صرفه‌جویی) به شکل مجزا مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

۶-۳-۱- سوگیری به حال و رفتار مدیریتی

در ابتدا ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار مدیریتی بررسی می‌شود. نتایج در جدول ۵ ارائه شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل ۱ در جدول ۵ نشان می‌دهد که بین سوگیری به حال و رفتار مدیریت پولی ارتباط منفی و معنی‌دار وجود دارد. این بدین معنی است که هرچقدر سوگیری به حال در افراد بیشتر باشد، افراد رفتار مدیریت پولی ضعیف‌تری از خود نشان می‌دهند. پرداخت قبوض خود را به تعویق می‌اندازند، عادت به حساب کتاب کمتری دارند، تمایل کمتری به برنامه مالی بلندمدت دارند و کم خرج بودن را ترجیح نمی‌دهند، برای انتخاب محصولات مالی فوری تصمیم می‌گیرند و کمتر به جستجوی اطلاعات می‌پردازند. برآورد مدل ۲ در حضور متغیر مجذور سوگیری به حال این ارتباط را نشان نمی‌داد و از ذکر آن در نتایج صرفه نظر شد. در برآورد مدل ۳ همه متغیرها وارد شدند و متغیرهای بدون اثر معنی‌دار از مدل حذف شدند مدل نهایی در حضور متغیرهای معنی‌دار در جدول ۵ ارائه شده است. نتایج برآورد مدل نهایی (۳) نشان می‌دهد ارتباط منفی و معنی‌دار بین رفتار مدیریتی و سوگیری به حال وجود دارد. این نتیجه در دو مرحله این ارتباط را تایید کرده است اما در مطالعه شیائو و پورتو (۲۰۱۹) فقط در یک مرحله بدون حضور متغیرهای دیگر، این ارتباط تایید شد. بنابراین نتیجه حاصل شده در این مطالعه استحکام بیشتری دارد. در پژوهش‌های داخل ایران این ارتباط تا به حال بررسی نشده است. اما در مقایسه با پژوهش‌ها خارجی، یافته‌های پژوهش‌ها پیشین خارجی نیز ارتباط منفی بین سوگیری به حال و رفتار مدیریتی را نشان می‌دهند. پالامیتا و همکاران[1] (۲۰۱۶)، به این نتیجه دست یافتند که اعتماد مالی پایین ناشی از سوگیری به حال منجر به رفتارمالی ضعیف در حوزه مدیریت هزینه کرد و

[1]. Palameta et al.

بدهی می شود. بخشی از نتایج مطالعه دهیوی و هادیویدجاجا[1] (۲۰۲۲) نشان می‌دهد که سوگیری به حال تاثیر منفی بر رفتار مدیریت مالی دارد. کلارک و میچل[2] (۲۰۲۲) نشـــان داده‌اند افرادی که نرخ تنزیل بالاتری داشتند، انعطاف‌پذیری مالی (شاخص مدیریت مالی) کمتری برخوردار بودند.

نتایج حاصل از برآورد مدل (۳) نشان می‌دهد، بین تحصیلات و رفتار مدیریتی ارتباط مثبت و معنی‌دار وجود دارد. این نتیجه مبین این مو ضوع ا ست که افرادی که سطح تح صیلات بالاتری دارند در مقایسـه با افرادی که سـطح تحصـیلات دیپلم داشـتند رفتار مدیریت پولی صـحیح‌تری از خود نشـــان می‌دهند. این نتیجه با نتایج پژوهش شـــیائو و پورتو (۲۰۱۹) و همچنین با یافته‌های پژوهش‌های تجربی مطابقت دارد. در پژوهش‌های داخلی به تاثیر تحصـیلات بر رفتار مدیریت پول توجه نشده است اما تاثیر مثبت تحصیلات بر شفافیت گزارشگری مالی (طاهری عابد و همکاران، ۱۳۹۷)، اهمیت معیارهای مالی (نیکبخت و همکاران، ۱۳۹۴) و موارد مشـابه بررسـی شـده اسـت. پژوهش‌های خارجی علاوه بر تاثیر سواد مالی (یا تحصیلات درحوزه مالی) بر نگرش و رفتارمالی، به طور خاص بر تاثیر تحصـــیلات بر مدیریت پول (ســـاندرســـن و همکاران[3]، ۲۰۱۶، زولفاریس و همکاران[4]، ۲۰۲۰، مجید و همکاران[5]، ۲۰۲۱) توجه داشـــته‌اند و اکثر پژوهش‌های انجام شـــده تاثیر مثبت تحصیلات بر رفتارصحیح مالی را گزارش کرده‌اند.

نتایج حاصـــل از برآورد مدل نشـــان داد، رفتار مدیریت پولی در مردان در مقایســـه با زنان ضـعیف‌تر بوده اسـت. پژوهش‌های تجربی درخصـوص تاثیر جنسـیت بر رفتار مدیریت پولی نتایج متفاوتی را گزارش کرده‌اند. به عنوان نمونه، در سـاچیترا و ویجینسـکه[6] (۲۰۱۷) و شـیائو و پورتو (۲۰۱۹)، همین نتیجه یافت شـده اسـت. در مطالعه مجید وهمکاران (۲۰۲۱)، تفاوت معنی‌داری در رفتار مدیریت پولی زنان و مردان مشاهده نشد. اما در داسیلوا و همکاران[7] (۲۰۲۳)، توانایی مدیریت مالی در مردان بیشتر از زنان گزارش شده است.

---

1. Dhewi and Hadiwidjaja
2. Clark and Mitchell
3. Sundarasen et al.
4. Zulfaris et al.
5. Majid et al.
6. Sachitra and Wijesinghe
7. Da silva et al.

ضـــرایب برآورد مدل (۳)، همچنین نشـــان می‌دهد، افراد متأهل مســـائل مالی را به شـــکل صحیح‌تری مدیریت می‌کنند. در خصوص گروه‌های سنی تنها در بین افراد دارای ۴۱ تا ۵۰ سال اثر معنی‌دار یافت شـد. به عبارت دیگر، افراد دارای ۴۱ تا ۵۰ سـال در مقایسـه با افراد دارای ۱۸ تا ۳۰ سـال رفتار مدیریتی ضـعیف‌تری دارند. این یافته با شـیائو و پورتو (۲۰۱۹) مطابقت دارد اما نتایج دیگری نیز در پژوهش ها گزارش شـده اسـت، به عنوان نمونه، در مطالعه داسـیلوا و همکاران (۲۰۲۳)، در رفتار مدیریت پولی بین گروه‌های سنی تفاوت معنی‌دار مشاهده نشد.

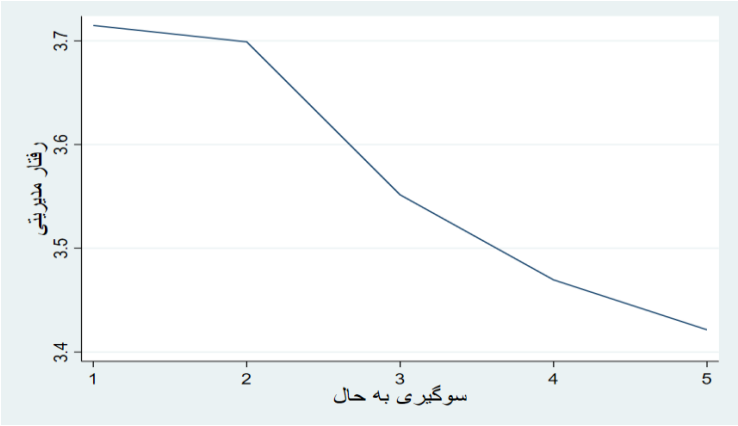
جدول ۵: بررسی ارتباط بین رفتار مدیریتی و سوگیری به حال

	مدل ۱			مدل ۳		
	B	Beta	ρ	B	Beta	ρ
constant	۳/۸۴	----	۰/۰۰	۲/۸۸	--	۰/۰۰
سوگیری به حال	-۰/۰۸۷ *	-۰/۱۵۲ *	۰/۰۳	-۰/۱۰۸ *	-۰/۱۸۸ *	۰/۰۰۶
تحصیلات: فوق دیپلم	----	----	----	۲/۱۴۴ *	۰/۲۰۲ *	۰/۰۰۹
تحصیلات: لیسانس	----	----	----	۱/۴۵۳*	۰/۷۴۹ *	۰/۰۰۱
تحصیلات: فوق لیسانس	-----	-----	----	۱/۲۴۰ *	۰/۸۲۷ *	۰/۰۰۳
تحصیلات: دکترا	----	----	-----	۱/۳۸۸ *	۰/۹۰۴ *	۰/۰۰۱
جنسیت (مرد)	----	----	----	-۰/۱۹۳ *	-۰/۱۲۶ *	۰/۰۸
وضعیت تاهل	----	-----	-----	۰/۲۴۴ *	۰/۱۳۷ *	۰/۰۷
سن: ۳۱ تا ۴۰ سال	----	-----	----	-۰/۳۰۳	-۰/۲۰۴	۰/۱۵۹
سن: ۴۱ تا ۵۰ سال	----	-----	-----	-۰/۵۷۰ *	-۰/۳۷۳ *	۰/۰۱
سن: ۵۱ تا ۶۰ سال	----	-----	-----	-۰/۱۴۳	-۰/۰۵۲	۰/۶۰
سطح خطای مدل	۰/۰۳			۰/۰۰		
R^2	۰/۰۲			۰/۱۶		
N	۲۰۲			۲۰۲		
آزمون فروض کلاسیک	Statistic		ρ	Statistic		ρ
همخطی (VIF)	۱		--	۶/۱۸		--
آزمون وایت (نوع آماره: chi2)	۱/۶۰		۰/۴۴	۲۵/۶۵		۰/۸۹
آزمون رمزی	۱/۴۹		۰/۲۱	۱/۶۳		۰/۱۸
معنی‌داری کل مدل رگرسیونی	۴/۷۸		۰/۰۳	۳/۷۲		۰/۰۰

توضیحات: گروه مرجع برای تحصیلات و سن به ترتیب دیپلم و سنین ۱۸ تا ۳۰ سال درنظر گرفته شده است. Beta ضرایب استاندارد شده است. * به معنی‌داری ضرایب اشاره دارد. معنی‌داری ضرایب در سطوح خطای ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱ گزارش شده است. در خصوص آزمون نرمال بودن، قضیه حد مرکزی مبنا قرار داده شد.

منبع: یافته‌های پژوهش

ارتباط منفی بین سوگیری به حال و رفتار مدیریت پولی در نمودار ۱ ارائه شده است، همان‌طور که در نمودار مشخص است، به طور نسبی هر چقدر میزان سوگیری به حال افزایش پیدا می‌کند، رفتار صحیح مدیریتی کاهش می‌یابد.



نمودار ۱: سوگیری به حال و رفتار مدیریتی

منبع: یافته‌های پژوهش

٦-۳-۲- سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه

در مرحله دوم ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه بررسی می‌شود. نتایج در جدول ۶ ارائه شده است. نتایج در پژوهش‌های قبلی نشان داده است که هرچقدر صبر افراد بیشتر باشد سوگیری در آنها کمتر است (پورعلی مردان و عسگری، ۱۴۰۱). این موضوع نشان می‌دهد سوگیری به عنوان توضیح‌دهنده رفتار بی صبرانه، می‌تواند منجر به صبر کمتر در افراد شده و رفتار بی صبرانه را افزایش دهد. بررسی ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار بی صبرانه در مدل (۱) نشان می‌دهد بین سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه ارتباط مثبت و معنی‌دار وجود دارد. اما در مدل ۲ در حضور متغیر مجذور سوگیری به حال، برآورد ضریب سوگیری به حال منفی و ضریب مجذور سوگیری یک عدد مثبت را نشان می‌دهد که نشان دهنده یک ارتباط U شکل بین سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه است.

در مدل ۳ در حضور متغیرهای کنترلی، برآورد ضرایب و همچنین معنی‌داری ضرایب دو متغیر سوگیری به حال و مجذور سوگیری به حال افزایش یافت و ارتباط U شکل حفظ شد.

یافته‌های این پژوهش با یافته‌های پژوهش شـیائو و پورتو (۲۰۱۹) و تئوری‌های موجود در مبانی نظری متفاوت است یعنی همخوانی کاملی ندارد؛ سوگیری به حال باید به طور معمول، تاثیر کاملا مثبتی بر رفتار بی صـبرانه داشـته باشـد. اما نتایج این مطالعه نشـان می‌دهد که این ارتباط U شـکل است، البته این ارتباط U شکل، تئوری‌های مرتبط مبنی بر اینکه افراد دچار سوگیری به حال نسبت به سـایر مصـرف کنندگان، احتمالا تمایل بیشـتری به خرج کردن دارند، را نقض نمی‌کند بلکه تاحدی تئوری‌های مرتبط را تایید می‌کند. پژوهش‌های تجربی پیشـین نیز با درنظرگرفتن مخارج افراطی به عنوان پروکسـی رفتار بی‌صـبرانه افراد، تاثیر مثبت سـوگیری به حال بر بی‌صـبری افراد را گزارش کرده‌اند (به نگوین، ۲۰۱۶، پینگر، ۲۰۱۷، کاچلر و پگل، ۲۰۲۱، حنسـن[1]، ۲۰۲۲ مراجعه شود).

جدول ٦: بررسی ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه

	مدل ۱			مدل ۲			مدل ۳		
	B	Beta	ρ	B	Beta	ρ	B	Beta	ρ
constant	۲/۵۸	--	۰/۰۰	۳/۹۰	---	۰/۰۰	۴/۱۱	--	۰/۰۰
سوگیری به حال	۰/۲۰۶ *	۰/۲۳۸ *	۰/۰۰۱	-۰/۸۸۶ *	-۱/۰۲ *	۰/۰۱۱	-۰/۹۷۸ *	-۱/۱۲۷ *	۰/۰۰۵
مجذور سوگیری به حال	---	----	---	۰/۱۸۳ *	۱/۲۷ *	۰/۰۰۲	۰/۱۹۹ *	۱/۳۹۵ *	۰/۰۰۱
درآمد: ۱۵ تا ۳۰ میلیون تومان	----	----	----	---	---	---	-۰/۴۱۳ *	-۰/۱۶۸ *	۰/۰۱۳
درآمد: ۳۰ تا ۴۵ میلیون تومان	---	---	----	---	----	----	۰/۳۵۱	۰/۰۵۷	۰/۳۹۴
سطح خطای مدل	۰/۰۰			۰/۰۰			۰/۰۰		
R^2	۰/۰۵			۰/۰۹			۰/۱۳		
N	۲۰۲			۲۰۲			۲۰۲		
آزمون فروض کلاسیک	Statistic		ρ	Statistic		ρ	Statistic		ρ
همخطی (VIF)	۱		--	۳۵/۳۵		--	۱۸/۳۸		--
آزمون وایت (نوع آماره: chi2)	۱/۵۰		۰/۴۷	۸/۳۰		۰/۸	۶/۶۰		۰/۷۶

[1]. Hensen

آزمون فرم تبعی (رمزی)	۴/۱۷	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۳۲	۰/۲۸	۰/۸۳
معنی‌داری کل مدل رگرسیونی	۱۲/۰۷	۰/۰۰	۱۱/۴	۰/۰۰	۷/۸	۰/۰۰

توضیحات: گروه مرجع برای متغیر درآمد، درآمد زیر ۱۵ میلیون تومان است. Beta ضرایب استاندارد شده است. * به معنی‌داری ضرایب اشاره دارد. معنی‌داری ضرایب در سطوح خطای ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱ گزارش شده است. درخصوص آزمون نرمال بودن، قضیه حد مرکزی، مبنا است.

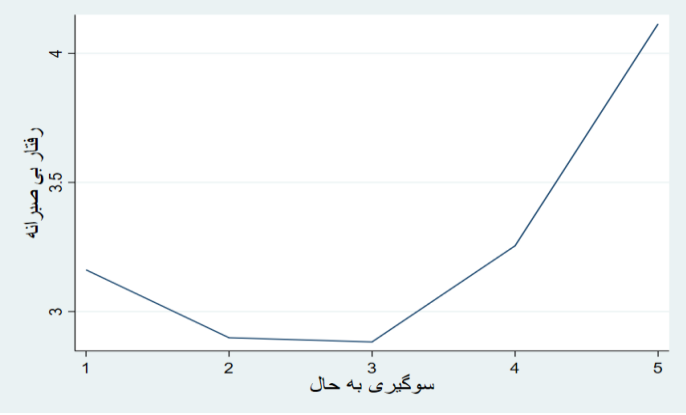
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج در خصوص متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که، یک ارتباط منفی و معنی‌دار بین درآمد ۱۵ تا ۳۰ میلیون تومان و رفتار بی‌صبرانه وجود دارد. این بدان معنی است که در مقایسه با افراد با درآمد زیر ۱۵ میلیون تومان، افرادی که درآمد بالاتری دارند (مشخصا افراد با درآمد ۱۵ تا ۳۰ میلیون تومان) رفتار بی صبرانه کمتری از خود نشان می‌دهند. به عبارت دیگر، افراد با درآمد بالاتر تمایل کمتری به خرج کردن پول خود دارند. این نتیجه با نتایج سایر پژوهش‌های انجام شده در این زمینه مطابقت دارد. کان و اردم[1] (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که درجات سوگیری به حال در گروه‌های مختلف درآمدی متفاوت است. در نمونه آنها، ۲۹/۴ درصد از افراد کم درآمد دچار سوگیری به حال هستند درحالی که فقط ۶/۴ درصد از افراد پردرآمد سوگیری به حال داشتند. بارتوس و همکاران[2] (۲۰۱۸) با بررسی تاثیر فقر بر بی‌صبری در یک نمونه دریافتند که القای مشکلات مرتبط با فقردرآمدی در ذهن افراد، منجر به مصرف کالا و تأخیر در کارکردن می‌شود.

نمودار ۲ ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه را نشان می‌دهد. همان‌طور که در نمودار نیز مشخص است یک ارتباط تقریبا U شکل بین سوگیری به حال و رفتار بی صبرانه وجود دارد. ارتباط U شکل گویای این مفهوم است که ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه در ابتدا منفی و سپس مثبت است. به عبارت دیگر، با افزایش سوگیری به حال تا زمانی که به نقطه عطف می‌رسد، میزان رفتار بی صبرانه کاهش می‌یابد و از نقطه عطف به بعد با افزایش سوگیری به حال میزان رفتار بی‌صبرانه افزایش پیدا می‌کند. به عبارت ساده تر، در سطوح پایین‌تر سوگیری، در ابتدا با افزایش سوگیری به حال، تمایل به خرج‌کردن (هزینه‌کرد) کاهش پیدا می‌کند و در سطوح بالاتر سوگیری، با افزایش سوگیری به حال، تمایل به خرج‌کردن (هزینه کرد) افزایش پیدا می‌کند.

1. Can and Erdem
2. Bartos et al.

با استفاده از فرمول (۴) مقدار سوگیری به حال در نقطه عطف، که در آن رفتار بی‌صبرانه به حداقل مقدار خود رسیده است برابر با ۲/۴۵ است. یعنی زمانی که سوگیری به حال در افراد برابر با ۲/۴۵ است رفتار بی صبرانه به حداقل مقدار خود رسیده و با فراتر رفتن سوگیری به حال از عدد ۲/۴۵، رفتار بی صبرانه نیز در افراد افزایش پیدا کرده است. رابطه U شکل، نشان می‌دهد (فقط در سطوح بالاتر سوگیری)، از یک حد آستانه به بعد، افراد دچار سوگیری به حال تمایل بیشتری به خرج کردن دارند. البته توجیه نظری دقیقی برای ارتباط U شکل نمی‌توان ارائه داد، اما یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد، سطوح بالاتر سوگیری به حال با بی صبری بیشتری همراه است، اما در سطوح پایین سوگیری به حال (به دلیل قرار گرفتن در محدوده حال‌گرایی ضعیف) لزوماً منجر به بی‌صبری بیشتر در افراد نمی‌شود.



نمودار ۲: سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه

منبع: یافته‌های پژوهش

۶-۳-۳- سوگیری به حال و رفتار صرفه‌جویی

در مرحله سوم ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار صرفه‌جویی بررسی می شود. نتایج در جدول ۷ ارائه شده است. رفتار صرفه‌جویی نماینده تمایل به مقرون به صرفه بودن کالا توسط فرد است. این رفتار به تمایل به کم خرجی و عمل پس‌انداز در افراد اشاره دارد. ترجیح به کمتر خرج کردن در یافته‌های شیائو و پورتو (۲۰۱۹) در کنار چند رفتار دیگر، در ذیل رفتار محتاطانه قرار گرفت. اما این رفتار در این پژوهش به عنوان یک عامل جدید شناسایی شد. نتایج برآورد مدل (۱)

ارتباط منفی و معنی‌دار را بین سوگیری به حال و تمایل به مقرون به صرفه بودن نشان می‌دهد. این بدان معنی است که هرچقدر سوگیری به حال در فرد بیشتر باشد، فرد تمایل کمتری به مقرون به صرفه بودن در انتخاب کالاها دارد. لازم به ذکر است برآورد مدل (۲) در حضور متغیر مجذور سوگیری به حال این ارتباط را نشان نداد.

جدول ۷: بررسی ارتباط بین رفتار صرفه‌جویی و سوگیری به حال

	مدل ۱			مدل ۳		
	B	Beta	ρ	B	Beta	ρ
constant	۴/۳۶	---	۰/۰۰	۴/۱۵	---	۰/۰۰
سوگیری به حال	-۰/۱۱۵ *	-۰/۱۶۵ *	۰/۰۱	-۰/۱۱۳ *	-۰/۱۶۲ *	۰/۰۲
وضعیت تاهل	---	---	---	۰/۲۷۲ *	۰/۱۲۵ *	۰/۰۷
سطح خطای مدل	۰/۰۱			۰/۰۱		
R^2	۰/۰۲			۰/۰۴		
N	۲۰۲			۲۰۲		
آزمون فروض کلاسیک	Statistic		ρ	Statistic		ρ
همخطی (VIF)	۱		--	۱		--
آزمون ناهمسانی وایت	۶/۰۷		۰/۰۵	۷/۲۵		۰/۱۲
آزمون فرم تبعی (رمزی)	۰/۱۵		۰/۸۹	۰/۱۵		۰/۹۳
معنی‌داری کل مدل رگرسیونی	۵/۶۲		۰/۰۱	۴/۴۹		۰/۰۱

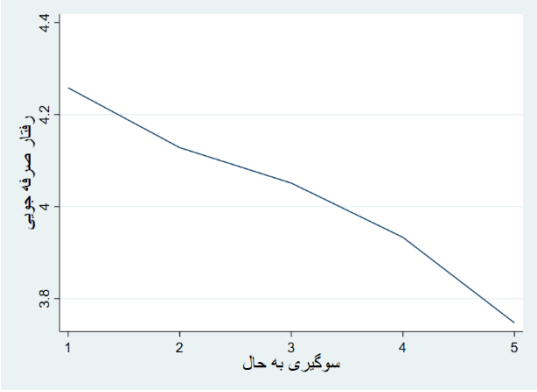
توضیحات: Beta ضرایب استاندارد شده است. * به معنی‌داری ضرایب اشاره دارد. معنی‌داری ضرایب در سطوح خطای ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱ گزارش شده است. درخصوص آزمون نرمال بودن، قضیه حد مرکزی، مبنا قرار داده شد.

منبع: یافته‌های پژوهش

در برآورد مدل ۳، تمامی متغیرها در مدل وارد شدند، بعد از حذف متغیرهای کنترلی بی‌معنی در مدل، ضرایب مدل نهایی به صورت مدل ۳ در جدول ۷ ارائه شده است. نتایج گویای این است که ارتباط منفی بین سوگیری به حال و رفتار صرفه‌جویی حفظ شده است و اینکه افراد متاهل تمایل به رفتار صرفه‌جویی بیشتری دارند، در هنگام انتخاب کالا مقرون به صرفه بودن آن را درنظر می‌گیرند و اقتصادی رفتار می‌کنند. اگرچه یافته‌های پژوهش‌های پیشین بیشتر بر تاثیر سوگیری به حال بر مخارج افراطی متمرکز بوده‌اند که در بخش قبلی به آن پرداختیم. اما این رفتار، مبنای نظری تمایل به پس انداز، کمتر خرج کردن و عقلانیت اقتصادی و ارتباط منفی آن با حال گرایی را تایید می‌کند. در پژوهش‌های تجربی قبلی رفتار صرفه‌جویی کمتر مورد توجه قرار گرفته

است، به عبارتی رفتار صرفه‌جویی زیرمجموعه‌ایی از رفتار محتاطانه شناخته می شود. ارتباط منفی یافت شده در این بخش تقریبا سازگار با تاثیر سوگیری به حال بر رفتار محتاطانه در مطالعه شیائو و پورتو (۲۰۱۹) است.

نمودار ارتباط منفی بین متغیر سوگیری به حال و رفتار صرفه‌جویی در نمودار ۳ ارائه شده است. همان‌طور که در نمودار مشخص است، به طور نسبی با افزایش سوگیری به حال، تمایل به مقرون به صرفه بودن در انتخاب کالا توسط فرد کاهش پیدا می‌کند. همچنین در حالات حدی، فرد در پایین‌ترین درجه از سوگیری به حال بیشترین تمایل به مقرون به صرفه بودن کالا و در بالاترین درجه از سوگیری به حال کمترین میزان تمایل به مقرون به صرفه بودن کالا را داراست.



نمودار ۳: سوگیری به حال و رفتار صرفه‌جویی

منبع: یافته‌های پژوهش

٦-۳-٤- سوگیری به حال و رفتار استقراضی

در این بخش ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار استقراضی بررسی می‌شود. نتایج در جدول ۸ ارائه شده است. نتایج برآورد مدل (۱) و (۲) نشان داد بین سوگیری به حال و رفتار استقراضی ارتباط معنی‌دار وجود ندارد. همچنین در مدل (۳) نیز نتیجه قبلی یعنی معنی‌دار نشدن ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار استقراضی تکرار شد اما ضرایب برخی از متغیرهای کنترلی در مدل معنی‌دار بودند. بنابراین به دلیل معنی‌دار نشدن متغیر سوگیری به حال و مجذور سوگیری به حال، تنها متغیرهای کنترلی معنی‌دار در مدل حفظ شد که نتایج در قالب جدول ۸ ارائه شده است و از ذکر نتایج براساس الگوی مدل ۱ و ۲ و ۳ صرفه نظر شد. این نتیجه با نتایج پژوهش‌های پیشین

انطباق ندارد. ارتباط مثبت بین سوگیری به حال و استقراض در پژوهش‌های خارجی وجود داشته است (به میرو اسپرینگر (۲۰۱۰)، گاترگود و وبر[1] (۲۰۱۷) مراجعه شود). ضرایب در متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که تمایل مردان به رفتار استقراضی کمتر است، به علاوه افراد متاهل تمایل بیشتر به گرفتن وام دارند و در مقایسه با افراد با درآمد زیر ۱۵ میلیون تومان، افراد با درآمد ۱۵ تا ۳۰ میلیون تومان تمایل بیشتری به گرفتن وام دارند.

جدول ۸: بررسی ارتباط بین رفتار استقراضی و متغیرهای کنترلی

	مدل (۳)		
	B	**Beta**	***ρ***
constant	۲/۵۹	---	۰/۰۰
جنسیت (مرد)	-۰/۳۸۴ *	-۰/۱۸۶ *	۰/۰۱
وضعیت تاهل	۰/۲۹۹ *	۰/۱۲۴ *	۰/۰۸
تحصیلات: فوق دیپلم	۰/۴۸۸	۰/۰۳۴	۰/۶۶
تحصیلات: لیسانس	۰/۸۹۱	۰/۳۴۰	۰/۱۲۹
تحصیلات: فوق لیسانس	۱/۱۸ *	۰/۵۸۸ *	۰/۰۳
تحصیلات: دکترا	۰/۸۸۹	۰/۴۲۹	۰/۱۲۴
درآمد: ۱۵ تا ۳۰ میلیون تومان	۰/۴۶۴ *	۰/۲۱۱ *	۰/۰۱
درآمد: ۳۱ تا ۴۵ میلیون تومان	۰/۹۵۵ *	۰/۱۷۴ *	۰/۰۲
سطح خطای مدل	۰/۰۰		
R^2	۰/۱۱		
N	۲۰۲		
آزمون فروض کلاسیک	**Statistic**		***ρ***
آزمون همخطی (VIF)	۶/۴۲		--
آزمون ناهمسانی وایت	۱۶/۶۶		۰/۵۵
آزمون فرم تبعی (رمزی)	۱/۵		۰/۲۱
معنی‌داری کل مدل رگرسیونی	۳/۰۵		۰/۰۰

توضیحات: گروه مرجع برای تحصیلات و درآمد به ترتیب دیپلم و درآمد زیر ۱۵ میلیون تومان است. Bet ضرایب استاندارد شده است. * به معنی‌داری ضرایب اشاره دارد. معنی‌داری ضرایب در سطوح خطای ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱ گزارش شده است. در خصوص آزمون نرمال بودن، قضیه حد مرکزی، مبنا قرار داده شد.

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین افراد با سطح تحصیلات بالاتر در مقایسه با افراد با تحصیلات دیپلم تمایل بیشتری

[1]. Gathergood and Weber

به رفتار اســـتقراضـــی دارند. از میان پژوهش‌های داخلی و خارجی، نیلی و اســـفندیاری (۱۳۹۳)، گانیارتو[1] (۲۰۲۲) عوامل اقتصادی و اجتماعی همچون؛ سن، جنسیت، وضعیت تاهل، تحصیلات و درآمد را به عنوان عوامل موثر بر تقاضـــای افراد برای وام بررســـی کرده‌اند، در این پژوهش‌ها برخلاف نتایج مطالعه حاضر، تمایل زنان به دریافت وام کمتر بوده است، اما درمورد تاثیر وضعیت تاهل، تحصیلات و درآمد بالا به دریافت وام، یافته‌های مطالعه حاضر با یافته‌های مطالعه‌های پیشین مطابقت دارد.

در مورد ارتباط بین رفتار ساده لوحانه و سوگیری به حال و همچنین سایر متغیرها بر خلاف نتایج شیائو و پورتو (۲۰۱۹) در هیچکدام از مدل‌های (۱) و (۲) و (۳) نتایج معنی‌دار نشد. به همین دلیل از ذکر نتایج خودداری شد.

۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

سوگیری به حال یکی از مهمترین سوگیری‌های متداول رفتاری در مباحث مالی و اقتصادی به شـمار می‌رود. بنابراین، هدف اصـلی پژوهش حاضـر براسـاس پژوهش شـیائو و پورتو (۲۰۱۹)، بررســی ارتباط بین ســوگیری به حال و رفتارهای مالی روزمره در افراد بود. رفتارهای مالی در این پژوهش متشکل از چهارده رفتار مربوط به خرج کردن، پس‌انداز، استقراض و مدیریت پولی است. برای بررســی این ارتباط در ابتدا از تحلیل عاملی اکتشــافی به روش تجزیه مولفه‌های اصــلی برای رفتارهای مالی (به عنوان متغیرهای وابســته) و در مرحله بعد برای بررســی ارتباط بین ســوگیری به حال و رفتارهای مالی، رگرسیون حداقل مربعات معمولی به کار گرفته شد. علت استفاده از تحلیل عاملی اکتشـــافی تبدیل چهارده رفتار مالی به چند رفتار مالی مرکب و نامگذاری جدید رفتارهای مالی با توجه به مفاهیم غالب در رفتارها بود. نتایج تحلیل اکتشـافی چهارده رفتار مالی به شـناسـایی پنج رفتار مالی منجر شـــد. پنج رفتار مالی تحت عناوین؛ رفتار مدیریتی، رفتار بی صـــبرانه، رفتار صرفه‌جویی، رفتار استقراضی و رفتار ساده لوحانه نامگذاری شدند.

بررســی ارتباط بین ســوگیری به حال و رفتار مدیریتی از طریق رگرســیون حداقل مربعات معمولی در دو مرحله نشـــان داد که بین ســـوگیری به حال و رفتار مدیریتی یک ارتباط منفی و

[1]. Ganiarto

معنی‌دار وجود دارد. بدین معنی که هرچقدر میزان حال‌گرایی در افراد افزایش پیدا می‌کند، تمایل به رفتار مدیریت پولی در افراد ضعیف‌تر می شود. این نتیجه در مقایسه به یافته‌های شیائو و پورتو (۲۰۱۹) استحکام بیشتری دارد. به علاوه ارتباط بین رفتار مدیریتی و تحصیلات مثبت و معنی‌دار شد، بدین‌معنی که هرچقدر میزان تحصیلات افراد بیشتر باشد رفتار مدیریتی صحیح‌تری از خود نشان می‌دهند. رفتار مدیریتی در مردان ضعیف‌تر بود. افراد متاهل مدیریت بهتری برای مسائل مالی دارند. همچنین نتایج نشان داد درمورد گروه‌های سنی افراد دارای سنین ۴۱ تا ۵۰ سال در مقایسه با افراد دارای سنین ۱۸ تا ۳۰ سال رفتار مدیریت ضعیف‌تری دارند.

رفتار بی‌صبرانه نماینده رفتار تمایل به خرج‌کردن در آزمودنی‌ها است. بررسی ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار بی‌صبرانه از طریق رگرسیون حداقل مربعات معمولی نشان داد که بین سوگیری به حال و رفتار بی صبرانه یک ارتباط U شکل وجود دارد. این نتیجه با یافته‌های شیائو و پورتو (۲۰۱۹) و تئوری‌های مرتبط متفاوت است اما در سطوح بالاتر سوگیری، این فرضیه که افراد با سوگیری به حال تمایل بیشتری به خرج کردن دارند، تایید می‌شود. این ارتباط U شکل بیانگر آن است که این ارتباط در ابتدا منفی و سپس مثبت است؛ یعنی در سطوح پایین‌تر سوگیری، با افزایش سوگیری تمایل به هزینه‌کرد کاهش پیدا می‌کند و در سطوح بالای سوگیری، با افزایش سوگیری تمایل به خرج کردن بیشتر می شود. همچنین یک ارتباط منفی و معنی‌دار بین درآمد (در سطح ۱۵ تا ۳۰ میلیون تومان) و رفتار بی صبرانه مشاهده شد. به‌عبارت‌دیگر، افزایش درآمد، رفتار بی صبرانه در افراد را کاهش می‌دهد، می‌توان دریافت که درآمد بالا تمایل به خرج کردن در افراد را کاهش داده است.

رفتار صرفه‌جویی نماینده تمایل به مقرون به صرفه بودن در هنگام انتخاب کالا است. ترجیح به کمتر خرج کردن در یافته‌های شیائو و پورتو (۲۰۱۹) در کنار چند رفتار دیگر، در ذیل رفتار محتاطانه قرار گرفت. اما این رفتار در این پژوهش به عنوان یک عامل جدید شناسایی شد. بررسی ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار صرفه‌جویی نشان داد که بین سوگیری به حال و رفتار صرفه‌جویی ارتباط منفی و معنی‌دار وجود دارد. به عبارت دیگر، هرچقدر سوگیری به حال در افراد بیشتر باشد تمایل به مقرون به صرفه بودن هنگام خرید کالا در افراد کاهش می‌یابد. ارتباط منفی یافت‌شده در این بخش تقریبا سازگار با تاثیر سوگیری به حال بر رفتار محتاطانه در مطالعه

شیائو و پورتو (۲۰۱۹) است. همچنین رفتار صرفه‌جویی در افراد متاهل بیشتر است.

رفتار استقراضی بیانگر تمایل افراد به گرفتن است و رفتار ساده لوحانه بر اساس فرصت سرمایه‌گذاری معرفی شده به کمک تبلیغات و یا از طریق اقوام و دوستان بر اساس نرخ بازدهی ۵۰ درصد است. علت ساده لوحانه بودن این رفتار این است که چنین نرخ بازدهی در بازار تقریبا غیر ممکن بوده و بی‌تجربگی مصرف‌کننده را گزارش می‌کند. در مورد ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار استقراضی و همچنین ارتباط بین سوگیری به حال و رفتار ساده لوحانه ارتباط معنی‌دار یافت نشد. اما در مورد متغیرهای کنترلی و رفتار استقراضی نتایج نشان داد رفتار استقراضی در مردان کمتراست، افراد متاهل و دارای تحصیلات بیشتر تمایل بیشتری به گرفتن وام دارند و بین درآمد بیشتر و رفتار استقراضی ارتباط مثبت و معنی‌دار وجود دارد.

توجه به این نکته لازم است که سوگیری‌ها می‌توانند تا حد زیادی بر رفتارهای مالی به طورخاص در بازارهای مالی، تصمیمات خرد و کلان مدیریتی، تصمیمات بودجه، عرضه و تقاضای کالا و خدمات و ... تأثیرگذار باشد و نباید به سادگی از آن عبور کرد. یافته‌های مقاله حاضر نشان می‌دهد که رفتارهای مالی از قبیل خرج کردن، پس انداز، مدیریت پول و سرمایه‌گذاری می‌تواند به شکل مفاهیم جدیدی از قبیل رفتار بی صبرانه، مدیریتی ، صرفه‌جویی، ساده لوحی و رفتارهایی از این قبیل در رفتارهای روزمره افراد، ظاهر شوند. نتایج این پژوهش پیام‌هایی را برای فعالان، برنامه‌ریزان و سیاستگذاران حوزه مالی و اقتصادی دارد. به دلیل اینکه سوگیری به حال به‌طور مستقیم بر ترجیحات افراد موثر است، باید در تدوین، اجرا و حتی اصلاح یک سیاست به آن توجه کرد. از یک طرف، سوگیری به حال فرد را دچار آینده نگری ضعیف می‌کند و تاثیر منفی بر رفتارهای مالی و اقتصادی دارد. از طرف دیگر، می‌توان از آن به عنوان تلنگر درچارچوب رویکرد سیاستی جدید که آزادی انتخاب را نیز حفظ خواهد کرد، بهره گرفت. به لحاظ کاربردی، می‌توان از معیار سوگیری به حال به عنوان یک ابزار در ارائه پیشنهادها، طراحی مدل، تجزیه و تحلیل و پیش بینی‌های اقتصادی و مالی در جهت تامین رفاه مالی افراد متناسب با اهداف مالی آنها، استفاده کرد. به عنوان نمونه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

- تلنگرهای سوگیری به حال قادر است خرید فوری مصرف‌کنندگان را جهت رونق فروش بنگاه‌ها، تولیدکنندگان یا فروشندگان یک کالا یا خدمت تقویت کند.

- می‌توان با پاداش فوری، پیوستن افراد به طرح‌های جدید مالی و اقتصادی (بلندمدت) را افزایش داد.
- طراحی برنامه‌هایی با استفاده از تلنگر سوگیری به حال، افراد را درجهت پرداخت‌های معوق (قبوض، اقساط، ...) تشویق می‌کند.
- برنامه‌های در راستای تشویق پس‌انداز با برانگیختن حال‌گرایی افراد می‌تواند آنها را به سمت پذیرش برنامه سوق داده و منافع بلندمدت افراد را تامین کند.
- ضروری است مضرات مخارج مازاد فعلی غیر ضرورکه همراه با زیان بلندمدت است درجهت مدیریت صحیح منابع مالی در سطح خرد و کلان تبیین شود.
- انتشار گزارش مخارج مازاد دوره قبلی که فواید بلندمدت آن ناچیز است، قادر است تصمیمات مدیریت منابع مالی افراد را در وضع هزینه‌های فعلی در سطح خرد و کلان تعدیل کند.

به طور کلی، توصیه می شود تصمیم‌گیران و سیاستمداران در حوزه مالی و اقتصادی که نقش مهمی در ارتقای رفاه مالی آحاد جامعه برعهده دارند، درچهارچوب تقلیل سوگیری در تصمیمات فردی و تبیین فواید آینده‌نگری به شکل تلنگر برای تدوین، اجرا و اصلاح سیاست‌ها عمل کنند.

References

Ahn, S. Y. & Nam, Y. (2022). Does Mobile Payment Use Lead to Overspending? The Moderating Role of Financial Knowledge. *Computers in Human Behavior*, **134**: 107319.

Ainslie, G. (1975). Specious Reward: A Behavioral Theory of Impulsiveness and Impulse Control. *Psychological Bulletin*, **82**(4): 463- 496.

Anantanasuwong, K. (2019). How Financial Literacy Impacts Retirement Savings: The Role of Present Bias and Exponential Growth Bias. Available at *https://ssrn.com/abstract=3364781*.

Bartos, V., Bauer, M., Chytilová, J., & Levely, I. (2018). Effects of Poverty on Impatience: Preferences or Inattention? *CERGE-EI Working Paper Series*, (623).

Benhabib, J., Bisin, A., & Schotter, A. (2010). Present-bias, Guasi-Hyperbolic Discounting, and Fixed Costs. *Games and Economic Behavior*, **69**(2): 205-223.

Brown, J. R., & Previtero, A. (2014). Procrastination, Present-Biased Preferences, and Financial Behaviors. *NBR Working Paper*. Unpublished Manuscript, University of Illinois at Urbana-Champaign and University of Western Ontario.

Can, B., & Erdem, O. (2013). Present-bias in Different Income Groups. *GSBE Research Memoranda Working Paper*, Maastricht University, Graduate School of Business and Economics.

Chawla, I., & Svec, J. (2023). Household Savings and Present Bias among Chinese Couples: A Household Bargaining Approach. *Journal of Consumer Affairs*, **57**(1): 648-672.

Chen, M. (2022). Exploring the Positive Impact of Reducing Present Bias Has on People's Poverty Level in India. *In 2022 6th International Seminar on Education, Management and Social Sciences.* University of Washington, Seattle, The United States of America.

Chung, S. H., & Herrnstein, R. J. (1967). Choice and Delay of Reinforcement. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, **10**(1): 67-74.

Clark, R. L., & Mitchell, O. S. (2022). Americans' Financial Resilience during the Pandemic. *Financial Planning Review*, **5**(2-3): 1-15.

Da Silva, E. A., Sodré, P. R. S., Gomes, F. L., & Cruz, L. P. (2023). Behavior in Financial Management in a Demographic Analysis. *Preprint from Research Square.*

Dhewi, R. M., & Hadiwidjaja, R. D. (2022). Transforming Public Higher Education through Financial Behavioral Drivers Models. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, **22**(18): 30-42.

Direr, A. (2020). Bringing Present Bias Back to the Present. Available at *https://ssrn.com/abstract=342091*

Fagerstrøm, A., & Hantula, D. A. (2013). Buy it Now and Pay for it Later: An Experimental Study of Student Credit Card Use. *The Psychological Record*, **63**(2): 323-332.

Fehr, E. (2002). The Economics of Impatience. *Nature*, **415**(6869): 269-272.

Ganiarto, E. (2022). The Influence of Demographic Factors on Online Loan Decision. *In Proceeding of the International Conference on Family Business and Entrepreneurship.* President University, Bekasi, Indonesia.

Gärling, T., Michaelsen, P., & Gamble, A. (2020). Young Adults' Borrowing to Purchases of Desired Consumer Products Related to Present-Biased Pemporal Discounting, Attitude towards Borrowing and Financial Involvement and Knowledge. *International Journal of Consumer Studies*, **44**(2): 131-139.

Gathergood, J., & Weber, J. (2017). Financial Literacy, Present Bias and Alternative Mortgage Products. *Journal of Banking & Finance*, **78**: 58-83.

Gill, A., Hett, F., & Tischer, J. (2018). Measuring Time Inconsistency Using Financial Transaction Data. *SAFE White Paper.*

Goda, G. S., Levy, M., Manchester, C. F., Sojourner, A., & Tasoff, J. (2019). Predicting Retirement Savings Using Survey Measures of Exponential-Growth Bias and Present Bias. *Economic Inquiry*, **57**(3): 1-23.

Gradinaru, A. (2014). The Contribution of Behavioral Economics in Explaining the Decisional Process. *Procedia Economics and Finance*, **16**: 417-426.

Hansen, E. T. (2022). What Drives the Demand for High-Cost Consumption Loans. *CEBI Working Paper Series*, No. 07/22, University of Copenhagen,

Department of Economics, The Center for Economic Behavior and Inequality (CEBI).

Heidhues, P., & Kőszegi, B. (2010). Exploiting Naivete about Self-Control in the Credit Market. *American Economic Review*, **100**(5): 2279-2303.

Horn, D., & Kiss, H. J. (2020). Time Preferences and their Life Outcome Correlates: Evidence from a Representative Survey. *PloS one*, **15**(7): 1-26.

Hosseini, A., Jabbarzade Kangaarloye, S., Bahrisals, J., & Sadi, R. (2021). Exploratory Factor Analysis of the Challenges and Obstacles of the Implementing IFRS in Iran. *Accounting and Auditing Review*, **28**(3): 533-552. (In Persian)

Ikink, I., van Duijvenvoorde, A. C., Huizenga, H., Roelofs, K., & Figner, B. (2023). Age Differences in Intertemporal Choice among Children, Adolescents, and Adults. *Journal of Experimental Child Psychology*, **233**, 105691.

Kamoune, A., & Ibenrissoul, N. (2022). Traditional Versus Behavioral Finance Theory. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, **3**(2-1): 282-294.

Kim, H. T., & Nguyen, Q. (2022). An Exploration on the Nexus between Managers' Present Bias and Corporate Investment. *Applied Economics Letters*, **29**(2): 1-5.

Koohkan, F., Shourvarzi, M. R., Masihabadi, A., & Mehrazin, A. (2021). Investigating the Effect of Investors' Mental Accounting on Investment and Financing Policies. *Journal of Accounting Knowledge*, **12**(4): 137-153. (In Persian)

Kuchler, T., & Pagel, M. (2021). Sticking to your Plan: The Role of Present Bias for Credit Card Paydown. *Journal of Financial Economics*, **139**(2): 359-388.

Laibson, D. (1997). Golden Eggs and Hyperbolic Discounting. *The Quarterly Journal of Economics*, **112**(2): 443-478.

Majida, M., Qureshib, H. A., & Aftabc, H. (2021). Predictors of Money Management Behaviour among University Students. *International Journal of Innovation, Creativity and Change*, **15**(4): 1065-1084.

Meier, S., & Sprenger, C. (2010). Present-Biased Preferences and Credit card Borrowing. *American Economic Journal: Applied Economics*, **2**(1): 193-210.

Nazaripour, M., & Rahmani, F. (2022). The Role of Mental Accounting in Controlling the Household Overspending Behavior. *New Marketing Research Journal*, **12**(3): 177-200. (In Persian)

Nguyen, Q. (2016). Linking Loss Aversion and Present Bias with Overspending Behavior of Tourists: Insights from a Lab-in-the-Field Experiment. *Tourism Management*, **54**: 152-159.

Nikbakht, M., Dianati Deylami, Z., & Hossein Pour, A. (2016). The Effect of the Level of Education and Experience of Financial Managers on their Importance and Trust on the Various Dimensions of the Balanced Evaluation Card. *Financial Accounting and Auditing Research*, **7**(28): 1-22. (In Persian)

Nili, F & Esfandiari, M. (2015). Factors Affecting the Utilization of Loans and the Formation of Loans Demand in Urban Households. *MBRI Research Report.*

Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran: 1-40. (In Persian)

Palameta, B., Nguyen, C., Hui, T. S. W., Gyarmati, D., Wagner, R. A., Rose, N., & Llp, F. (2016). Link between Financial Confidence and Financial Outcomes among Working-Aged Canadians. *Social Research and Demonstration Corporation*.

Piguillem, F., & Riboni, A. (2015). Spending-Biased Legislators: Discipline Through Disagreement. *The Quarterly Journal of Economics*, **130**(2): 901-949.

Pinger, P. R. (2017). Predicting Experimental Choice Behavior and Life Outcomes from a Survey Measure of Present Bias. *Economics Bulletin*, **37**(3): 2162-2172.

Pouralimardan, M., & Asgari, H. (2022). Bias in Wages and Time Preferences (An Application of Behavioral Economics). *Iranian Journal of Economic Research*, **27**(93): 209-256. (In Persian)

Saadatzadeh Hesar, B. Abdi, R. Mohammadzadeh Salteh, H. & Narimani, M. (2021). The Role of Cognitive Bias in the Behavior of Investors (Teachers) in the Stock Market. *Journal of School Psychology*, **10**(2): 44-66. (In Persian)

Sachitra, V. & Wijesinghe, D. (2017). What Determine Money Management Behaviour of Undergraduates An Examination in an Emerging Economy. *Journal of Education, Society and Behavioural Science*, **26**(4): 1-14.

Sundarasen, S. D. D. Rahman, M. S. Othman, N. S. & Danaraj, J. (2016). Impact of Financial Literacy, Financial Socialization Agents, and Parental Norms on Money Management. *Journal of Business Studies Quarterly*, **8**(1): 137.

Taheri Abed, R. Alinezhad Sarokolaei, M. & Faghani Makerani, K. (2018). Ability, CEOs's Financial Knowledge and Financial Reporting Transparency. *Financial Accounting Knowledge*, **5**(2): 85-110. (In Persian)

Thaler, R. H. & Shefrin, H. M. (1981). An Economic Theory of Self-Control. *Journal of political Economy*, **89**(2): 392-406.

Torrecillas, M. J. M. & Rambaud, S. C. (2004). An Analysis of the Anomalies in Traditional Discounting Models. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, **4**(1): 105-128.

Xiao, J. J. & O'Neill, B. (2018a). Mental Accounting and Behavioural Hierarchy: Understanding Consumer Budgeting Behaviour. *International Journal of Consumer Studies*, **42**(4): 448-459.

Xiao, J. J. & O'Neill, B. (2018b). Propensity to Plan, Financial Capability, and Financial Satisfaction. *International Journal of Consumer Studies*, **42**(5): 501-512.

Xiao, J. J. & Porto, N. (2019). Present Bias and Financial Behavior. *Financial Planning Review*, **2**(2): 1-14.

Zulfaris, M. D. Mustafa, H. Mahussin, N. Alam, M. K. & Daud, Z. M. (2020). Students and Money Management Behavior of a Malaysian Public University. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, **7**(3): 245-251.

The Journal of
Economic Policy

Yazd University

Vol. 15 No. 30 Autumn and Winter 2023 ISSN: 2645-3967

Investigating the effects of monetary shocks on the key variables of Iran's economy… **1**
Hossein Abbasinejad, Sajjad Barkhordari, Pourya Esfahani

Studying the effects of the uncertainty shock of the economic policies on Iran's … **38**
Arash Yavarifar, Karim Emami Jazeh, Teymoor Mohammadi

Investigating the effect of investor sentiment on the efficiency of asset pricing factor… **67**
Milad Badiei, Mohammad Hassan Ebrahimi Sarve Oliya, Mostafa Sargolzaei

Designing a DSGE model to investigate the effects of impulses to improve the… **95**
Younes Khodaparast, Zahra Fazeli

Investigating the impact of energy subsidies on the market power of Iran's industry… **140**
Zahra Akhani, Ahmad Sarlak, Gholamali Haji, Abolfazle Saiedifar

Comparative analysis of housing prices using Black-Scholes and jump diffusion model… **166**
Salaheddin Manochehri, Fateh Habibi Mohammadifard

The threshold effect of oil rent on public debts in Iran **202**
Reza Maaboudi, Younes Nademi, Banafshe Azraty

An analysis of Iran's banking system balance sheet insolvency and its impact… **228**
Ramin Amani, Bakhtiar Javaheri, Zanko Ghorbani

The effect of regulatory quality on Iran's economic growth: An augmented… **272**
Sayed Abbas Mirdehghan Ashkezari, Seyed Nezamuddin Makiyan, Mehdi Hajamini, Ali Hussein Samadi

Investigating and predicting the inflation in Iran's economy using Bayesian... **307**
Yazdan Naghdi, Soheila Kaghazian, Farshid Efati

Analysis of the micro-effects of macroeconomic variables on firm profit by the system… **334**
Zainab Khorram, Zarir Negintaji

Present bias and individual financial behaviors: An application of behavioral economics **365**
Heshmatulah Asgari, Mohaddeseh Pouralimardan